

L'enquête sur la longévité en bonne santé : l'espérance de vie sans incapacité des personnes très âgées en Chine

ZENG Yi, James W. VAUPEL, XIAO Zhenyu,
ZHANG Chunyuan et LIU Yuzhi*

Comment les facteurs socio-économiques, comportementaux, environnementaux et biologiques influencent-ils la longévité en bonne santé des êtres humains ? De très nombreuses recherches ont été consacrées à l'influence de ces facteurs sur la mortalité depuis la naissance jusqu'à un âge avancé, mais elles ne s'intéressent que rarement à l'impact de ces facteurs sur la probabilité de survivre et de rester en bonne santé jusqu'à des âges très élevés. En d'autres termes, pourquoi certaines personnes meurent-elles à 80 ans et d'autres à 100 ans ? Pourquoi, parmi les personnes très âgées, certaines gardent-elles une excellente qualité de vie alors que d'autres ont une santé fragile ? Le peu qu'on sache sur ces questions ne date que de ces dernières années (Finch, 1990 ; Jeune, 1995 ; Christensen et Vaupel, 1996).

Il importe de mieux comprendre les facteurs de la longévité en bonne santé en raison du vieillissement des populations de la plupart des pays. La population de la Chine, en particulier, vieillit à un rythme extrêmement rapide (Banister, 1990 ; Ogawa, 1988 ; Zeng et Vaupel, 1989 ; Zeng et George, 2000). Si la baisse actuelle des taux de mortalité se poursuit, un enfant né aujourd'hui aura autant de chances de vivre jusqu'à 100 ans que n'en avait d'atteindre 80 ans un enfant né il y a 80 ans. Même avec les régimes de mortalité actuels des pays développés, plus de la moitié des filles nouvellement nées fêteront leur 80^e anniversaire, et 2 % leur 100^e anniversaire (Vaupel et Gowan, 1986).

ZENG Yi : Université de Duke, Université de Beijing et Institut Max Planck de recherche démographique ; JAMES W. VAUPEL : Université de Duke et Institut Max Planck de recherche démographique ; XIAO Zhenyu : Centre national chinois de recherche sur le vieillissement ; ZHANG Chunyuan et LIU Yuzhi : Université de Beijing.

Traduit par André Lux.

La plupart des personnes âgées sont en relativement bonne santé avant 80 ans, mais ont besoin d'être assistées aux âges plus avancés. Les personnes très âgées consomment force services, allocations et transferts, bien plus qu'en proportion de leur nombre. À New York, par exemple, les patients très âgés étaient à l'origine d'environ un quart des paiements de *Medicare* aux hôpitaux en 1988 (Suzman *et al.*, 1992, p. 6). Une étude publiée en Allemagne en 1996 a relevé que 1,7 % des personnes âgées de 65 à 69 ans, 3,2 % des 70-74 ans, 6,2 % des 75-79 ans, 10,7 % des 80-84 ans et 26,3 % des 85 ans ou plus recourent régulièrement aux services de santé (Schneekloth *et al.*, 1996). Les personnes très âgées constituent bien évidemment le groupe qui a le plus besoin d'assistance, et les soins de santé constituent la partie la plus coûteuse des services offerts aux personnes âgées. Pourtant, on ne sait presque rien des personnes les plus âgées en Chine et dans presque tous les autres pays en développement. Outre que les enquêtes sur les personnes âgées y sont rares, les échantillons proportionnels conduisent à des effectifs très insuffisants de personnes très âgées dans les quelques enquêtes disponibles. Presque tous les recensements de Chine et d'autres pays en développement regroupent en une seule classe d'âges les personnes de 85 ans et plus, ou de 80 ans et plus, voire même de 65 ans et plus, ce qui empêche de saisir les caractéristiques propres aux plus âgées d'entre elles. Dès lors, pour obtenir des résultats scientifiquement valables et utiles aux politiques, il faut absolument mener des enquêtes dans les pays en développement pour y combler le manque de données relatives aux personnes très âgées.

La Chine offre une occasion incomparable d'étudier la population de 80 ans ou plus d'un pays en développement, car sa population est immense et la déclaration des âges y est généralement fiable, tant pour la majorité Han que pour la plupart des minorités ethniques (comme nous le verrons). La Chine totalise maintenant près de 1,3 milliard d'habitants. Malgré la très forte mortalité d'autrefois, elle compte aujourd'hui beaucoup de personnes âgées et vieillit à un rythme accéléré. En 1990, il y avait 63 millions de personnes âgées de 65 ans ou plus, soit moins de 6 % de la population totale; en 2050, elles seront 330 millions selon un scénario de mortalité modérée ou 400 millions avec une mortalité faible⁽¹⁾. Huit millions de personnes ont atteint ou dépassé 80 ans en 1990, mais elles seront 114 millions (scénario de mortalité modérée) ou près de 160 millions (faible mortalité) au milieu du XXI^e siècle (Zeng et Vaupel, 1989). Les recherches portant sur la vaste mais très sélectionnée population chinoise la plus âgée devraient permettre de mieux comprendre pourquoi certaines personnes survivent en bonne santé jusqu'à des âges très avancés.

(1) Le scénario de mortalité modérée suppose que l'espérance de vie des hommes passera de 67,5 ans à 77,4 ans entre 1990 et 2050 et que celle des femmes passera de 70,7 ans à 80,3 ans. Le scénario de mortalité faible suppose une progression plus forte de l'espérance de vie à la naissance : celle-ci atteindrait 81,4 ans pour les hommes et 88,4 ans pour les femmes en 2050.

Notre recherche sur les déterminants de la longévité en bonne santé en Chine poursuit trois objectifs :

— combler le manque de données et mieux comprendre l'état de santé et les besoins de soins des personnes très âgées ;

— jeter un nouvel éclairage sur les déterminants de la longévité en bonne santé ainsi que les facteurs sociaux, comportementaux, environnementaux et biologiques qui peuvent influencer cette longévité, tout en essayant de savoir pourquoi certaines personnes vivent très longtemps sans guère de souffrances alors que d'autres sont atteintes de nombreux maux ;

— fournir une base scientifique pour l'élaboration et l'exécution de politiques visant à améliorer les services de soins et la qualité de vie des personnes âgées.

Notre objectif général est de réaliser une enquête longitudinale nationale sur un échantillon de plus de 9 000 personnes très âgées, et cela en trois vagues : 1998, 2000 et 2002. L'enquête porte à la fois sur les personnes qui vivent dans les ménages privés et celles qui résident en institution. S'y ajouteront après l'an 2000 des études de cas sur des familles et des zones affichant une longévité exceptionnelle. Cet article décrit et analyse succinctement la première étape de notre enquête, celle de 1998, ainsi que les premiers résultats sur l'espérance de vie sans incapacité des personnes très âgées. Nous allons d'abord présenter les caractéristiques principales de l'enquête, dont le plan d'échantillonnage et l'évaluation de la qualité des données. Nous exposerons ensuite nos résultats sur l'espérance de vie sans incapacité, avant de conclure sur les perspectives de recherche ultérieures.

I. L'enquête sur la longévité en bonne santé de 1998

1. Plan de sondage

La première étape de l'enquête longitudinale chinoise sur la longévité en bonne santé date de 1998. Nous avons tiré au hasard 50 % des comtés et des villes des 22 provinces suivantes : Liaoning, Jilin, Heilongjiang, Hebei, Beijing, Tianjing, Shanxi, Shaanxi, Shanghai, Jiangsu, Zhejiang, Anhui, Fujian, Jiangxi, Shangdong, Henan, Hubei, Hunan, Guangdong, Guangxi, Sichuan et Chongqing, dont la population totale atteint 985 millions d'habitants. Les neuf provinces de Xinjiang, Qinghai, Ningxia, Mongolie intérieure, Tibet, Gansu, Yunnan, Guizhou et Hainan n'ont pas été retenues dans cette étude en raison des possibilités d'erreurs dans les déclarations d'âge de leurs habitants, dont une forte proportion appartiennent à des minorités ethniques. Nous avons essayé d'interroger tous les centenaires de l'échantillon ayant accepté de participer à l'en-

quête. À chaque centenaire nous avons apparié un octogénaire (80-89 ans) et un nonagénaire (90-99 ans) d'âge et de sexe prédéfinis, vivant dans le voisinage, que nous avons également interrogés. Nous avons tenté d'avoir des nombres approximativement égaux d'hommes et de femmes de chaque âge de 80 à 99 ans. Nous avons surreprésenté dans notre échantillon les personnes très âgées et, parmi celles-ci, les hommes, étant donné qu'il reste peu de personnes aux âges les plus avancés et que les hommes sont alors beaucoup moins nombreux que les femmes. Nous n'avons donc pas constitué un échantillon proportionnel afin d'éviter les fluctuations aléatoires dues à des effectifs trop réduits aux âges les plus avancés, surtout dans le cas des hommes. En conséquence, il faut recourir à des pondérations appropriées pour calculer la moyenne globale pour les personnes très âgées (80 ans et plus) et les moyennes pour les groupes d'âges (par exemple 80-89 ans et 90-99 ans), mais il ne faut pas de pondération pour calculer la moyenne pour les centenaires. L'annexe A présente la méthode de calcul des coefficients de pondération liés à l'âge, au sexe et au type de région rurale ou urbaine.

