

138

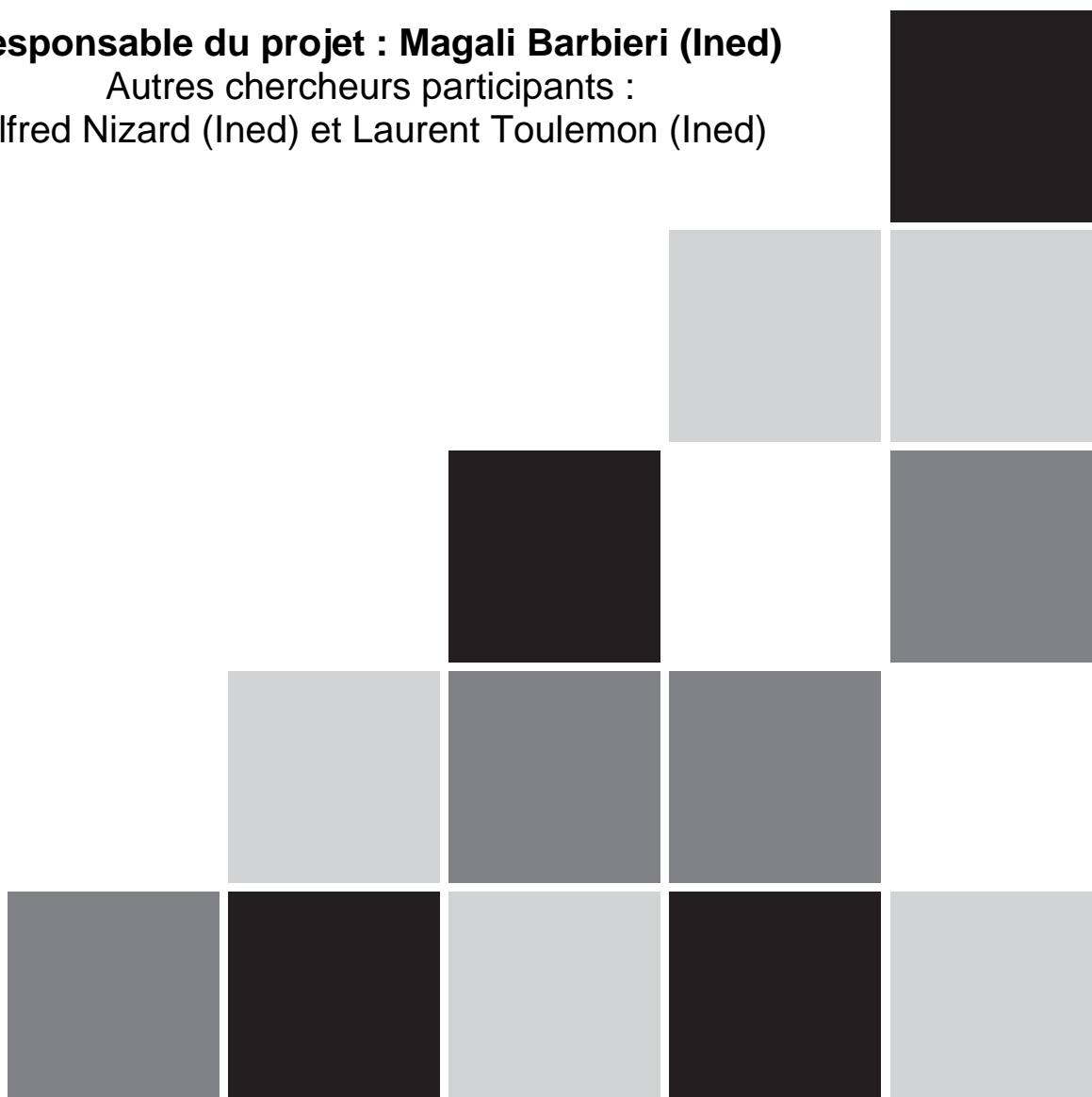
2006

DOCUMENTS DE TRAVAIL

RAPPORT SCIENTIFIQUE ECARTS DE TEMPERATURE ET MORTALITE EN FRANCE

Responsable du projet : Magali Barbieri (Ined)

Autres chercheurs participants :
Alfred Nizard (Ined) et Laurent Toulemon (Ined)



RAPPORT SCIENTIFIQUE

ÉCARTS DE TEMPÉRATURE ET MORTALITÉ EN FRANCE

Responsable du projet : Magali Barbieri (Ined)

Autres chercheurs participants :

Alfred Nizard (Ined) et Laurent Toulemon (Ined)

INSTITUT NATIONAL D'ETUDES DEMOGRAPHIQUES
133 boulevard Davout, 75980 Paris cedex 20
Tél : 33 (0) 1 56 06 00 00 - Fax: 33 (0) 1 56 06 21 99
<http://www.ined.fr>

Table des matières

1. Les conséquences de la canicule d’août 2003 sur la mortalité	p.7
<i>Estimation du nombre de décès et de la structure par sexe et âge des victimes</i>	p.8
<i>Analyse de l’effet de moisson</i>	p.8
2. La mortalité due aux écarts prolongés de température au 20^e siècle	p.10
Annexe 1 – The Mortality Impact of the August 2003 Heat Wave in France	p.11
Background	p.15
<i>Historical comparison</i>	p.16
<i>Characteristics of the French 2003 heat wave</i>	p.17
The long term mortality impact of the 2003 heat wave in France	p.20
<i>Data</i>	p.22
<i>Methods</i>	p.22
<i>Estimating the age and sex structure of total number of deaths expected for 2003 and 2004</i>	p.22
<i>Estimating the monthly number of deaths by age and sex in 2003 and subsequently.....</i>	p.23
<i>Estimating the expected number of deaths in each departments in 2003 and 2004</i>	p.24
Results	p.25
<i>Age and sex characteristics of the August 2003 heat wave related deaths</i>	p.25
<i>Investigating harvesting in the short term</i>	p.27
<i>Investigating harvesting in the long run</i>	p.28
<i>Age and sex characteristics of the “missing” deaths of 2004</i>	p.29
<i>Number of years lost to the heat wave</i>	p.30
<i>Investigating spatial correlations between excess and deficits in mortality</i>	p.31
<i>Investigating the impact on life expectancy</i>	p.40
Conclusion	p.42
References	p.44
Appendix.....	p.46
Annexe 3 – Document Powerpoint présenté à la conférence annuelle de la Population.....	p.49
Annexe 4 – Présentation du deuxième sous-projet : Ecart de température et mortalité en France au XX^eème siècle	p.63
Température atmosphérique et mortalité saisonnière en France métropolitaine depuis 1946. Effet de la chaleur – Premiers résultats.....	p.65
<i>Sous l’effet de la chaleur de l’air depuis 1976, la hiérarchie traditionnelle des mortalités saisonnières a été de nombreuses fois contredite</i>	p.65
<i>Sous l’effet de la canicule, l’année 2003 a été, par le nombre de décès, la plus meurtrière des vingt dernières années</i>	p.67
<i>Premières données utilisées dans l’étude</i>	p.68
<i>Pointes mensuelles de mortalité et nombre annuel de décès depuis 1946</i>	p.70
<i>Décès par mois et température de l’air depuis 1946</i>	p.74
<i>La canicule d’août 2003 n’a pas hâté la mort de personnes en fin de vie. Elle a emporté des vies destinées à durer</i>	p.74
<i>Sur le caractère extraordinaire de la mortalité d’août 2003</i>	p.75
<i>Sur le nombre de décès à la canicule d’août 2003</i>	p.76

RAPPORT SCIENTIFIQUE

ECARTS DE TEMPERATURE ET MORTALITE EN FRANCE

Responsable du projet : Magali Barbieri (Ined)

Autres chercheurs participants :

Alfred Nizard (Ined) et Laurent Toulemon (Ined)

Avril 2006

Ce rapport présente le travail réalisé à ce jour dans le cadre du projet "Ecart de température et mortalité en France" financé en partie par l'Institut de la longévité et du vieillissement pour la période 2005-2007. Le projet est mené par des chercheurs de l'unité Mortalité, Santé, Epidémiologie (UR 5) de l'Ined: Magali Barbieri (responsable), Alfred Nizard et Laurent Toulemon. Ce rapport présente, successivement, les deux volets scientifiques du projet, à savoir l'analyse des effets à long terme de la vague de chaleur d'août 2003 sur la mortalité et l'examen des relations entre écarts de température et sur-mortalité en France au cours du vingtième siècle. Tandis que le premier volet est plus particulièrement étudié par Magali Barbieri et Laurent Toulemon, le second est pris en charge par Alfred Nizard. Le projet initial comportait un troisième volet, ayant trait à l'étude des facteurs de risque de la mortalité induite par la canicule d'août 2003 mais, après discussions avec les collègues de l'Institut national de veille sanitaire (InVS) et de l'Inserm, il est apparu que ce sujet allait être extensivement analysé dans le cadre d'études menées par ces organismes. Il a donc été décidé d'abandonner ce troisième thème et de se concentrer sur les deux premiers dans le cadre du projet Ined.