Nous avons aussi cherché à inclure dans l'échantillon des frères et sœurs vivant dans le voisinage, eux-mêmes âgés de 80 ans ou plus. Nous avons collecté de nombreuses informations (92 questions en 180 items) et un médecin ou une infirmière ont fait passer un examen médical de base à chaque personne interrogée. Le questionnaire individuel portait sur les ménages familiaux, les activités élémentaires de la vie (ADL), les styles de vie, le régime alimentaire, les caractéristiques psychologiques (tempérament), les ressources économiques, l'aide reçue de la famille et les services de santé, etc. Nous avons aussi collecté quelques données démographiques, socio-économiques et environnementales sur les 631 comtés et villes de l'échantillon. Notre enquête de 1998 a récolté 9 073 questionnaires individuels utilisables; les distributions par âge, sexe et région rurale ou urbaine figurent à l'annexe C. Le taux de participation s'est élevé à 88 % en incluant les personnes décédées ou trop malades pour être interrogées ou qui ont migré avant l'entrevue, et à 98 % en les excluant. Parmi les 9 073 personnes interrogées, 92,8 % sont des Han et les 7,2 % restants appartiennent à des minorités ethniques; 245 sont des frères et sœurs de 80 ans ou plus. Un total de 4 116 personnes (45,4 % de l'échantillon global) ont accepté de fournir un échantillon de leur sang pour des tests ADN.

2. Évaluation de la qualité des données

Selon Coale et Li (1991), les Han de Chine sont probablement la seule population des pays en développement qui compte beaucoup de personnes très âgées et pour laquelle les déclarations d'âge sont presque aussi fiables que dans les pays développés. Une étude pilote réalisée pour notre projet sur la longévité en bonne santé a abouti à des conclusions très simi-

lares. Elle portait sur la validation de l'âge des centenaires Han de Chine à partir d'une analyse et d'une comparaison rigoureuses d'indices permettant de mesurer la fiabilité de déclaration des âges avec ceux obtenus pour des populations très âgées de Suède, du Japon, de France et d'Italie. Nous en concluons que les déclarations d'âge des Han chinois très âgés sont généralement aussi bonnes que dans les pays occidentaux jusqu'à 105 ans. Au-delà de ce seuil, elles sont quelque peu sujettes à caution (Wang, Zeng, Jeune et Vaupel, 1998). Nous examinerons plus tard, cas par cas, les 156 « super-centenaires » de notre échantillon qui affirment avoir 106 ans ou plus et nous ne les retenons donc pas ici⁽²⁾.

Que valent les déclarations d'âge dans notre enquête de 1998, qui inclut aussi quelques minorités ethniques (environ 7 % de l'échantillon) vivant dans les 22 provinces à prédominance Han? Une des meilleures façons de répondre à cette question consiste à évaluer la distribution par âge des centenaires interrogés. Nous constatons qu'elle est très voisine de celle des centenaires suédois, surtout chez les hommes pour lesquels les deux courbes sont presque identiques (figure 1). Ceci nous amène à penser que les déclarations d'âge de notre enquête de 1998 sont généralement bonnes⁽³⁾. Les Han forment 92,8 % de l'échantillon, les Zhuang 4,4 %, les Hui 1,3 %, les Yao 0,7 %, les Man 0,3 %, les Coréens 0,1 % et les Mongols 0,03 %, soit un total de 99,7 %. Les indices Whipple et Myers tirés des recensements de 1982 et 1990 indiquent tous la bonne qualité des dé-

(2) Le nombre de personnes âgées de plus de 105 ans est faible, de sorte que même quelques déclarations d'âge erronées peuvent fausser sérieusement les données à ces âges exceptionnels. Illustrons ce fait par un exemple hypothétique. Supposons que parmi 1 000 centenaires de 100 à 104 ans, 950 déclarent leur âge réel, 25 exagèrent de 5 ans leur âge qui se situe entre 95 et 99 ans, et 25 l'exagèrent de 10 ans alors qu'ils ont de 90 à 94 ans. Le quotient annuel de mortalité au-delà de 100 ans est, en moyenne, d'environ 50 %, de sorte que cinq ans plus tard ne survivront qu'environ 30 des 950 vrais centenaires, soit jusqu'aux âges de 105 à 109 ans. Selon les données du recensement de 1990, la probabilité que les Han de 95 à 99 ans survivent jusqu'à 100 à 104 ans est de 15 %, et la probabilité pour que ceux de 90 à 94 ans survivent jusqu'à 95 à 99 ans est d'environ 22 %. Cinq ans plus tard, 9 des 50 personnes ayant exagéré leur âge survivront et se déclareront âgées de 105 à 109 ans. Le taux d'erreur de déclaration passe ainsi à 23 % pour le groupe d'âges de 105 à 109 ans, contre seulement 5 % pour le groupe d'âges de 100 à 104 ans. Cet exemple illustre pourquoi la qualité douteuse des déclarations d'âge au-dessus de 105 ans ne remet pas en cause notre conclusion sur la bonne qualité des déclarations d'âge des centenaires plus jeunes chez les Han de Chine.

(3) Les taux de mortalité par âge sont d'environ 50 % ou plus à partir de l'âge de 100 ans. Ces taux sont tellement élevés qu'ils impriment sa forme à la distribution par âge des centenaires, tandis que les effets des différences de taille entre cohortes sont peu importants. C'est pourquoi les distributions par âge des centenaires européens et japonais, dont les données sont d'excellente qualité, sont très semblables. Nous avons cherché à interroger tous les centenaires de l'échantillon des villes et comtés des 22 provinces. La distribution par âge des centenaires de notre enquête est dès lors compatible avec celle de la Suède, qui possède les données de meilleure qualité au monde, puisque notre enquête ne comporte guère de déclarations d'âge erronées. Notons que c'est à dessein que nous avons cherché à avoir approximativement autant d'hommes que de femmes de chaque âge entre 80 et 99 ans, de sorte que cela n'aurait pas de sens de comparer les distributions par âge des octogénaires et nonagénaires chinois et suédois. Mais il est suffisant de comparer la distribution par âge des centenaires chinois et suédois pour évaluer la qualité des déclarations d'âge des personnes très âgées de notre enquête. Il n'y a pas de raison de suspecter les déclarations d'âge des personnes âgées de 80 à 99 ans puisque les centenaires ont déclaré correctement leur âge. En effet, les erreurs de déclaration sont beaucoup plus probables chez les centenaires que chez les octogénaires et nonagénaires demeurant dans la même région et partageant les mêmes traditions culturelles.

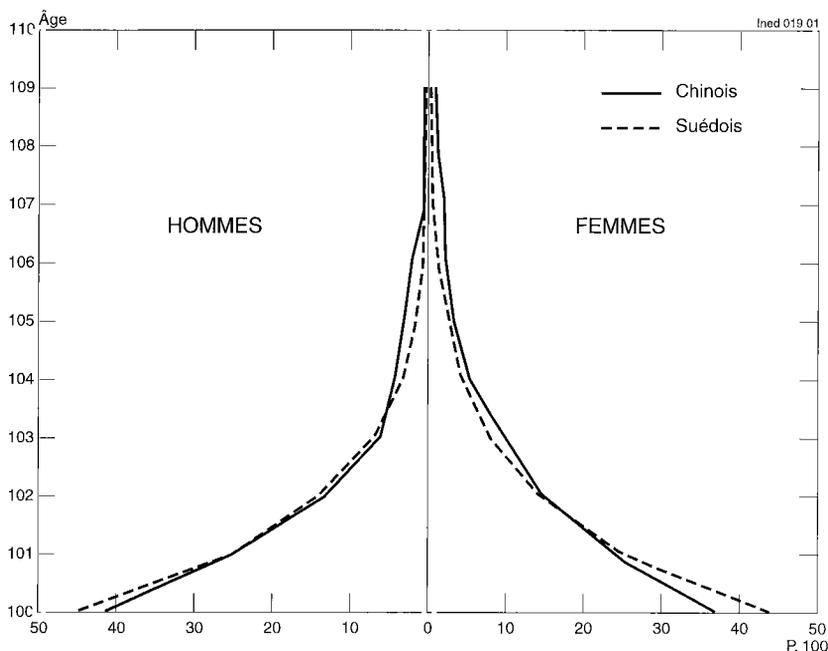


Figure 1. – Distribution par âge des centenaires chinois interrogés en 1998 comparée à celle des centenaires suédois sur la période 1984-1993

clarations d'âge de ces différentes populations (tableau 1)⁽⁴⁾. Les distributions par âge et les rapports de masculinité des centenaires han et suédois sont très similaires. La similitude est un peu moindre lorsqu'on compare les centenaires des six autres groupes ethniques à ceux de la Suède, mais les données restent généralement acceptables (tableau 2). Rappelons que les membres de certains autres groupes ethniques minoritaires vivant dans les neuf autres provinces ne rapportent pas leur âge avec précision (par

(4) Bien que le cycle de l'horoscope chinois soit de 12 ans, les déclarations d'âge ne mettent pas en évidence d'effet d'attraction pour des multiples de 12. Certains parents peuvent préférer que leurs enfants naissent au cours d'une année placée sous le signe d'un animal particulier (les préférences variant selon les régions et les époques), ce qui augmente légèrement les naissances de certaines années. Mais ensuite, les Chinois se rappellent avec précision de leur année-animal réelle. Il n'y a pas de préférence pour déclarer une année-animal particulière parce que les traditions culturelles chinoises exigent une date précise de naissance pour assortir les couples, déterminer la date du mariage, celle de la construction d'une nouvelle maison, pour prédire l'avenir, etc. La combinaison de l'année-animal avec un calendrier chinois tel que l'année Gan Zhi ou les années suivant l'instauration du règne d'un empereur (par exemple l'année Guang Xu) ou de la République de Chine (année Ming Guo) aide les Chinois Han à déclarer avec précision leur date de naissance. En outre, tout comme lors des recensements, nos enquêteurs disposaient de tables de conversion entre années-animal, calendriers chinois des années Gan Zhi, Ming Guo et Guang Xu et calendrier occidental. Il n'y a dès lors pas de surreprésentation des âges multiples de 12, soit 84, 96, 108 et 120 ans. L'indice de Whipple et les autres indices qui mesurent le degré de gonflement des effectifs aux âges se terminant par 0 ou 5 sont valables dans le contexte chinois.

exemple les Uygurs qui forment 47,5 % de la population du Xinjiang) et ne font pas partie de notre échantillon⁽⁵⁾.

TABLEAU 1. — COMPOSITION DE L'ÉCHANTILLON DE L'ENQUÊTE DE 1998 ET INDICES DE QUALITÉ DE LA DÉCLARATION DES ÂGES SELON L'ORIGINE ETHNIQUE

Ethnie	Pourcentage de l'échantillon	Indice de Whipple		Indice de Myers	
		Recensements		Recensements	
		1982	1990	1982	1990
Han	92,8	101,5	100,5	1.48	2.85
Zhuang	4,44	100,1	102,1	2.79	2.25
Hui	1,33	101,4	102,4	1.81	2,71
Yao	0,66	101,1	101,1	3.58	2,28
Man	0,34	100,1	105,3	2.57	3,13
Coréens	0,11	103,2	104,3	1,96	2,33
Mongols	0,03	99,7	104,0	2,56	2,45

Indice Whipple : < 105 très bon; 105-110 bon; 110-125 acceptable; > 125 médiocre.
Indice Myers : < 10 bon; 10-20 acceptable; > 20 médiocre.

TABLEAU 2. DISTRIBUTION PAR ÂGE (HOMMES ET FEMMES RÉUNIS) ET RAPPORT DE MASCULINITÉ DES CENTENAIRES POUR LES HAN ET LES MINORITÉS CHINOISES À L'ENQUÊTE DE 1998 PAR COMPARAISON AVEC CEUX DE SUÈDE

Âge	Distribution par âge										H/F (%)		Effectif total	
	100	101	102	103	104	105	106	107	108	109	Total	100-104		105-109
Han	38,61	24,49	14,57	8,94	4,92	3,13	2,14	1,61	0,85	0,76	100	26,19	21,02	2 249
Minorités	30,00	24,71	15,88	8,82	9,41	2,35	4,12	2,35	1,76	0,59	100	17,05	18,75	179
Suedois	44,64	25,40	14,29	7,72	4,07	2,25	1,04	0,41	0,14	0,04	100	24,53	19,34	5 556

Les coefficients de fiabilité des dix catégories de variables sont plutôt bons (tableau 3). Par exemple, le coefficient de fiabilité des ADL (activités élémentaires de la vie quotidienne) atteint 0,88 dans notre enquête de 1998 contre 0,84 dans le *Duke Older American Resources and Services Program Survey* (Fillenbaum, 1988) et 0,89 dans l'enquête canadienne de 1991-1992 sur les personnes âgées (Penning et Strain, 1994). Le recours à une analyse factorielle est une autre façon de mesurer la fiabilité des données, en examinant si les réponses à des questions de même catégorie sont compatibles entre elles (Anita *et al.*, 1992)⁽⁶⁾. Si oui, les réponses aux questions d'une même catégorie doivent apparaître dans la même composante principale, et les coefficients doivent avoir des valeurs similaires. Notre analyse factorielle démontre que la compatibilité et la fiabilité des réponses sont plutôt bonnes (voir tableau B1 de l'annexe B). Les taux de

⁽⁵⁾ Cependant, alors que nous sommes certains de la très mauvaise qualité des déclarations d'âge au Xinjiang, nous ne le sommes pas pour toutes les minorités ethniques des huit autres provinces non incluses dans notre enquête. Leur exclusion s'explique principalement par l'absence de données détaillées par ethnie pour évaluer les déclarations d'âge et par le manque de crédits.

⁽⁶⁾ Par exemple, une analyse factorielle a été effectuée pour évaluer la qualité des données de la *Medical Outcome Study* (MOC) aux États-Unis (Anita *et al.*, 1992).

réponses logiquement incompatibles semblent raisonnablement bas (tableau B2), tout comme les taux de réponses manquantes ou « ne sait pas » (tableau B3).

TABLEAU 3.— COEFFICIENTS DE FIABILITÉ

Catégorie de variables	Nombre de questions	CF ^a
1. Orientation	5	0,9395
2. Mémorisation ^b	3	0,9886
3. Calculs	5	0,9910
4. Souvenirs	5	0,9850
5. Langage	6	0,8923
6. Incapacité de répondre aux questions supposées recevoir une réponse	32	0,9827
7. Réponses correctes aux questions concernant l'orientation, la mémorisation, les calculs, les souvenirs et le langage qui sont supposées recevoir une réponse	23	0,9530
8. Mobilité des membres supérieurs ^c	2	0,8086
9. Capacité de déplacer son corps ^d	2	0,8452
10. ADL	6	0,8790
ADL (États-Unis) ^e	6	0,84
ADL (Canada) ^f	18	0,89

Notes : a. CF = coefficient de fiabilité. Nous utilisons l'alpha de Cronbach pour calculer CF comme suit : $R_{\alpha}(\alpha) = 1 - [V_{\text{interne}}/V_{\text{répondants}}] - (V_{\text{répondants}} - V_{\text{interne}})/V_{\text{répondants}}$, où V est la variance. Voir Anita L. Stewart *et al.*, 1992, p. 82.
b. Pour tester la mémoire, l'enquêteur cite trois objets « banc, pomme et tissu » puis demande à l'enquêté de les répéter tous les trois.
c. « Mobilité des membres supérieurs » signifie un examen objectif pour déterminer si l'enquêté est capable de poser la main derrière la nuque et derrière le bas du dos.
d. Inclut se lever d'une chaise et ramasser un livre par terre.
e. Voir G.G. Fillenbaum, 1988: 24.
f. Voir Margaret J. Penning *et al.*, 1994: s204.

Les indicateurs qui viennent d'être présentés nous ont conduit à estimer que la qualité des données de notre enquête de 1998 est généralement bonne⁽⁷⁾. Certes, la série de données pose quelques problèmes; ceux-ci étaient prévisibles compte tenu de la nature de cette première grande enquête auprès de personnes très âgées d'un pays en développement. Par exemple, la proportion de ces personnes vivant dans des hospices pour

(7) La qualité généralement bonne des données de notre enquête de 1998 s'explique principalement par deux facteurs. Tout d'abord, le Centre national chinois de recherche sur le vieillissement, qui a réalisé l'enquête, a notamment formé ses enquêteurs avec des vidéocassettes tirées des expériences de notre enquête-pilote. Les organisateurs et superviseurs de l'enquête dans les 22 provinces ont d'abord été formés avant de s'entraîner et de passer des examens à l'atelier de formation national. Des vidéocassettes pour la formation des enquêteurs ainsi que des instructions écrites détaillées ont été distribuées; cela a permis d'uniformiser la formation dans l'ensemble des 22 provinces, ce qui était indispensable pour garantir l'uniformité des interprétations du questionnaire et la bonne qualité de l'enquête. Le second facteur tient au caractère entièrement libre de la participation des personnes interrogées. En outre, un membre de l'association locale des personnes âgées, responsable du programme des services communautaires qui leur sont destinés, accompagné par un enquêteur et un médecin ou une infirmière, leur a remis personnellement un cadeau. Aussi peut-on être à peu près sûr que ces personnes âgées et leurs familles ont apprécié cette marque de respect et ont désiré collaborer à l'enquête.

vieillards est peut-être exagérée, car nous avons constaté qu'elle augmente sensiblement entre les recensements de 1990 et 1998. Deux facteurs principaux peuvent l'expliquer. Premièrement, le développement économique rapide et l'attention accrue portée par l'État et la société aux personnes âgées ont permis un accroissement réel des services publics qui leur sont destinés entre 1990 et 1998. Deuxièmement, comme nous l'avons déjà dit, nous avons demandé à nos équipes d'enquêteurs d'essayer d'interroger, pour chaque centenaire, une personne de son voisinage, d'âge et de sexe prédéfinis, dans le groupe des octogénaires et une autre dans celui des nonagénaires. Dans le cas des centenaires qui vivent dans un hospice ou près d'un hospice, il se peut que ces deux personnes qui leur sont ainsi jumelées soient choisies dans l'hospice; de la sorte, les personnes très âgées en hospice peuvent être surreprésentées. Autre exemple, nous avons constaté que les personnes très âgées, surtout les centenaires, étaient plus souvent incapables de répondre aux questions sur leur personnalité qu'aux autres questions. C'est que certaines de ces personnes étaient illettrées et n'arrivaient pas à comprendre de telles questions qui leur demandaient de se comparer à une personne manifestant une disposition particulière (comme par exemple de toujours voir le bon côté des choses). Nous espérons que la poursuite de l'évaluation permettra un examen plus critique de la qualité des données.