1. Les conséquences de la canicule d'août 2003 sur la mortalité

Le premier enjeu est d'estimer la sur-mortalité due à la canicule en terme de recul de l'espérance de vie ou d'années de vie perdues (Hémon et Jouglu, 2003). Cet effet ne dépend pas seulement du nombre de décès directement ou indirectement attribuables à la vague de chaleur, mais aussi de la structure par âge des victimes et de l'intensité d'un possible effet de moisson. Il convient donc d'estimer, en plus du nombre total de décès entraînés par l'épisode de chaleur, les caractéristiques démographiques des victimes et le nombre d'années qu'elles auraient encore vécues si elles avaient survécu. C'est à ces estimations que le travail a été essentiellement consacré jusqu'à présent. Il a été rythmé par la présentation des résultats de l'étude dans le cadre de séances formelles à l'occasion de deux colloques. Le premier, international, était organisé à Tours en juillet 2005 par l'Union internationale pour l'étude scientifique de la population (UIESP). Le second était la réunion annuelle de la *Population Association of America* qui s'est tenue en 2006 à Los Angeles (29 mars-1^{er} avril). Ces présentations ont donné lieu à la rédaction d'un texte dont la version actuelle est présentée à l'annexe 1 du présent rapport. Ce texte est en cours de révision et sera soumis dans les semaines à venir à une revue internationale de démographie pour publication. Les documents PowerPoint utilisés pour les deux présentations sont également présentés en annexe (annexes 2 et 3). Nous résumons ci-dessous les activités réalisées dans le cadre de ce premier sous-projet.

Estimation du nombre de décès et de la structure par sexe et âge des victimes

La plus grosse partie du travail mené au cours de la première année a consisté à déterminer la méthode la plus robuste pour déterminer, d'une part, le nombre total de décès et la structure par sexe et âge des victimes de la canicule et, d'autre part, l'ampleur d'un éventuel effet de moisson.

La méthode finalement retenue tirait partie de l'ensemble des données de mortalité obtenues grâce au soutien de l'Insee (Division des études et enquêtes démographiques). Ces données consistaient en deux tables de mortalité pour deux périodes précédant immédiatement l'année de la canicule, à savoir 1997-1999 et 2000-2002 ; un fichier électronique des données individuelles de décès comportant des informations relatives à l'année de naissance, au jour, au mois et à l'année de décès, au sexe et au département de résidence pour toutes les personnes décédées en France métropolitaine au cours des années 1997-2004 ; et la répartition de la population de France métropolitaine par sexe et année d'âge au premier janvier. Enfin, l'Insee nous a également fourni des données provisoires sur la mortalité de l'année 2005 consistant en un nombre de décès mensuel pour la période s'étendant de janvier à octobre.

Ces données nous ont permis d'estimer le nombre total des victimes de la vague de chaleur et leur composition par sexe et âge, par différence entre les décès observés et les décès attendus. La difficulté consistait à estimer le nombre et la composition des décès attendus en absence de canicule. Ces derniers ont finalement été déterminés par une méthode indirecte qui consistait à estimer l'évolution des probabilités de décès par sexe et année d'âge entre les périodes 1997-1999 et 2000-2002 et à projeter cette évolution en 2003. Une analyse de l'évolution de la saisonnalité au cours de ces mêmes périodes a ensuite permis d'estimer le nombre et les caractéristiques de sexe et d'âge des décès pour chaque mois de janvier à décembre. Les victimes de la canicule ont été identifiées par différence entre ces décès attendus et les décès observés pour chaque sexe et année d'âge après lissage. La méthode, complexe, est expliquée en détail dans le texte présenté à l'annexe 1.

Le nombre d'années qu'il restait à vivre aux victimes de la canicule si elles avaient été épargnées a d'abord été estimé en supposant qu'il n'y a pas eu d'effet de moisson. En l'absence d'un tel effet, on suppose que les 14 750 victimes de la canicule auraient pu vivre aussi longtemps que leurs pairs de même sexe et âge. Nous avons ainsi pu calculer une espérance de vie de 8 ans pour les femmes et de 11 ans pour les hommes, les victimes féminines de la canicule ayant été en moyenne de dix ans plus âgées que les victimes masculines (respectivement, 85 et 75 ans). Encore convenait-il de démontrer que les victimes de la canicule étaient effectivement représentatives de l'ensemble des personnes de même sexe et âge au moment de la vague de chaleur. Ce fut l'objectif de la seconde série d'analyses menées dans le cadre de ce sous-projet.

Analyse de l'effet de moisson

La question d'un possible effet de moisson est particulièrement pertinente compte tenu du niveau remarquablement faible de la mortalité en 2004. Nos estimations ont en effet montré que le déficit atteignait 26 000 décès sur le total d'environ 550 000 décès attendus pour l'année. Une relation directe a été établie dans la littérature scientifique entre la sur-mortalité de 2003 et la sous-mortalité de 2004, relation attribuée par les auteurs à l'existence d'un fort effet de moisson (voir notamment les travaux de l'équipe d'André Valleron, 2004).

L'effet de moisson (*harvesting effect* ou *frailty effect* en anglais) consiste en une sélection des plus faibles par la mortalité au cours d'un évènement particulier (ici la canicule) qui se traduit par une sous-mortalité pendant la période suivante. L'idée est que la canicule aurait fauché les individus les plus faibles dont l'état de santé était fragile avant la canicule et qui seraient morts

de toute façon dans les semaines ou mois suivants en l'absence de vague de chaleur. La difficulté est d'estimer cet effet en l'absence d'information sur l'état de santé ou tout autre marqueur de fragilité pour les victimes de la canicule. Nous avons donc été contraints d'estimer l'effet de moisson par des méthodes indirectes.

Nous avons suivi trois approches complémentaires. La première approche est une analyse au niveau national de la structure par sexe et année d'âge des victimes de la canicule selon la période de décès. En supposant l'existence d'un effet de moisson et une relation entre la fragilité des individus et leur âge, nous avons testé l'existence d'une différence dans la structure par année d'âge des victimes de la première vague (1-10 août 2003) et celle des victimes de la deuxième vague de la canicule (11-20 août 2003). Les analyses n'ont en fait montré aucune différence dans la répartition par âge des victimes des deux vagues successives de la canicule, suggérant l'absence d'un effet de moisson à court terme, sous l'hypothèse d'une association entre fragilité constitutionnelle et âge.