II. Espérance de vie sans incapacité

L'un des principaux objectifs de notre enquête est de mieux comprendre l'état de santé actuel des personnes très âgées. La mesure précise de l'état de santé des personnes âgées est chose très difficile, surtout dans des pays en développement tels que la Chine, qui sont très pauvres en diagnostics et dossiers médicaux. Des études antérieures ont cependant montré que les activités élémentaires de la vie quotidiennes (ADL) constituent une bonne mesure de la capacité fonctionnelle, qui est elle-même étroitement liée aux besoins de soins. L'estimation de l'espérance de vie sans incapacité est une façon efficace de résumer les informations sur les ADL et sert donc d'indicateur synthétique facile à comprendre de la capacité fonctionnelle et des besoins de soins des personnes âgées (voir, par exemple, Robine, Mathers et Bucquet, 1993). La plupart des études disponibles sur l'espérance de vie sans incapacité s'appuient sur les données des pays développés et seules quelques-unes ont été consacrées à des pays en développement (Lamb, 1999; Ju et Jones, 1989). À notre connaissance, très rares sont les études disponibles sur l'espérance de vie sans incapacité en Chine utilisant des données d'enquêtes locales sur échantillon (Zhong *et al.*, 1997). Qui plus est, les études consacrées à l'espérance de vie sans incapacité des personnes très âgées à partir de données d'enquêtes d'envergure nationale sur grands échantillons représentatifs sont très rares, même

dans les pays développés, et inexistantes jusqu'à présent dans les pays en développement. Dès lors, la présente étude vient combler un manque de connaissances et sera donc utile non seulement pour la Chine mais aussi pour la communauté scientifique internationale.

1. Méthodes et mesures

Comme nous ne disposons actuellement que de la première étape de l'enquête sur la longévité en bonne santé, nous utilisons la méthode Sullivan, la plus simple, pour mesurer l'espérance de vie sans incapacité. Les six capacités fonctionnelles ADL (soit manger, se vêtir, se déplacer, utiliser les toilettes, la salle de bain et être continent) servent à classer les personnes âgées comme étant « sans incapacité », atteintes d'une « incapacité légère » ou atteintes d'une « incapacité lourde ». Si aucune de ces six activités n'est réduite, la personne âgée est classée comme « sans incapacité » ; avec une ou deux activités réduites, elle a une « incapacité légère » qui se transforme en « incapacité lourde » à partir de trois activités réduites. Même si les personnes vivant en institution⁽⁸⁾ peuvent se trouver dans l'une ou l'autre de ces trois catégories, les études menées dans des pays développés montrent qu'elles appartiennent plus souvent à la troisième catégorie. Dans la Chine d'aujourd'hui, en revanche, les personnes très âgées vivant en ménage institutionnel, surtout en région rurale, s'y trouvent très probablement faute d'avoir des enfants plutôt que par suite d'une incapacité : en effet, seules les personnes âgées qui n'ont pas de parents proches sont autorisées, dans les zones rurales, à résider dans les institutions subventionnées par l'État. Comme cette politique est moins restrictive en ville, les personnes très âgées y sont relativement plus nombreuses qu'à la campagne à vivre en institution. Mais dans ce cas aussi, la cause principale de la prise en charge en institution est l'absence de descendance plutôt qu'une incapacité. Pour cette raison, et tant en ville que dans la campagne chinoise, une forte proportion des octogénaires et nonagénaires vivant en institution sont classés comme étant sans incapacité ; dans la plupart des cas, ces proportions sont proches de celles observées pour les personnes vivant en ménage privé. Cette situation diffère nettement de celle des pays occidentaux, où l'incapacité est la raison prédominante de la prise en charge en institution des personnes âgées. C'est pourquoi nous présenterons et analyserons séparément dans ce texte les estimations pour les personnes très âgées vivant en ménage privé et celles qui résident en institution. Ces estimations sont présentées à l'annexe C.

Les données sont ventilées par âge et sexe et selon l'habitat rural ou urbain. Nous classons les personnes très âgées selon que leur incapacité est nulle, légère ou lourde, ce qui permet de mesurer la prévalence de ces états fonctionnels en Chine. Les proportions ainsi obtenues sont multi-

⁽⁸⁾ Les personnes âgées vivant en institution sont celles qui résident dans des maisons de repos ou d'autres types d'institutions de soins de longue durée pour personnes âgées, à l'exclusion des hôpitaux. Nous les appelons ici « ménages institutionnels ».

pliées par le nombre de personnes-années vécues par âge dans la population de la table de survie, et cette dernière est alors ventilée en cinq groupes : personnes vivant en ménage privé sans incapacité, avec une incapacité légère ou avec une incapacité lourde, personnes vivant en ménage institutionnel sans incapacité ou avec une incapacité. Chaque groupe est subdivisé selon l'âge, le sexe et l'habitat rural ou urbain. Par conséquent, les espérances de vie à 80, 85, 90, 95 et 100 ans sont décomposées pour chacun de ces cinq groupes. Les tables de survie utilisées ici jusqu'à l'âge de 105 ans reposent sur des données fiables du recensement de 1990.

La méthode Sullivan est largement utilisée pour estimer les espérances de vie sans incapacité et avec incapacité. On en trouvera ailleurs des descriptions techniques (voir par exemple Robine *et al.*, 1986; Crimmins, Saito et Ingegnen, 1989; Wilkins et Adams, 1983) que nous ne reprendrons pas ici. Il importe d'interpréter correctement les estimations d'espérance de vie sans incapacité et avec incapacité sur la base de la méthode Sullivan et de données transversales. Comme dans le cas de l'espérance de vie classique, ces espérances de vie ne sont en rien une projection dans l'avenir de ces deux états : elles mesurent sommairement le statut fonctionnel actuel des personnes très âgées. Plus précisément, elles reflètent le nombre moyen par personne d'années vécues en bonne santé et avec incapacité aux âges très avancés, dans l'hypothèse d'une cohorte fictive qui aurait durant les années qui lui restent à vivre les mêmes proportions de personnes âgées en bonne santé et en état d'incapacité aux différents âges que les personnes de la période sous observation. Cette définition est similaire à celle de l'espérance de vie du moment classique, qui reflète la durée moyenne de survie d'une cohorte fictive dont les membres seraient soumis aux taux de mortalité par âge observés pendant la période de référence. Aucune de ces mesures appliquées à des cohortes fictives n'annonce les tendances futures, mais elles résument bien la situation dans la période analysée.

La mesure classique de l'espérance de vie prend en compte les changements dynamiques entre le statut de survie et la mort au cours de la période observée. En revanche, l'espérance de vie en bonne santé estimée à partir de la méthode Sullivan et de données transversales ne rend compte ni du passage dynamique de la bonne santé à l'incapacité ni des différences de mortalité entre ces états fonctionnels. En d'autres termes, la méthode Sullivan est une approche de nature statique visant à mesurer ces différents états. Nous l'adoptons ici parce que nous désirons estimer la situation actuelle des personnes très âgées en Chine et que la première étape de notre enquête sur la longévité en bonne santé ne nous permet pas d'appréhender la dynamique des états fonctionnels et les différences de mortalité associées à ces états. Lorsque les données des prochaines vagues de notre enquête seront disponibles, nous utiliserons la méthode des tables à entrées et sorties répétées qui permet de mesurer les changements dyna-

miques ainsi que les différences de mortalité (Rogers *et al.*, 1989, 1990; Crimmins, Hayward et Saito, 1994, 1996; Manton et Land, 1999).

2. Résultats

L'annexe C présente la répartition des personnes très âgées classées par état de bonne santé et d'incapacité, ainsi que par âge, sexe et résidence rurale ou urbaine, et la taille des sous-échantillons correspondants. D'après les tests statistiques, les différences d'état de santé selon le sexe et la résidence sont très significatives; c'est pourquoi nous calculons les espérances de vie en bonne santé et avec incapacité selon le sexe et la résidence rurale ou urbaine (tableau 4).

À 80 ans, les hommes des régions rurales peuvent espérer passer 87 % du temps qui leur reste à vivre sans incapacité, 8 % avec incapacité légère et 5 % avec incapacité lourde. Pour les hommes des villes ces proportions sont respectivement de 80 %, 14 % et 6 %. Chez les femmes de 80 ans, ces mêmes proportions sont de 82 %, 10 % et 8 % à la campagne et de 75 %, 18 % et 7 % en ville.

Les espérances de vie à 90 ans et 100 ans se caractérisent par les mêmes différenciations en fonction du sexe et du caractère rural ou urbain du lieu de résidence. Environ 75 % de l'espérance de vie des hommes et 64 % de celle des femmes de 90 ans et plus sera vécue sans incapacité dans les campagnes, contre seulement 65 % et 52 % en milieu urbain. Pour les centenaires, la part de l'espérance de vie sans incapacité est respectivement de 49 % et de 39 % chez les hommes et les femmes des campagnes, contre 39 % et 28 % en ville. Ces résultats indiquent clairement que l'espérance de vie en bonne santé des personnes très âgées est proportionnellement plus élevée en milieu rural que dans les villes, et qu'elle est aussi proportionnellement plus élevée pour les hommes que pour les femmes.

Pourquoi les probabilités de survivre en bonne santé à ces âges très élevés sont-elles meilleures à la campagne qu'en ville? Quatre explications sont possibles. Premièrement, les conditions de vie plus dures et la mortalité plus élevée aux âges plus jeunes en région rurale exercent un effet de sélection plus fort à la campagne qu'en ville. En d'autres termes, ceux qui survivent jusqu'à des âges avancés dans les campagnes sont probablement moins fragiles et donc plus susceptibles de rester actifs. D'après Ju et Jones (1989, p. 73), dans les populations à forte mortalité, les personnes âgées sont sélectionnées pour avoir survécu aux risques de la naissance et des différentes étapes de l'enfance, ainsi qu'aux maladies et aux accidents de l'âge adulte. Deuxièmement, l'offre de services d'aide quotidienne aux personnes très âgées est probablement moindre à la campagne qu'en ville. Cela peut obliger les personnes très âgées à se débrouiller dans leurs activités quotidiennes, ce qui leur permet de rester en forme plus longtemps que ce n'est le cas en milieu urbain. Ces deux expli-

TABLEAU 4. – ESPÉRANCE DE VIE SANS INCAPACITÉ ET AVEC INCAPACITÉ (EN ANNÉES ET EN % DE L'ESPÉRANCE DE VIE TOTALE ENTRE PARENTHÈSES) CHEZ LES PERSONNES TRÈS ÂGÉES SELON QU'ELLES VIVENT EN MÉNAGE PRIVÉ OU EN INSTITUTION

Âge	Hommes				Femmes			
	Total e_{it}	Sans incapacité	Avec incapacité légère	Avec incapacité lourde	Total e_{it}	Sans incapacité	Avec incapacité légère	Avec incapacité lourde
Régions rurales								
80	5,282	4,600 (87,1)	0,423 (8,0)	0,260 (4,9)	6,512	5,322 (81,7)	0,668 (10,3)	0,522 (8,0)
85	3,983	3,334 (83,7)	0,408 (10,3)	0,240 (6,0)	4,858	3,663 (75,4)	0,660 (13,6)	0,536 (11,0)
90	2,968	2,232 (75,2)	0,363 (12,2)	0,372 (12,5)	3,585	2,293 (63,9)	0,632 (17,6)	0,661 (18,4)
95	2,287	1,517 (66,3)	0,336 (14,7)	0,434 (19,0)	2,780	1,537 (55,3)	0,478 (17,2)	0,765 (27,5)
100	1,600	0,780 (48,8)	0,355 (22,2)	0,465 (29,1)	2,091	0,804 (38,5)	0,460 (22,0)	0,827 (39,5)
Régions urbaines								
80	5,284	4,235 (80,1)	0,712 (13,5)	0,338 (6,4)	6,514	4,894 (75,1)	1,147 (17,6)	0,473 (7,3)
85	3,985	3,051 (76,6)	0,658 (16,5)	0,277 (6,9)	4,860	3,196 (65,8)	1,067 (22,0)	0,596 (12,3)
90	2,975	1,936 (65,1)	0,633 (21,3)	0,406 (13,7)	3,592	1,873 (52,1)	1,043 (29,1)	0,675 (18,8)
95	2,292	1,316 (57,4)	0,528 (23,0)	0,448 (19,5)	2,785	1,248 (44,8)	0,884 (31,7)	0,653 (23,4)
100	1,727	0,664 (38,5)	0,531 (30,8)	0,531 (30,8)	2,146	0,596 (27,8)	0,679 (31,6)	0,871 (40,6)

cations peuvent aussi nous aider à comprendre pourquoi les personnes âgées sont plus actives en Indonésie, Malaisie, Philippines, Singapour et Thaïlande que dans les pays développés (Ju et Jones, 1989 ; Lamb, 1999, p. 3). De même, une étude pilote réalisée pour notre projet sur la longévité en bonne santé a montré que la capacité fonctionnelle ADL des centenaires est nettement plus élevée à Beijing, Hongzhou et Chandu qu'au Danemark (Wang, 2000). La troisième explication possible de la différence entre milieux ruraux et urbains est également liée à la fréquence des activités quotidiennes. Dans les villes chinoises, la grande majorité des personnes vivent dans des immeubles sans ascenseur et les personnes très âgées ne vivant pas au rez-de-chaussée ont donc probablement des difficultés à sortir de leur logement. Très peu de citoyens chinois ont leur propre jardin ou potager. Ces facteurs réduisent sans doute la quantité d'activités physiques auxquelles s'adonnent les citoyens âgés et limitent ainsi leur capacité de vaquer aux activités de la vie quotidienne. De leur côté, presque toutes les personnes très âgées de la campagne habitent des maisons sans étage et disposent de potagers et de champs. Elles peuvent donc probablement continuer à jardiner, cultiver des légumes, voire même faire quelques travaux légers aux champs, ce qui peut les aider à conserver leurs capacités. La quatrième explication concerne l'environnement, sans doute meilleur à la campagne : la pollution industrielle des villes peut nuire à la santé des personnes très âgées, qui sont sensibles à leur environnement physique.

Enfin, pourquoi les hommes âgés sont-ils proportionnellement plus nombreux à conserver un style de vie actif que les femmes, dont l'espérance de vie est pourtant plus élevée ? Leur mortalité supérieure en bas âge peut exercer un effet de sélection empêchant les plus frêles d'entre eux de survivre jusqu'aux âges avancés. En outre, les hommes très âgés font davantage de travaux physiques à l'extérieur tels que jardiner, pêcher, etc., alors que les femmes très âgées restent plus volontiers à la maison. Voilà qui offre aux hommes une meilleure chance de rester en forme. D'autres études confirment ces différences d'espérance de vie en bonne santé entre hommes et femmes. Ainsi, en utilisant les données des enquêtes américaines sur les soins de longue durée (1982-1994), Manton et Lamb (1999) constatent que malgré une espérance de vie totale supérieure chez les femmes de 80 ans, les hommes du même âge ont une espérance de vie *en bonne santé* plus élevée de 0,54 an ; cet écart monte à une année complète à 85 ans et l'avantage des hommes se vérifie jusqu'aux âges les plus élevés.

Conclusion

Nous venons de décrire succinctement le contexte, les objectifs, le plan d'étude et l'évaluation de la qualité des données de l'enquête chinoise de 1998 sur la longévité en bonne santé. Notre article contient aussi

les premiers résultats portant sur l'espérance de vie en bonne santé et l'espérance de vie avec incapacité. Suivront une série d'articles sur d'autres sujets importants tirés des données de notre enquête de 1998. Sur la base de ces résultats scientifiques, nous produirons aussi des recommandations pour aider les décideurs à élaborer des politiques appropriées.

Une des limitations inhérentes aux estimations présentées ici sur les espérances de vie avec et sans incapacité tient à leur caractère statique, résultant de la disponibilité d'une seule série de données transversales. Nous comptons organiser des enquêtes de suivi en 2000 et 2002 pour réinterroger les personnes très âgées qui auront survécu⁽⁹⁾. Dans l'échantillon, les personnes entre-temps décédées seront remplacées par de nouvelles personnes d'âge et de sexe appropriés. Les nouvelles données issues des enquêtes de suivi permettront notamment d'approfondir nos connaissances sur l'espérance de vie en bonne santé comparée à l'espérance de vie avec incapacité.

Remerciements. L'enquête chinoise sur la longévité en bonne santé a été financée en partie par une subvention accordée à l'Université de Duke par la NIA/NIH (P01 AG 08761). Le gouvernement chinois a pris à sa charge les frais de personnel et certaines dépenses sur place. L'Institut Max Planck de recherche démographique a financé la formation internationale. Nous remercions sincèrement pour leur aide les agences gouvernementales, le Centre chinois de recherche sur le vieillissement, l'Université de Beijing et le réseau de comités sur le vieillissement. Nous sommes très reconnaissants envers les enquêteurs et les personnes interrogées. Sans leurs efforts et leur collaboration, ce projet d'envergure nationale n'aurait pas pu aboutir. Nous avons apprécié les commentaires de Karl Brehmer et de Stéphanie Collgreen et remercions Gu Danan et Wang Zhenglian, deux excellents assistants de recherche.

ANNEXE A

Pondérations utilisées pour l'évaluation de la population totale des personnes très âgées, sur la base des données de l'enquête par échantillon sur la longévité en bonne santé

Dans l'enquête de 1998 sur la longévité en bonne santé, nous avons cherché à interroger tous les centenaires s'y étant prêtés volontairement dans la moitié, tirée au hasard, des comtés et des villes des 22 provinces étudiées. À chaque centenaire, nous avons apparié un octogénaire (âgé de 80 à 89 ans) et un nonagénaire (âgé de 90 à 99 ans) d'âge et de sexe prédéfinis, vivant dans le voisinage, qui ont également été interrogés. Nous avons cherché à obtenir approximativement autant d'hommes que de femmes à chaque âge de 80 à 99 ans. Les personnes les plus âgées (centenaires et nonagénaires) ont été surreprésentées, de même que les hommes parmi les personnes très âgées, étant donné que les effectifs sont moins nombreux aux âges les plus avancés et qu'il y a moins d'hommes que de femmes. Nous n'avons pas constitué un

⁽⁹⁾ Celle de 2000 est maintenant achevée et les données sont en cours d'exploitation.

échantillon proportionnel pour éviter les erreurs dues aux fluctuations aléatoires provoquées par la faible taille de l'échantillon aux âges très avancés, surtout chez les hommes. Il faut par conséquent utiliser des coefficients de pondération appropriés pour calculer les moyennes pour l'ensemble des personnes âgées de 80 ans et plus et pour les groupes d'âges (par exemple 80-89 ans et 90-99 ans).