La seconde approche adoptée consistait à examiner dans le détail l'évolution de la mortalité au cours des semaines et des mois qui ont suivi l'épisode de chaleur, l'existence d'un effet de moisson supposant en effet une relation entre la sur-mortalité liée à la canicule et une sous-mortalité qui aurait caractérisé la période suivante. En fait, nos résultats ne montrent aucun "creux" dans la mortalité de la période qui a suivi immédiatement la crise: la mortalité a retrouvé son niveau "normal" dès le 20 août et les décès des mois de septembre, octobre, novembre et décembre 2003 n'ont pas été inférieurs au nombre attendu en l'absence de crise. En revanche, une sous-mortalité significative a été observée dès le mois de janvier 2004. La sous-mortalité s'est poursuivie très régulièrement au cours des mois suivants, si bien que fin juillet, le déficit de décès atteignait 15 000, soit exactement le nombre de victimes de la canicule, si bien que certains collègues y ont vu la preuve d'un effet de moisson. Dans ce cas, on aurait dû voir la mortalité retrouver son niveau "normal" à partir du mois d'août, or cela n'a pas été: le déclin s'est poursuivi pendant les cinq mois suivants, soit jusqu'à la fin décembre 2004, voire au cours de l'année 2005, nonobstant l'épidémie tardive de grippe qui a frappé le pays en février-avril 2005. Dans la mesure où la sous-mortalité massive des années 2004 et 2005 va bien au delà du nombre de décès directement attribuables à la canicule, il est difficile de voir une relation directe entre les deux phénomènes.

La troisième approche adoptée pour explorer l'existence d'un éventuel effet de moisson reposait sur l'hypothèse d'une relation systématique entre la sur-mortalité liée à la canicule et la sous-mortalité de l'année 2004 au niveau des départements. Les résultats de ces analyses montrent que, à l'exception des sept départements qui ont été les plus touchés par la crise de 2003, situés en Ile de France et dans la région Centre du pays, et dans lesquels on peut considérer qu'il y a bien eu un effet de moisson, aucune relation ne peut être mise en évidence dans les quelques 90 autres départements de France métropolitaine entre la crise sanitaire d'août 2003 et la faible mortalité des mois suivants. En conséquence, nous sommes amenés à considérer qu'environ 4 000 des 15 000 victimes de la canicule n'auraient effectivement peut-être pas vécu plus de quelques mois en l'absence de canicule du fait de leur état de santé dégradé avant même l'épisode de chaleur, mais les quelques 10 000 autres victimes auraient sans doute vécu de nombreuses années, environ autant que le nombre moyen d'années à vivre pour l'ensemble des personnes de même sexe et âge épargnées par la crise, soit, comme nous l'avons mentionné plus haut, 8 ans en moyenne pour les femmes et 11 ans pour les hommes.

Les analyses relatives à cette étape du projet étant aujourd'hui achevées, les semaines à venir seront consacrées à la finalisation du texte qui sera prochainement soumis pour publication à une revue scientifique internationale à comité de lecture.

2. La mortalité due aux écarts prolongés de température au 20^e siècle

La canicule d'août 2003 n'est pas le premier épisode de forte chaleur en France. Au 20^e siècle, les précédents sont survenus en 1911, 1928, 1947, 1957, 1976 et 1983 (Besancenot, 2002 ; InVs, 2003). Mais, parmi les épisodes qui provoquent un grand nombre de décès, il existe des étés chauds dont l'effet sur la mortalité est discret, mais bien réel, tels récemment, ceux des années 1990, 1994, 1995 et 1998.

L'objectif de cette deuxième étape du projet est de décrire l'évolution séculaire de la mortalité due aux écarts de température prolongés au 20^e siècle :

- d'après les causes de décès qui lui sont liées, causes initiales, mais aussi, quand c'est possible, causes contributives (disponibles au moins depuis 1979), en relevant les causes associées,
- et d'après le croisement des relevés de température de l'air à Paris-Montsouris, et en province avec la statistique mensuelle des décès, croisement qui permet d'évaluer le nombre de décès dus aux températures extrêmes au fil du temps.

Les changements de l'âge au décès (autrefois plutôt des enfants, aujourd'hui plutôt des personnes âgées) seront observés en distinguant l'effet de la variation de la structure de la population des autres effets.

On s'efforcera de séparer, s'il y a lieu, les décès précipités par les écarts de température, des décès véritablement prématurés qui mettent fin à des vies promises à durer sans l'interruption provoquée par le phénomène climatique.

On s'interrogera enfin sur la permanence ou les variations de la relation entre écarts climatiques et mortalité, par delà les modifications relatives à l'âge, ainsi que sur une possible évolution de la température en France au 20^e siècle. Les détails de ce deuxième sous-projet sont présentés plus spécifiquement à l'annexe 4 du présent rapport, rédigée par Alfred Nizard.

ANNEXE 1

PRESENTATION DETAILLEE DES RESULTATS DU PREMIER SOUS-PROJET

Effets à long terme de la vague de chaleur d'août 2003 sur la mortalité en France (texte préparé pour la conférence de la Population Association of America, 29 mars-1^{er} avril 2006, Los Angeles)

The Mortality Impact of the August 2003 Heat Wave in France

Laurent Toulemon

Institut national d'études démographiques

133 boulevard Davout

75980 Paris cedex 20, France

toulemon@ined.fr

and

Magali Barbieri

Institut national d'études démographiques

133 boulevard Davout

75980 Paris cedex 20, France

barbieri@ined.fr

Paper prepared for presentation at the 2006 Population of America Association Meeting, Los Angeles, March 30-April 1st.

THE MORTALITY IMPACT OF THE AUGUST 2003 HEAT WAVE IN FRANCE

Laurent Toulemon and Magali Barbieri
(INED, France)

In August 2003 Western Europe suffered from a deadly heat wave. An estimated 15,000 people died in France from the direct effect of the heat wave. Applying an indirect estimation technique to the monthly number of deaths by sex, age and place of residence for the period 1997-2003, a method that can easily be reproduced in other contexts, we estimate the number of years that would have remained to those who died from the heat wave had they been spared. The paper also evaluates the role of the 2003 heat wave "harvesting" effect in explaining the deficit of deaths recorded in 2004 (estimated at 25,500 out of a total expected 533,000 deaths).

In August 2003, France suffered from an unprecedented heat wave with temperatures reaching the high 30s in Celsius degrees for a record of fifteen successive days and little difference between day- and night-time. Consequences were deadly for the population: an estimated 15,000 of the total 56,500 deaths recorded during that month have been attributed to the direct effect of the heat wave (Hémon and Jouglu, 2003). The crisis had a major socio-political impact with the calling into question of the responsibility of the highest authorities, leading to the resignation of the Minister of Health and the transfer of a number of high-ranking officials in that ministry, as well as the organisation of the French health care system and the responsibility of individual families. The outrage was such that major resources were promised by the government to prevent such a crisis to occur again in the future (Abenhaïm 2003).

A better understanding of the crisis was regarded as the first step to designing effective preventive measures and numerous reports were requested from specialised agencies though there is a paucity of scientific articles based on the analysis of basic demographic data. This paper specifically aims at describing the demographic characteristics of the victims of the August 2003 heat wave in France and at measuring its long term mortality impact. One aspect of the debate in the literature centred around the question of whether those who died were particularly vulnerable persons who were expected to live only a few more days or weeks independently from the heat wave or whether the heat wave killed randomly among the general population. Considering that this issue has not yet been properly addressed, an additional purpose of this paper is to estimate to which extent the unusually low mortality recorded in 2004 is the result of an harvesting effect of the August 2003 crisis.

After providing some background on the French heat wave of August 2003 and demonstrating how unusual this episode has been in the demographic history of the past thirty years, the paper describes the specific hypotheses investigated in the analyses as well as the data and methods used. It then presents the results of the statistical analyses and ends with a discussion of the findings.

Background

Summer 2003 reached record high temperatures for an unusual number of days in all of Western Europe. Large excess mortality has been attributed to the heat wave in a number of countries, including in addition to France, Italy, Spain, England and Wales, Belgium, Germany, Portugal, The Netherlands and Switzerland for a total approximating 45,000 to

50,000 deaths, depending on the method of estimation (Fischer, Brunekreef and Lebet, 2003; Garssen, Harmsen and de Beer, 2005; Grize et al., 2005; Johnson et al., 2005; Kosatsky, 2005; Kovats, Wolf and Menne, 2004; Nogueira et al., 2005; Pirard, 2003; Simon et al., 2005). In addition to being one of the hardest hit countries, second only to Italy where the heat wave killed 20,000 people according to the latest estimate (Istituto nazionale di statistica, 2005), France was characterized by a crisis much more concentrated in time than in some other countries. In Italy for instance, the victims were killed over a four months period, from June to September, with only half of all excess deaths in August. By contrast, in France, the 15,000 victims died over a two weeks period. This abruptness partly explains the lack of immediate public health response. The unpreparedness is also understandable considering the very unusual character of the episode. Indeed, neither France, nor any other developed country, has ever experienced a heat wave related mortality crisis on such a scale over the past fifty years (for the United States, see for instance Greenough *et al.*, 2001, and Semenza *et al.*, 1996).