Les coefficients de pondération $w(x, s, r)$ pour l'âge (x), le sexe (s) et la résidence rurale-urbaine (r) se calculent comme suit :

$$w(x, s, r) = \frac{\left[N(x, s, r) / \sum_x \sum_s \sum_r N(x, s, r) \right]}{\left[n(x, s, r) / \sum_x \sum_s \sum_r n(x, s, r) \right]}$$

$$= [N(x, s, r) / n(x, s, r)] \times \frac{\left[\sum_x \sum_s \sum_r n(x, s, r) \right]}{\left[\sum_x \sum_s \sum_r N(x, s, r) \right]}$$

$N(x, s, r)$ est le nombre de personnes d'âge x , de sexe s et de résidence r ; il est obtenu par une projection de la population très âgée en 1998 d'après les données du recensement exhaustif de 1990 pour les 22 provinces soumises à notre enquête de 1998 et l'estimation des probabilités de survie par âge et sexe entre 1990 et 1998. Comme nous n'avons pas de données par âge sur les migrations entre zones rurales et urbaines de 1990 à 1998, nous avons utilisé la proportion globale de la population urbaine âgée de 80 ans et plus (0,378) tirée de notre enquête de 1998, qui est la même que notre estimation du niveau d'urbanisation des 22 provinces en 1998, pour ajuster la projection de la répartition rural-urbain en 1998. Le nombre $n(x, s, r)$ est celui des personnes d'âge x , de sexe s et de résidence r , tiré de notre enquête de 1998 sur la longévité en bonne santé. Le coefficient de pondération est en fait le produit du rapport

$[N(x, s, r) / n(x, s, r)]$ par le facteur $\left[\sum_x \sum_s \sum_r n(x, s, r) \right] / \left[\sum_x \sum_s \sum_r N(x, s, r) \right]$. Ce fac-

teur est le taux global de sondage. Nous n'avons pas besoin de pondération pour calculer le nombre moyen de centenaires de 100 à 105 ans puisque nous avons tenté de les interroger tous dans la zone couverte par l'échantillon. Enfin, nous n'avons pas inclus les rares super-centenaires de 106 ans et plus à cause de la fiabilité peut-être douteuse de leurs déclarations d'âge.

Le coefficient de pondération $w(x, s, r)$ est en fait le rapport entre la distribution par âge de la population totale âgée de 80 ans et plus en 1998 et la distribution par âge de l'échantillon de l'enquête de 1998. Les pondérations pour les personnes très âgées (par exemple 90 ans et plus) qui sont surreprésentées dans l'échantillon sont inférieures à l'unité, et celles des personnes âgées sous-représentées (par exemple 80-85 ans) sont supérieures à l'unité.

Les valeurs des coefficients de pondération varient (habituellement supérieures à 1,0 en dessous de 88 ans et inférieures à 1,0 au-dessus de 90 ans), ce qui permet d'obtenir des proportions correctes de personnes ayant certaines caractéristiques à l'intérieur des groupes d'âges. Cependant SPSS (comme d'autres logiciels) ne donnerait pas une valeur correcte de p pour tester la significativité statistique des écarts de proportion entre différents groupes d'âges puisque la taille des sous-échantillons par groupe d'âges est modifiée par la pondération des cas individuels. Il faut donc ajuster

les coefficients de pondération pour s'assurer que la taille du sous-échantillon obtenue pour chaque groupe d'âges après pondération est parfaitement identique à la taille réelle de ce sous-échantillon. Nous notons donc $C_j(s, r)$ le facteur d'ajustement pour le groupe d'âge j avec le sexe s et la résidence r , et $T_j(s, r)$ le nombre total de personnes interrogées du groupe d'âges j avec le sexe s et la résidence r . Il faut résoudre l'équation suivante : $C_j(s, r) \times \sum_x w(x, s, r)n(x, s, r) = T_j(s, r)$. La résolution de cette équation donne le facteur d'ajustement :

$$C_j(s, r) = \frac{T_j(s, r)}{\sum_x [w(x, s, r)n(x, s, r)]}$$

\sum_x renvoie ici au nombre total de personnes du groupe d'âges (par exemple 90-95 ans).

Les coefficients de pondération ajustés sont : $w'(x, s, r) = w(x, s, r) \times C_j(s, r)$. Ils permettent à la fois d'obtenir les proportions correctes et les tailles correctes des sous-échantillons et donc des valeurs correctes de p pour tester la significativité statistique des écarts entre groupes d'âges.

Si l'on calcule les proportions de personnes ayant certaines caractéristiques à l'intérieur d'un groupe d'âges quand les résidences rurale et urbaine sont combinées, le facteur d'ajustement dépend du groupe d'âges (j) et du sexe (s) :

$$C_j(s) = \frac{T_j(s)}{\sum_x \sum_r [w(x, s, r)n(x, s, r)]}$$

Si l'on calcule les proportions de personnes ayant certaines caractéristiques à l'intérieur d'un groupe d'âges quand les résidences rurale et urbaine et les deux sexes sont combinés, le facteur d'ajustement dépend seulement du groupe d'âges (j) :

$$C_j = \frac{T_j}{\sum_x \sum_r \sum_s [w(x, s, r)n(x, s, r)]}$$

ANNEXE B

TABLEAU B1. – ANALYSE FACTORIELLE : MATRICE DES COEFFICIENTS

	Composante				
	1	2	3	4	5
ADL (activités élémentaires de la vie quotidienne)					
ADL—prendre son bain	0,0074	0,7310	0,0543	0,0814	0,0207
ADL—s’habiller	0,0470	0,8462	0,0041	0,0177	-0,0379
ADL—aller aux toilettes	0,0440	0,8976	-0,0122	-0,0077	-0,0647
ADL—se déplacer	0,0423	0,8848	-0,0252	-0,0267	-0,0822
ADL—être continent	-0,0852	0,6556	-0,0044	0,0069	0,1572
ADL—se nourrir	0,0445	0,7755	-0,0101	-0,0598	-0,1194
Orientation					
<i>Orientation-1</i>	0,5404	-0,1105	-0,0794	-0,0107	0,3286
<i>Orientation-2</i>	0,5038	-0,1198	-0,2840	-0,0222	0,1183
<i>Orientation-3</i>	0,5294	-0,0423	-0,2580	-0,0527	0,1578
<i>Orientation-4</i>	0,5532	-0,0641	-0,2203	-0,0819	0,1284
<i>Orientation-5</i>	0,4696	-0,0841	-0,2412	-0,0683	0,1430
Mémorisation					
Mémorisation-1	0,4459	-0,0525	0,0982	-0,5979	0,0690
Mémorisation-2	0,2313	-0,0218	-0,0908	-0,4377	0,1418
Mémorisation-3	0,2478	-0,0262	-0,0598	-0,4569	0,1229
Calculs					
Calculs-1	0,2234	-0,0250	-0,6851	-0,0141	0,0824
Calculs-2	0,0818	-0,0104	-0,8403	-0,0375	-0,0352
Calculs-3	0,0418	-0,0121	-0,8998	-0,0122	-0,0289
Calculs-4	-0,0108	-0,0065	-0,8905	-0,0301	-0,0368
Calculs-5	0,0153	-0,0036	-0,8968	-0,0237	-0,0232
Souvenirs					
Souvenirs-1	-0,0551	-0,0331	-0,0814	-0,8117	-0,0051
Souvenirs-2	-0,1241	-0,0261	-0,1139	-0,7818	0,0326
Souvenirs-3	-0,1460	-0,0201	-0,0829	-0,8237	0,0137
Langage					
<i>Langage-a1</i>	0,1786	-0,0396	0,0296	0,0549	0,7972
<i>Langage-a2</i>	0,1615	-0,0339	0,0113	0,0637	0,8015
<i>Langage-b</i>	0,4459	-0,0525	0,0982	-0,5979	0,0690
<i>Langage-c1</i>	-0,0450	-0,0084	-0,0291	-0,0835	0,8385
<i>Langage-c2</i>	-0,0962	-0,0145	-0,0512	-0,0852	0,8645
<i>Langage-c3</i>	-0,1002	-0,0564	-0,0401	-0,0932	0,8353
<p><i>Note</i> : Toutes les estimations des coefficients d'une même catégorie d'items sont cohérentes, sauf celles de l'item « langage-b » qui ne sont pas compatibles avec les autres items sur le langage parce que celui du langage-b n'a pas été bien conçu. En effet, il était demandé aux personnes interrogées de répéter la phrase suivante : « cultiver des melons et des pois devant la maison et derrière la maison » ; cette phrase s'est avérée trop difficile à comprendre et à répéter pour des personnes très âgées.</p> <p>Le logiciel SPSS (version 9.0, 1998) a servi pour l'analyse en composantes principales. La méthode de rotation utilisée était Oblimin avec normalisation Kaiser.</p>					