Historical comparison

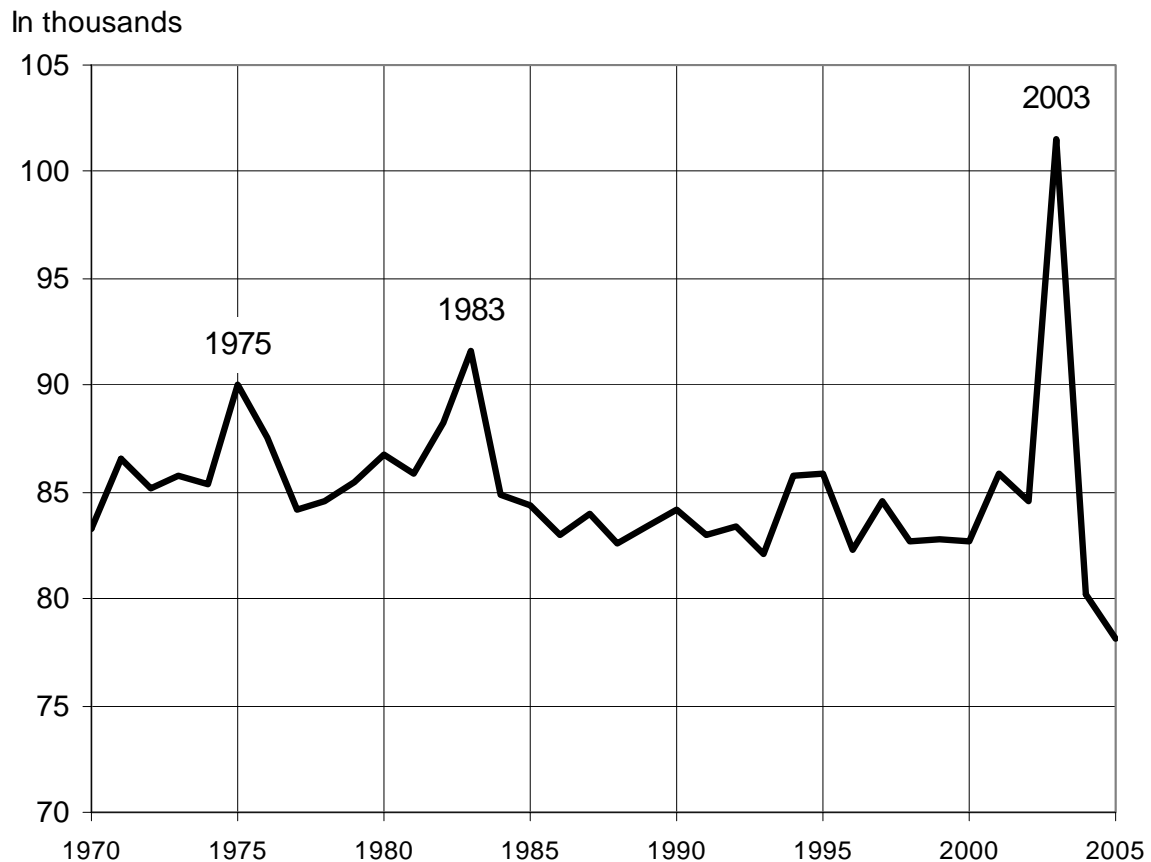
The August 2003 heat wave was clearly unusually intense. A recent study ordered by the French Government to determine temperature thresholds at which to trigger a health alert and activate a hot weather response plan found that, in Paris for instance¹, the best indicator was a succession of three days with all minima above 20 Celsius degrees and all maxima above 35 Celsius degrees (Invs, 2004). When looking back since January 1st, 1880, the first day of operation of the Paris meteorological station up to the present, one found a total of only six qualifying episodes but while the August 2003 episode lasted for an entire ten days, the next longest one (which took place in 1957) lasted for six days. In the Paris metropolitan area, the most severely hit region in 2003, temperatures reached a high of 35 Celsius degrees during day-time starting on August 3 and they remained above that level until August 14 when they declined below 30. Throughout this period, the lowest temperatures recorded at night never fell below 20, preventing a complete physiological recuperation to occur.

As indicated on Figure 1, which shows the number of deaths during the months of July and August over the past 30 years in France, other such episodes have occurred in the past but never with as strong an impact: in 1976 as in 1983, the number of extra deaths can be estimated at around 5,000 deaths². In other Western countries, none of the Summer heat waves recorded over the past thirty years had killed more than 2,000 people before the 2003 episode (Institut national de veille sanitaire, 2003). The most documented one was undoubtedly the Chicago heat wave of 1995 to which fewer than 800 deaths were attributed (Klinenberg, 2003 ; Benbow, 1997).

¹ The study also found that levels of minima and maxima temperatures showing an association with excess mortality vary from region to region.

² These numbers are estimated using the same methodology as the one leading to an estimated 15,000 excess deaths during the Summer 2003, i.e. by comparing the observed number of deaths in July and August of each given year by the mean number of deaths during the same months over the three preceding years. See also (Besancenot, 2002).

Figure 1. Number of deaths in July and August from 1970 to 2005. France

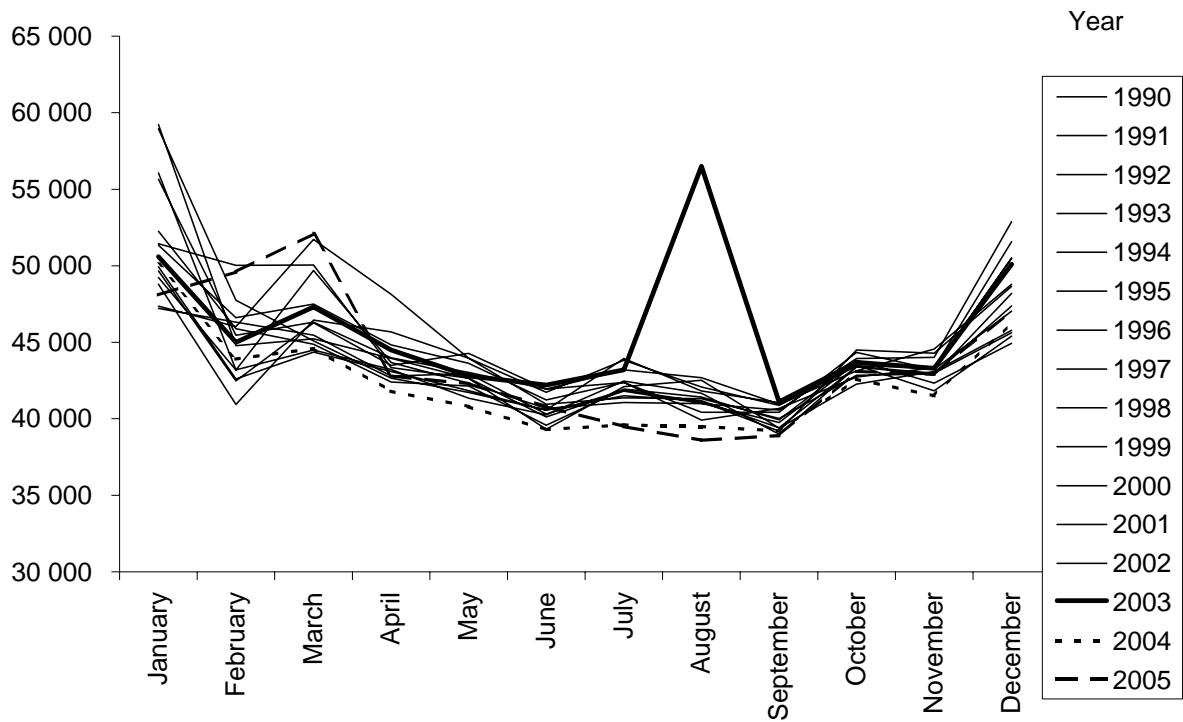


Source: Beaumel, Richet-Mastain and Vatan, 2005.