TABLEAU B2. – POURCENTAGE DE PERSONNES TRÈS ÂGÉES DONNANT DES RÉPONSES NON COHÉRENTES

Réponses incohérentes	Effectif	%
1. L'âge de la première cigarette est supérieur à celui où l'on s'est arrêté de fumer	2	0,02
2. N'a pas fumé autrefois, mais donne l'âge où il (elle) a commencé (ou fini) de fumer	11	0,12
3. Ne buvait pas d'alcool autrefois mais dit quand il (elle) a commencé ou fini d'en boire	35	0,39
4. L'âge du début des exercices est postérieur à celui de leur arrêt	3	0,03
5. Ne faisait pas d'exercice autrefois mais donne l'âge du début (fin) de la pratique de l'exercice	36	0,40
6. L'âge du début du travail physique est supérieur à celui de la fin	1	0,01
7. N'a pas fait de travail physique autrefois, mais en donne l'âge du début (ou de la fin)	93	1,04
8. L'écart entre l'âge de la mère et celui de l'enquêté lors du décès de la mère est inférieur à 12 ans	29	0,32
9. L'écart entre l'âge du père et celui de l'enquêté lors du décès du père est inférieur à 12 ans	26	0,29
10. Déclare n'avoir pas eu de frères et sœurs, mais donne des informations sur sa fratrie ou vice versa	7	0,08
11. L'écart d'âge entre l'enquêté et son premier enfant est inférieur à 12 ans	42	0,47
12. Se déclare grabataire, mais peut se lever de sa chaise	114	1,28
13. Entièrement dépendant (ADL), mais capable de se lever de sa chaise sans aide et de marcher	256	2,86
14. Incapable de se lever de sa chaise, mais travaille à la maison et au champ chaque jour	21	0,23
15. Incapable de se déplacer, mais travaille à la maison et au champ chaque jour	128	1,43
16. Se déclare grabataire, mais travaille à la maison et au champ chaque jour	12	0,13
17. Certaines données sont fournies par un tiers, mais l'enquêteur indique « personne n'a aidé l'enquêté à répondre à une question quelconque »	1 181	13,21
Personnes très âgées ayant apporté au moins une réponse incohérente parmi les 16 premières	756	8,46

TABLEAU B3. – POURCENTAGE DE RÉPONSES MANQUANTES ET « NE SAIT PAS » PARMI TOUTES LES QUESTIONS POSÉES DANS L'ENQUÊTE CHINOISE DE 1998 SUR LA LONGÉVITÉ EN BONNE SANTÉ

Âge	Hommes (%)			Femmes (%)		
	Ne sait pas	Pas de réponse	Total	Ne sait pas	Pas de réponse	Total
80-89	1,18	1,64	2,82	1,33	1,24	2,57
90-99	1,51	1,07	2,58	1,85	0,87	2,72
100 +	1,71	0,95	2,66	2,20	0,98	3,18

ANNEXE C

TABLEAU C1. — ESPÉRANCE DE VIE SANS INCAPACITÉ ET ESPÉRANCE DE VIE AVEC INCAPACITÉ (EN ANNÉES) À DIFFÉRENTS ÂGES CHEZ LES PERSONNES TRÈS ÂGÉES (AVEC ENTRE PARENTHÈSES LA RÉPARTITION EN % DE L'ESPÉRANCE DE VIE TOTALE ENTRE CES DIFFÉRENTS ÉTATS)

Âge	Total e_x	Vivant en ménage privé			Vivant en ménage institutionnel			
		Sans incapacité	Avec incapacité légère	Avec incapacité lourde	Sous-total	Sans incapacité	Avec incapacité	Sous-total
Hommes en milieu rural								
80	5,282	4,442 (87,1)	0,415 (8,1)	0,242 (4,8)	5,099 (100,0)	0,158 (86,2)	0,025 (13,8)	0,183 (100,0)
85	3,983	3,272 (83,6)	0,404 (10,3)	0,240 (6,1)	3,915 (100,0)	0,063 (92,0)	0,005 (8,0)	0,068 (100,0)
90	2,968	2,189 (75,3)	0,348 (12,0)	0,370 (12,7)	2,907 (100,0)	0,043 (71,0)	0,018 (29,0)	0,061 (100,0)
95	2,287	1,491 (66,3)	0,336 (14,9)	0,422 (18,8)	2,248 (100,0)	0,027 (67,9)	0,013 (32,1)	0,039 (100,0)
100	1,600	0,775 (49,0)	0,350 (22,2)	0,455 (28,8)	1,580 (100,0)	0,005 (24,8)	0,015 (75,2)	0,020 (100,0)
Femmes en milieu rural								
80	6,512	5,215 (81,7)	0,652 (10,2)	0,515 (8,1)	6,382 (100,0)	0,107 (82,4)	0,023 (17,6)	0,130 (100,0)
85	4,858	3,628 (75,6)	0,642 (13,4)	0,533 (11,1)	4,802 (100,0)	0,034 (61,6)	0,021 (38,4)	0,056 (100,0)
90	3,585	2,288 (64,5)	0,606 (17,1)	0,652 (18,4)	3,546 (100,0)	0,005 (12,8)	0,034 (87,2)	0,039 (100,0)
95	2,780	1,537 (55,3)	0,478 (17,2)	0,763 (27,5)	2,777 (100,0)	0,001 (18,1)	0,002 (81,9)	0,003 (100,0)
100	2,091	0,801 (38,6)	0,457 (22,0)	0,815 (39,3)	2,074 (100,0)	0,003 (18,1)	0,014 (81,9)	0,017 (100,0)
Hommes en milieu urbain								
80	5,285	3,845 (80,8)	0,605 (12,7)	0,307 (6,5)	4,757 (100,0)	0,390 (73,9)	0,138 (26,1)	0,527 (100,0)
85	3,986	2,777 (76,7)	0,584 (16,1)	0,257 (7,1)	3,619 (100,0)	0,274 (74,6)	0,093 (25,4)	0,367 (100,0)
90	2,975	1,756 (64,5)	0,600 (22,0)	0,365 (13,4)	2,721 (100,0)	0,180 (70,6)	0,075 (29,4)	0,254 (100,0)
95	2,292	1,205 (56,5)	0,507 (23,8)	0,419 (19,7)	2,132 (100,0)	0,111 (69,3)	0,049 (30,7)	0,161 (100,0)
100	1,727	0,568 (36,7)	0,495 (32,0)	0,483 (31,2)	1,546 (100,0)	0,097 (53,3)	0,085 (46,7)	0,181 (100,0)
Femmes en milieu urbain								
80	6,514	4,203 (75,7)	0,993 (17,9)	0,357 (6,4)	5,552 (100,0)	0,691 (71,8)	0,271 (28,2)	0,962 (100,0)
85	4,860	2,846 (66,3)	0,980 (22,8)	0,469 (10,9)	4,295 (100,0)	0,350 (61,9)	0,215 (38,1)	0,565 (100,0)
90	3,592	1,686 (52,4)	0,949 (29,5)	0,580 (18,0)	3,215 (100,0)	0,187 (49,5)	0,190 (50,5)	0,377 (100,0)
95	2,785	1,187 (45,8)	0,773 (29,8)	0,632 (24,4)	2,592 (100,0)	0,061 (31,8)	0,132 (68,2)	0,193 (100,0)
100	2,146	0,522 (26,3)	0,644 (32,5)	0,818 (41,2)	1,985 (100,0)	0,074 (46,0)	0,087 (54,0)	0,161 (100,0)

TABLEAU C2. – TAILLE DES SOUS-ÉCHANTILLONS ET RÉPARTITION DES PERSONNES TRÈS ÂGÉES INTERROGÉES SELON LEUR ÉTAT DE SANTÉ SANS OU AVEC INCAPACITÉ

Âge	Vivant en ménage privé						Vivant en ménage institutionnel				Total	
	Sans incapacité		Avec incapacité légère		Avec incapacité lourde		Sans incapacité		Avec incapacité			
	Effectif	%	Effectif	%	Effectif	%	Effectif	%	Effectif	%	Effectif	%
Hommes en milieu rural												
80-84	436	84,5	38	7,4	20	3,9	19	3,7	3	0,6	516	100,1
85-89	378	82,9	47	10,3	23	5,0	8	1,8	0	0	456	100,0
90-94	344	74,6	57	12,4	52	11,3	6	1,3	2	0,4	461	100,0
95-99	241	64,4	58	15,5	69	18,4	5	1,3	1	0,3	374	99,9
100-105	155	48,4	70	21,9	91	28,4	1	0,3	3	0,9	320	99,9
Femmes en milieu rural												
80-84	405	82,3	44	8,9	29	5,9	12	2,4	2	0,4	492	99,9
85-89	357	78,1	57	12,5	38	8,3	4	0,9	1	0,2	457	100,0
90-94	354	65,3	92	17,0	89	16,4	2	0,4	5	0,9	542	100,0
95-99	291	54,0	95	17,6	153	28,4			0	0	539	100,0
100-105	505	38,3	288	21,9	514	39,0	2	0,2	9	0,7	1 318	100,1
Hommes en milieu urbain												
80-84	344	74,1	46	9,9	26	5,6	35	7,5	13	2,8	464	99,9
85-89	240	72,3	47	14,2	15	4,5	22	6,6	8	2,4	332	100,0
90-94	173	58,1	61	20,5	37	12,4	20	6,7	7	2,3	298	100,0
95-99	90	49,2	48	26,2	34	18,6	8	4,4	3	1,6	183	100,0
100-105	47	32,9	41	28,7	40	28,0	8	5,6	7	4,9	143	100,1
Femmes en milieu urbain												
80-84	309	68,5	55	12,2	12	2,7	57	12,6	18	4	451	100,0
85-89	210	64,0	57	17,4	23	7,0	24	7,3	14	4,2	328	99,9
90-94	155	48,0	83	25,7	50	15,5	19	5,9	16	5	323	100,1
95-99	123	39,0	95	30,2	77	24,4	7	2,2	13	4,2	315	100,0
100-105	120	24,3	148	30,0	188	38,1	17	3,4	20	4	493	99,8

Note : Les tailles des sous-échantillons d'hommes et de femmes très âgés sont de 2 127 et 3 348 respectivement en milieu rural contre 1 420 et 1 910 en milieu urbain. Le nombre total de personnes âgées de 80 à 105 ans ayant été interrogées atteint 8 805. Nous avons aussi interviewé 156 centenaires âgés de 106 ans et plus et 112 personnes âgées de 78 et 79 ans sans les inclure dans notre échantillon. La taille globale de notre échantillon est donc de 9 073 personnes.