Characteristics of the French 2003 heat wave

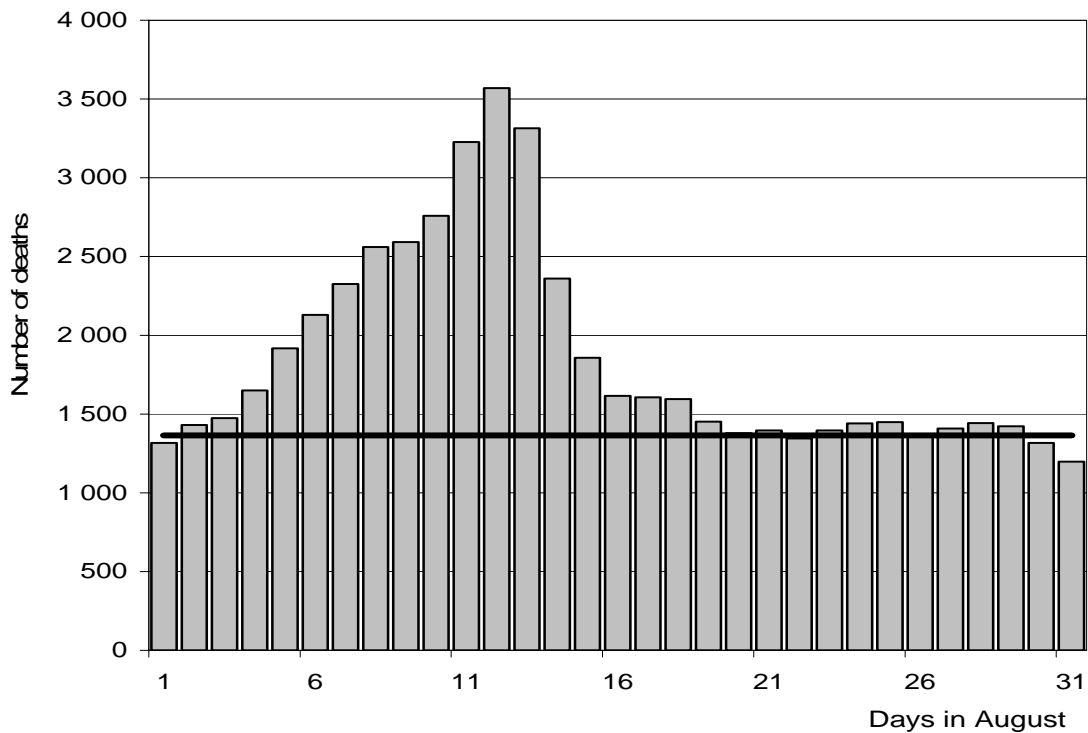
Such a large number of excess deaths as that recorded in France in August 2003 is clearly unusual during the Summer months in Western countries. Indeed, the month of August appears as the month typically characterised by the lowest level of mortality in recent demographic history (Figure 2). By contrast, it is not uncommon to observe episodes of large excess mortality during the Winter months in France as in other Northern countries. When looking at detailed mortality trends, episodes of excess of around 10,000 deaths due to flu epidemics are far from unusual. Part of the reason why these episodes do not elicit public outrage as did the August 2003 crisis is probably that they are expected and accompanied by much public health warning and encouragement for the elderly to get vaccinated so that public opinion feels that the government has done its job, but probably also because of their very diffuse impact, since the deaths attributable to flu epidemics are usually spread over several weeks or months. By contrast, the 2003 episode took everyone by surprise, in large part because of its suddenness, as the 15,000 excess deaths occurred over a fifteen day period, from August 4 to August 18 (Figures 3 and 4).

Figure 2. Total number of deaths per month, January 1990 to December 2005, France



Source: Beaumel, Richet-Mastain and Vatan, 2005.

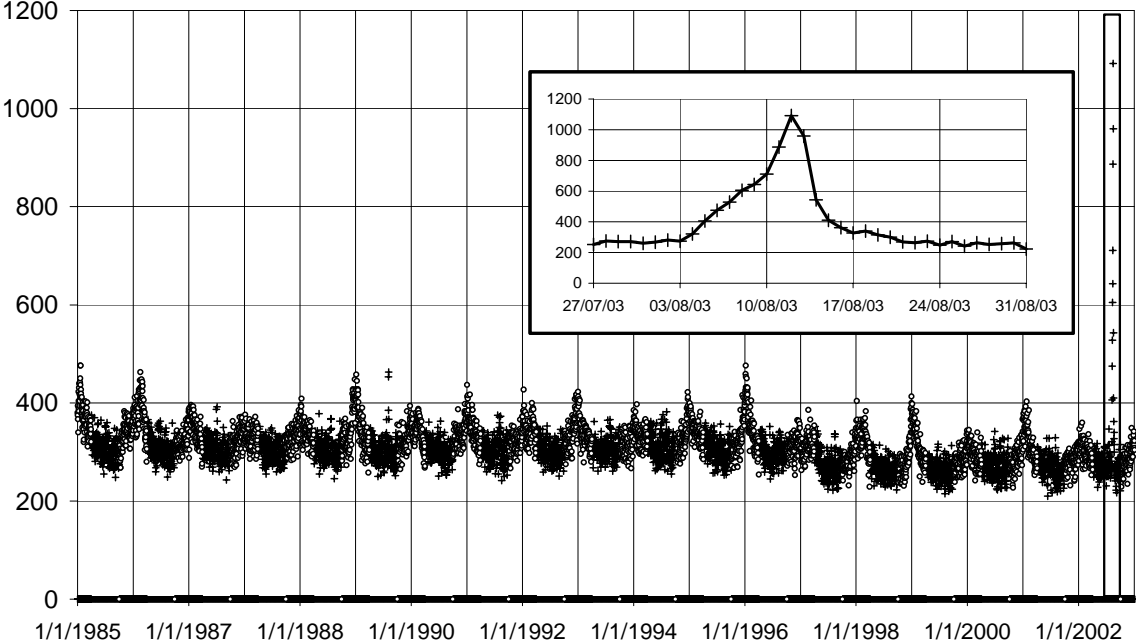
Figure 3. Number of deaths per day in August 2003 compared with the mean daily number of deaths during the months of August 2000 to 2002 (France)



Source: Hémon, Jouglà 2003

Figure 4 presents the daily number of deaths in France main cities. It shows that deaths are indeed more numerous during Winter but also that many Summers are characterized with a few days when the number of deaths is significantly higher than average. However, the 2003 heat wave appears truly exceptional for two reasons: the maximum number of deaths reached more than four times the usual number of deaths, and the number of days with an excess number of deaths is remarkably large since the heat wave lasted for two entire weeks.

Figure 4. Number of deaths per day in 28 major cities of France, 1970 to 2003



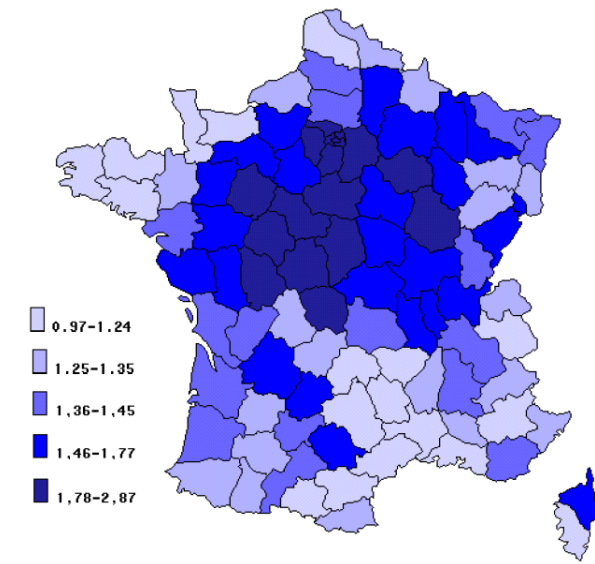
Note: Winter days (from October to March) are marked with white dots; Summer days (from April to September) with black crosses.

Another characteristic of the 2003 mortality crisis is its high geographic concentration. As indicated by Map 2, only a relatively small number of *départements*³ were hit, though those happened to be disproportionately populated. Indeed, the four *départements* with the highest excess mortality, that is more than 85% excess deaths during August 2003 compared to August 2000 to 2002, include 10.5 percent of France total population but more than 25 percent of all excess deaths. These four *départements* are located in the Paris metropolitan area (*départements* number 75, 92, 93 and 94). The geographic concentration of the health crisis is particularly striking considering the relative lack of correlation between objective measures of temperatures and excess mortality. Though all the *départements* in which a significant level of excess mortality was recorded also experienced record-high levels of night and day temperatures during that period, there is also a number of *départements* which experienced higher levels of temperature for a longer duration but hardly any excess mortality, in the South of France in particular. Excess mortality by *département* appears better correlated with excess, rather than absolute, temperature (Fouillet *et al.*, 2005; Invs, 2004). A progressive gradient in excess mortality is observed with an increase in the number of days, from one to more than eight, when day and night time temperatures respectively reached 9 and 5°C above the average for a month of August (Maps 1 and 2). Map 1, showing excess

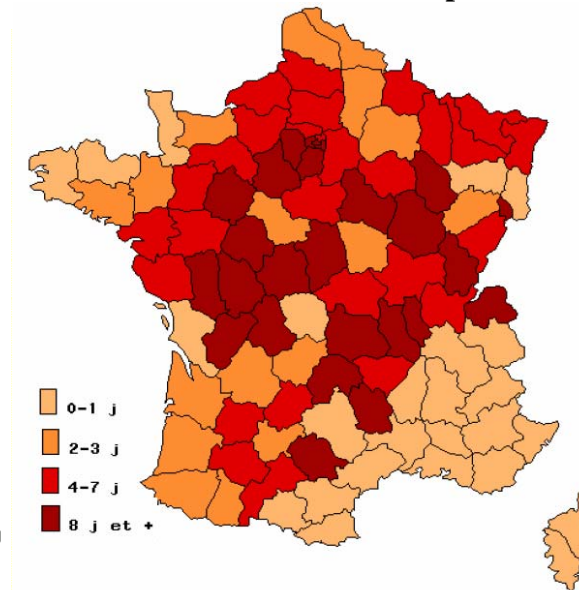
³ Mainland France includes a total of 95 *départements*, the *département* being one of the most basic administrative units.

mortality by *départements*, overlaps quite well with Map 2, showing excess rather than absolute temperatures during the heat wave.

Map 1. mortality ratio by *département* in metropolitan France, from 1st to 20th August, 2003



Map2. Number of days when minimum and maximum temperatures are respectively 5°C and 9°C over the usual temperatures



Source: reprint from Fouillet et al., 2005, figures 1 and 3.

The long term mortality impact of the 2003 heat wave in France

The primary purpose of our research is to evaluate the long term mortality impact of the 2003 heat wave in France. The mortality consequences of the heat wave depend on how many people died altogether from the heat wave and on how long would have lived those who died during the heat wave, if they did not die during that period. The first part of the issue is relatively simple and has been readily assessed with an agreement on the number 15,000 using a range of different techniques, from the most rudimentary to the most sophisticated (Hémon and Jougl, 2003; Rey *et al.*, 2005). The second part of the issue is more complex and requires the implementation of elaborate techniques of analysis and the examination of a minimum of two alternative hypotheses.

The first hypothesis is that the heat wave killed indiscriminately among the overall population. We already know that this is not sustainable considering the high concentration of heat wave victims in the highest age groups. Less than a month after the crisis, a preliminary analysis conducted on selected death records showed that over 80 percent of the heat wave victims were 75 years and older (Hémon et Jougl, 2003). Further research supported this finding (Canoui-Poitrine, Cadot and Spira, 2005 ; Invs, 2003 ; Rey et al., 2005). If anything, the heat wave killed disproportionately among the elderly. We also know that, by contrast with heat wave mortality in the United States, the majority of the August 2003 heat wave victims were women (Besancenot, 2002 ; Klinenberg, 2003). Our first hypothesis thus requires some specification, which is that age and sex alone are correlated with the probability of dying during the heat wave. In other words, we speculate that age and sex groups are homogeneous, i.e. that the heat wave victims would have lived as long as their peers in the same age and sex group in the absence of the heat wave. If the heat wave killed at random, those who died due to the heat wave were expected to live as long as those of the same age and sex based on the current life table for France. The number of years of life lost under this

hypothesis is simply the sum of the expectations of life as it can be calculated for a cohort with the same sex and age characteristics as the victims, starting in August 2003 and under the mortality conditions assumed in the absence of the heat wave.

The second, alternative, hypothesis is that, due to unobserved heterogeneity, those who died during the heat wave would have died sooner than those who did not in their age and sex group even without the heat wave, due to poor inherent health status prior to August 2003. This is the harvesting hypothesis. The harvesting or frailty effect is defined as a selection effect of mortality among the frailest individuals such that the heat wave victims were fated to die within weeks or months of August 2003 in the absence of the heat wave. The operation of a harvesting effect is typically identified by a lower than expected number of deaths following a mortality crisis. Indeed, if there is a harvesting effect due to differential frailty, the deaths of the frailest temporarily inflate the number of total deaths during the crisis. By contrast, immediately after the crisis has passed, the total number of deaths is below the long run expected number due to the advancement of the victims' demises, so that there is a compensation in terms of mortality between the crisis period and the following period before the level of mortality returns to normal. The question of a possible harvesting effect is particularly relevant in the case of the French August 2003 episode given the remarkably low level of mortality recorded in 2004.

Most observers have assumed a correlation between the high mortality recorded in Summer 2003 and the low mortality of 2004 but statistical analysis of vital registration data has been scarce. Based on the analysis of data truncated to the month of June 2004, the point at which the number of deaths "missing" in 2004 equals that of the heat wave related victims, i.e. 15,000, the one study to have investigated the issue in France concluded to the full operation of a harvesting effect (Valleron and Boumendil, 2004). We find this conclusion unconvincing considering that its only basis is the coincidence between both numbers and since "missing" deaths continued to accumulate during the second part of 2004 to reach about 25,500 deaths over a total annual number of 535,000 deaths. The problem however is difficult to tackle given the lack of information about the health condition or any other indicator of frailty for the heat wave victims⁴. Indirect methods have to be implemented to explore this hypothesis.

We investigated the two alternative hypotheses using civil registration data and implementing three different approaches. The first approach derives from the idea that the frailest should have been the first to die during the two weeks long heat wave, so that victims during the first week of the heat wave had different characteristics than those of the second week. In the absence of information about prior health status of the victims, we decided to first assume a relationship between high age and frailty, in which case we would expect to find differences in the age structure of the victims of the first part of the heat wave, let's say those who died up to August 10, and the victims of the second part of the heat wave, those who died after August 10. Testing this assumption requires to estimate the detailed age and sex distribution of the heat wave victims by day of death. This estimation also feeds the second approach based on the examination of the age and sex distribution of the deaths "missing" during the

⁴ A study conducted by Social Security found that the consumption of pharmaceutical drugs during the five months prior to the heat wave was significantly higher for people aged 70 and above who died in August 2003 than for people in the same age group who survived the crisis (CNAMTS, *Direction des statistiques et des études*, 2004), a result that tends to be used by proponents of the harvesting hypothesis to support the idea of a greater frailty of the heat wave victims compared to their peers. However, there is no reason to believe that such a finding is specific to the heat wave victims. Indeed, it is likely that all of those who die at any one point are greater consumers of pharmaceutical drugs during the few months prior to their death than others in their age group. Furthermore, since the study included all of those who died during the month of August 2003, both from the heat wave and independently from the heat wave, it is also possible that the over-medication applies to the later rather than to the former. We thus do not consider this study to be a scientifically rigorous argument in favour of the harvesting effect.

following months. The idea is that, if one can indeed assume the operation of a harvesting effect, mortality during the period after August 2003 should be disproportionately low in the sex and age groups most affected by the heat wave. The third approach is based on the same line of reasoning but investigates the correspondence between the geographic rather than between the demographic characteristics of the August 2003 mortality crisis and the low mortality of the following months. The data and techniques implemented to follow all three approaches are described below in details.