RÉFÉRENCES

- BANISTER J., 1990, « Implications of ageing of China's population », dans Zeng Yi, Zhang Chunyuan et Peng Shongjian (éds), *Changing Family Structure and Population Ageing in China: A Comparative Approach*, Beijing University Press, 1990, Beijing et dans Dudley L. Poston, Jr. and David Yaukey (éd.), *The Population of Modern China*, New York, Plenum Press, 1992.
- CHRISTENSEN K., VAUPEL J.W., 1996, « Determinants of longevity: genetic, environmental and medical factors », *Journal of Internal Medicine*, 240.
- COALE Ansley, SHAO MIN Li, 1991, « The Effect of Age Misreporting in China on the Calculation of Mortality Rates at Very High Ages », *Demography*, vol. 28, n° 2.
- CRIMMINS E.M., HAYWARD M.D., SAITO Y., 1994, « Changing mortality and morbidity rates and the health status and life expectancy of the older population », *Demography*, 31, p. 159-175.
- CRIMMINS E.M., HAYWARD M.D., SAITO Y., 1996, « Differentials in Active Life Expectancy in the older population of the United States », *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 51B (3), p. S111-S120.

- CRIMMINS E.M., SAITO Y., INGEGNERI D., 1989, « Changes in Life Expectancy and Disability-Free Life Expectancy in the United States », *Population and Development Review*, 15 (2), p. 235-267.
- FILLENBAUM G.G., 1988, *Multidimensional functional assessment of older adults*.
- FINCH Caleb E., 1990, *Longevity, Senescence and Genome*, Chicago, The University of Chicago Press.
- JEUNE B., 1995, « In Search of the First Centenarians », dans Jeune B. and J. Vaupel (éds), *Exceptional Longevity: From Prehistory to the Present*, Odense University Press, p. 11-24.
- JU Chen Ai, JONES Gavin, 1989, « Aging in ASEAN: its socio-economic consequences », *Pasir Panjang*, Singapour, Institute of Southeast Asian Studies.
- LAMB Vicki L., 1999, « Active life expectancy of the elderly in selected Asian countries », *NUPRI Research Paper Series*, n° 69, Nihon University, Population Research Institute, Tokyo, Japon.
- MANTON Kenneth G., LAND Kenneth C., 1999, « Active life expectancy estimates for the U.S. elderly population: A multidimensional continuous mixture model of functional change applied to complete cohorts, 1982-1996 », communication présentée à la PAA, New York.
- OGAWA Naohiro, 1988, « Aging in China: demographic alternatives », *Asian-Pacific Population Journal*, n° 1.
- PENNING Margaret J., STRAIN Laurel A., 1994, « Gender differences in disability, assistance and subjective well-being in later life », *Journal of Gerontology: Social Science*, n° 49, p. s204.
- PRESSLEY Joyce Carolyn, 1996, *Factors associated with change in functional state and health care utilization in the elderly*, thèse UMI.
- ROBINE J.-M., COLVEZ A., BUCQUET D., HATTON F., MOREL F., LELAIDIER S., 1986, « L'espérance de vie sans incapacité en France en 1982 », *Population*, 41 (6), p. 1025-1042.
- ROBINE J.-M., MATHERS C. D., BUCQUET D., 1993, « Distinguishing health expectancies and health-adjusted life expectancies from quality-adjusted life years », *American Journal of Public Health*, 83(6), p. 797-8.
- ROGERS A., ROGERS R., BRANCH L.G., 1989, « A multistate analysis of Active Life Expectancy », *Public Health Reports*, 104, p. 222-226.
- ROGERS A., ROGERS R., BRANCH L.G., 1990, « Longer life but worse health? Measurement and dynamics », *The Gerontologist*, 30, p. 640-649.
- SCHNEEKLOTH U., POTTHOFF P., PIEKARA R., ROSENBLADT B., 1996, *Schriftenreihe des Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend*. 1996. *Hilfe- und Pflegebedürftige in privaten Haushalten, Endbericht; Bericht zur Repräsentativerhebung im Forschungsprojekt « Möglichkeiten und Grenzen selbständiger Lebensführung »*, Editor: Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend by, Volume 111.2, Verlag W. Kohlhammer, Stuttgart/Berlin/Köln.
- STEWART A. L., HAYS Ron D., WARE Jr John E., 1992, « Methods of constructing health measures », dans Stewart and Ware (éds), *Measuring Functioning and Well-being*, Duke Univ. Press.
- SUZMAN R.M., MANTON K. G., WILLIS D.P., 1992, « Introducing the oldest old », dans R.M. Suzman, D. P. Willis and K. G. Manton (éds), *The Oldest Old*, New York, Oxford University Press.
- VAUPEL J.W., GOWAN A., 1986, « Passage to Methuselah: some demographic consequences of continued progress against mortality », *American Journal of Public Health*, Vol. 76, n° 4.
- WALLANCE Robert B. et al., 1992, « Observations on interview survey of the oldest old », dans Richard M. Suzman, David P. Willis, and Kenneth G. Manton (éds), *The Oldest Old*, New York, Oxford University Press.
- WANG Zhenglian, 2000, *Age validation, demographic characteristics and functional status among Chinese centenarians – A population study of centenarians in Beijing, Hongzhou, and Chengdu*, inédit.
- WANG Zhenglian, ZENG Yi, JEUNE Bernard, VAUPEL J.W., 1998, « Age validation of Han Chinese centenarians », *Genus*, Vol. 54, n° 1-2, p. 123-141.
- WILKINS R., ADAMS O.B., 1983, « Health expectancy in Canada, late 1970s: Demographic, regional, and social dimensions », *American Journal of Public Health*, 73, p. 1073-1080.
- ZENG Yi, GEORGE Linda, 2000, « Family dynamics of 63 million (in 1990) to more than 330 million (in 2050) elders in China », *Demographic Research*, Vol. 2 (5).
- ZENG Yi, VAUPEL J.W., 1989, « Impact of urbanisation and delayed childbearing on population growth and aging in China », *Population and Development Review*, Vol. 15, n° 3.
- ZHONG Zhun, YUDE Chen, KECHIN Yao, 1997, « Study of a calculation method for healthy life expectancy », *Chinese Journal of Population Science*, vol. 9, p. 75-86.

ZENG Yi, VAUPEL James W., XIAO Zhenyu, ZHANG Chunyuan, LIU Yuzhi. – **L'enquête sur la longévité en bonne santé : l'espérance de vie sans incapacité des personnes très âgées en Chine**

Cet article décrit succinctement le contexte, les objectifs, le plan d'étude et l'évaluation de la qualité des données de l'enquête chinoise de 1998 sur la longévité en bonne santé. Il présente aussi les premiers résultats concernant le thème spécifique de l'espérance de vie sans incapacité comparée à l'espérance de vie avec incapacité. Diverses mesures attestent la qualité généralement bonne des déclarations d'âge et d'autres aspects qualitatifs des données de notre enquête de 1998. Les données relatives aux activités de la vie quotidienne collectées auprès de 2 274 centenaires, 3 035 nonagénaires et 3 496 octogénaires montrent que les personnes très âgées ont plus de chance de poursuivre les activités de la vie quotidienne jusqu'à leurs derniers jours si elles vivent en milieu rural plutôt qu'en ville. Le pourcentage des hommes très âgés qui restent actifs est supérieur à celui des femmes, bien que celles-ci aient une longévité totale supérieure. Nous terminons par quelques explications de ces différences intéressantes selon le sexe et l'habitat rural ou urbain.

ZENG Yi, VAUPEL James W., XIAO Zhenyu, ZHANG Chunyuan, LIU Yuzhi. – **Encuesta sobre la longevidad en buena salud: la esperanza de vida sin incapacidades en edades muy avanzadas en China**

Este artículo hace una descripción sucinta del contexto, objetivos, plan de estudio y evaluación de la calidad de los datos de la encuesta china de 1998 sobre la longevidad en buena salud. También presenta los primeros resultados de la investigación sobre la esperanza de vida sin incapacidad comparada con la esperanza de vida con incapacidad. Varios indicadores sugieren que la calidad de los datos relativos a las declaraciones de edad y otros aspectos cualitativos es generalmente buena. Los datos relativos a las actividades cotidianas, disponibles para 2.274 centenarios, 3.035 nonagenarios y 3.496 octogenarios, muestran que entre las personas mayores existe mayor probabilidad de seguir realizando las actividades de la vida cotidiana si viven en un medio rural. El porcentaje de personas mayores que permanecen activos es superior entre los hombres que entre las mujeres, aunque para éstas la longevidad total sea más elevada. El artículo presenta algunas explicaciones de estas interesantes diferencias por sexo y según el lugar de residencia (rural, urbano).