Data

Individual records of death with information on day, month and year of occurrence as well as year of birth, sex and *département* of residence (the basic French administrative unit) of the deceased has been provided to us for the period 1996-2003 by the *Institut National de la Statistique et des Etudes économiques* (Insee), the institution in charge of collecting and analysing civil registration data in France. These data were made available to us in an electronic format⁵. We also used life tables published by Insee for France for the periods 1997-1999 and 2000-2002 as well as the distribution of the French population by sex and year of age on January 1st 2003 and January 1st 2004. As no reliable data is yet available at the individual level for 2004, we used the monthly total number of deaths by *département* for 2004. For obvious reasons, we excluded from our analyses the French overseas *départements*.

Methods

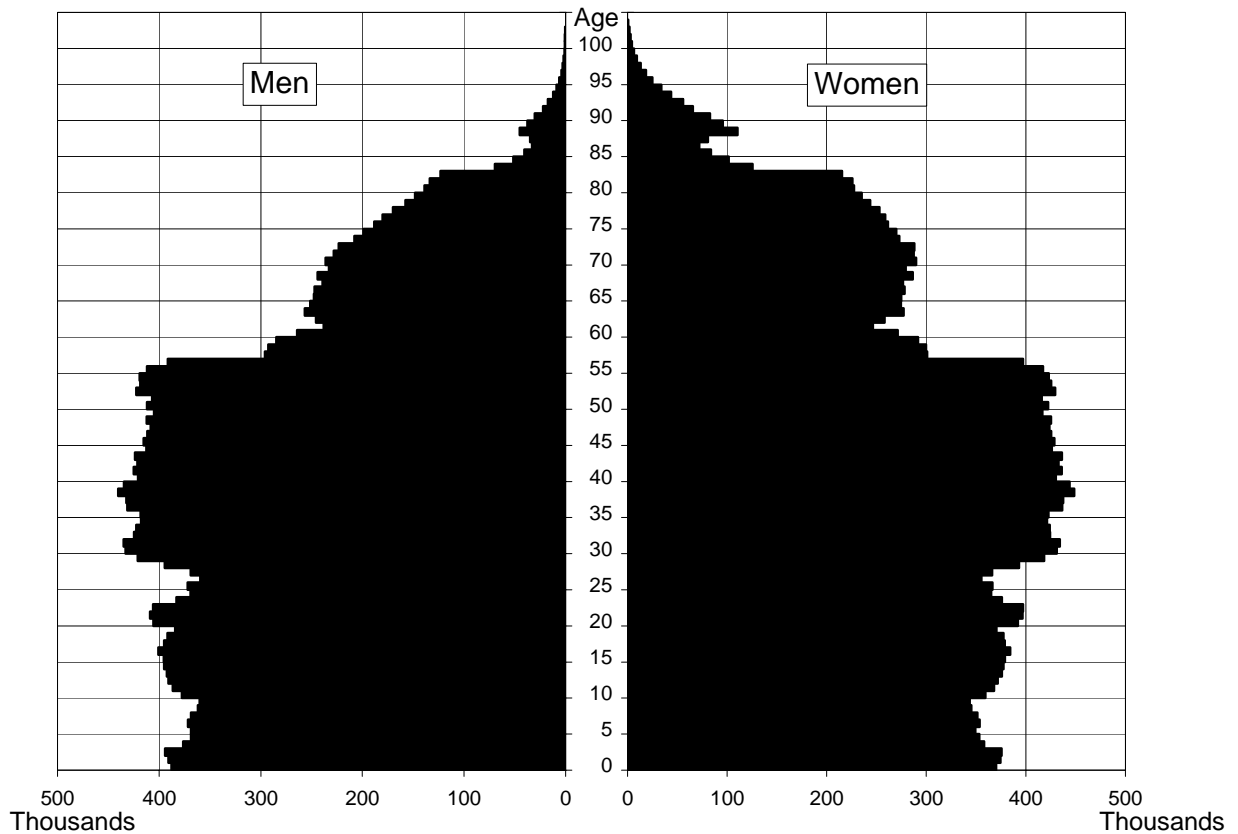
The basis of our analyses is a comparison of observed and expected mortality, both during the heat wave and during the following months. The comparison was carried out separately by age and sex, on the one hand, and by *département* of residence, on the other. The technique applied in studies and reports previously published on the mortality impact of the August 2003 heat wave was fairly rudimentary. It considers that the number of deaths expected for each month under study, whether just before, during or after the heat wave, is equal to the mean number of deaths during the same month for the three years before the crisis, i.e. 2000, 2001 and 2002. This method robustness has been demonstrated for estimating the total number of deaths by month and *département*, as the estimates of local population size available are not precise enough to allow for the implementation of more sophisticated techniques (Hémon and Jouglu, 2003).

Estimating the age and sex structure of total number of deaths expected for 2003 and 2004

This method is attractive by its simplicity, but it is not appropriate for an estimation of expected deaths by age and sex, due to the irregular shape of the French age pyramid (Figure 5). These variations reflect France demographic history over the past century. Because the heat wave killed mostly among the elderly, the impact of the First World War on the age pyramid is particularly detrimental. Indeed, the main demographic impact of the war was to prevent and delay a large number of births so that those cohorts born in 1915-1919 are particularly small. Individuals aged 83 to 87 on January 1st, 2003 are consequently much fewer than those in the surrounding age groups. Consequently, we cannot limit the analysis to a comparison of the mean number of deaths in 2000-2002 with August 2003 for each sex and single year of age as previous studies have done for large age categories (Hémon and Jouglu, 2003 for instance) but need to take into account the large independent variations in the size of the population at risk.

⁵ We thank our colleagues Catherine Beaumel, Aline Desesquelles, Guy Desplanques and Lucile Richet-Mastain, from Insee, *Département de la démographie*, for having provided us with all the data used in this paper.

Figure 5. Population pyramid at 1-1-2003. France



Source: Beaumel, Richet-Mastain and Vatan, 2005.

A second, more elaborated, technique thus had to be used. We first projected the trends in the probability of death for each sex and year of age from the 1997-1999 to the 2000-2002 life table. We are fortunate that mortality trends in France are fairly smooth compared to other European countries, such as Italy. In the latter, the reference period used to estimate the expected number of deaths during Summer 2003 in the absence of the heat wave has a considerable impact on the estimated number of heat wave victims, hence the large variations in the number of victims successively announced, from less than 8,000 to about 20,000 (Istituto Nazionale di Statistica, 2005). In France, by contrast, the estimated number of heat wave victims is very robust: it falls very close to 14,800 whether a rudimentary technique or a more sophisticated one, such as that described here, is implemented. The number of deaths by sex and age for all of 2003 was estimated by applying the projected probabilities to the population by age and sex on January 1st 2003. For 2004, the same method was used, i.e. continuing the trend in the probabilities of death from 1997-1999 to 2000-2002 all the way to 2004, but the probabilities were applied to the population by age and sex on January 1st 2004 corrected for the heat wave deaths. More specifically, we added the heat wave victims to the number of people alive on January 1st 2004 for the age group they would have reached by then since the purpose of the calculation is to estimate the number of deaths that would have been recorded in 2004 in the absence of the 2003 heat wave crisis.

Estimating the monthly number of deaths by age and sex in 2003 and subsequently

To calculate the monthly number of deaths by sex and age rather than for the whole year, we further refined our estimates of the expected number of deaths per month by single year of age and sex by taking trends in seasonality into account. Indeed, analyses not showed here indicate that, though the *level* of mortality during Summer months is typically lower than that

of Winter months and *variations* from one Summer to the next are relatively small, notwithstanding the 2003 episode, compared to variations from one Winter to another, deviations from the average tend to decline over time for Winter while this is not the case for Summer. Consequently, the proportion of deaths expected in August 2003 if the heat wave had not occurred would have been larger than that calculated for the previous years. Trends in seasonality were incorporated into our calculations using a log-linear regression on death probabilities at each sex and age, using three-year period life-tables by month (1997-1999 and 2000-2002) published by the Insee, to extrapolate the monthly probabilities of death by sex and age in 2003 by years of age. The implementation of the mortality projection to the population on January 1st, 2003 thus carried out produced a number of deaths by age and sex for every month from January 2003 to December 2004 for France as a whole. For 2005, provisional data is available for the monthly total number of deaths but not by age and sex, nor by *département*.

Estimating the expected number of deaths in each départements in 2003 and 2004

Ideally, we would have liked to also estimate the number of deaths by age and sex in each *département* but the aforementioned data constraints did not allow us to take age and sex into account at that geographic level so that spatial analysis was carried out on the comparison between the expected and the observed overall number of deaths by *département* using the rudimentary technique rather than the sophisticated one. More specifically, to estimate both the number of excess deaths in August 2003 and the deficit of 2004 at the level of the *départements* we resorted to the rather crude method of estimation based on the comparison between the total number of deaths recorded in August 2003 and the mean number of deaths recorded in August 2000, August 2001 and August 2002 (used as the expected number of deaths) in each *départements* ⁶. Similarly, the degree of under-mortality in the months following the heat wave was estimated by comparing the total number of deaths from September 2003 to the end of 2004 with the adjusted mean number of deaths in 2000, 2001 and 2002 in each *départements*.

Size effects at the *département* level were further controlled by using a scaling factor where indicated in the rest of the paper. Scaling was carried out by dividing both the excess deaths of August 2003 and the missing deaths of the subsequent months by the mean monthly number of deaths in each *départements* during the 2000-2002 period. This technique allows for a direct comparison of the over-mortality of the heat wave and the under-mortality of the following months between *départements* independently from their demographic weight. This is particularly useful considering that the heat wave related mortality crisis disproportionately hit those *départements*, i.e. located in the Ile de France region, which happen to be the most populated. The technique was more specifically implemented as follow.

Let us consider one *département* :

$D(m,t)$ is the number of deaths during month m of year t .

"base" refers to the period 2000-2002, so that $D(m,base)$ is the mean number of deaths during the month(s) m of 2000-2002.

$D(base)$ is the mean monthly number of deaths in 2000-2002 .

X is the difference between the number of deaths during August 2003 and the usual number of deaths in August: $X=D(8,2003)-D(8,base)$.

Y is the difference between the number of deaths from September 2003 to December 2004 and the usual number of deaths in that period, so that:

$Y=D([9,2003] \text{ to } [12,2004]) - D([9,base] \text{ to } [12,base]) - D([1,base] \text{ to } [12,base])$

⁶ This method has been proved to be robust at the *département* level, compared to more sophisticated methods based on populations and probabilities of death by sex and age (Hémon, Jouglu 2003).

Y and X are scaled by the mean number of deaths:

$$x=X / D(base) \text{ and } y=Y / D(base).$$

x and y are then directly comparable, so that if we assume a complete harvesting effect (and no other change), then:

$$y = -x.$$

Results

Age and sex characteristics of the August 2003 heat wave related deaths

Our projection method yielded an estimated 14,748 deaths attributable to the heat wave, a number very close to the 14,802 deaths calculated with the more rudimentary technique based on the mean number of deaths for a month of August in the three years prior to the crisis. Our estimation represents an excess of 35% over the number of deaths expected for August 2003.

Table 1. Heat wave victims by sex and age group

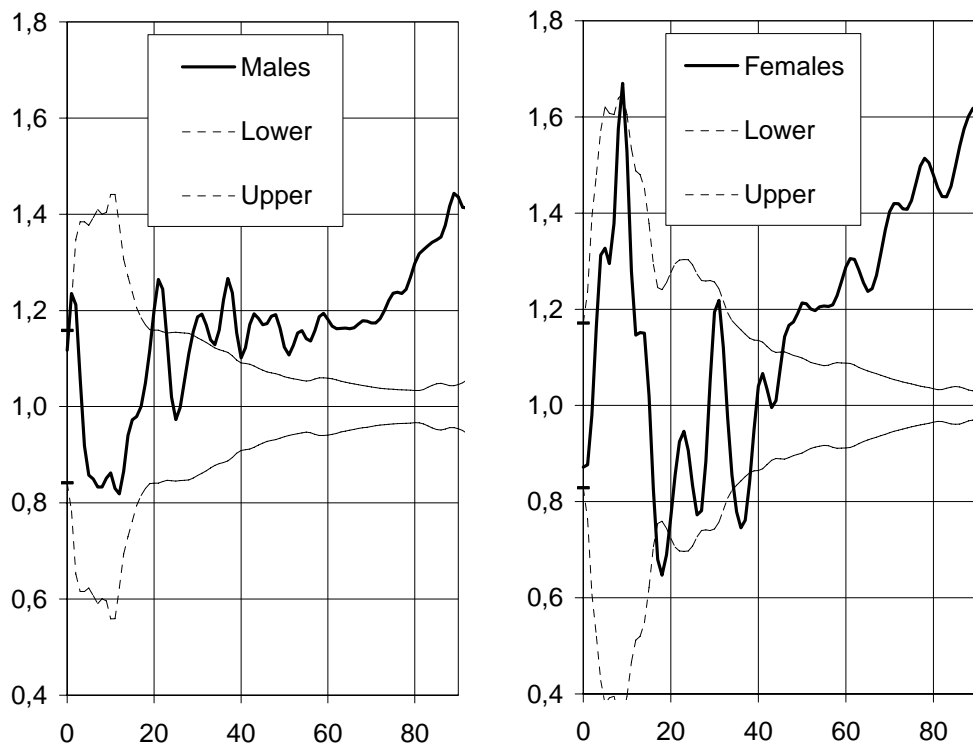
Age group	Number of heat wave victims			Percent distribution		
	Male	Female	Total	Male	Female	Total
0-9	19	-15	4	0,36	-0,15	0,03
10-19	-3	-20	-22	-0,05	-0,21	-0,15
20-29	40	-16	24	0,76	-0,17	0,16
30-39	109	-35	74	2,07	-0,36	0,50
40-49	246	58	304	4,69	0,61	2,06
50-59	343	228	571	6,55	2,40	3,87
60-69	551	456	1 007	10,52	4,80	6,83
70-79	1 326	1 888	3 214	25,32	19,85	21,80
80-89	1 849	3 593	5 442	35,29	37,78	36,90
90 and over	759	3 371	4 130	14,49	35,45	28,01
Total	5 238	9 509	14 748	100,00	100,00	100,00

Note: the projection technique implemented is described in details in the methodological section of the paper.

The two most striking features of the crisis are that it killed disproportionately among elderly and among women: about 85 percent of the victims were aged 70 and over (93 percent for women, 75 percent for men) and above 65 percent were women (Table 1). The over-representation of women among the heat wave victims is to underline not only because of its scope but also because it is opposite to what was found in some others of the most documented heat wave mortality crises, such as in the United States (Benbow, 1997; Besancenot, 2002). Our detailed analysis shows that the large sex differential found in France is, for the most part, not due to the differential age structure of the male and female populations, i.e. it is not due to the fact that women are increasingly over-represented as age goes up due to their higher life expectancy than men. Indeed, when standardizing by exact year of age, the difference is only slightly reduced, so that women still account for 60 percent of all excess deaths. As indicated by Figure 6, showing the ratio of the actual to the expected probabilities of death by sex and year of age in August 2003 and its associated 5% confidence interval, the sex differential is mostly significant after age 60 and increases progressively

afterwards⁷. Among women, mortality appears to be significantly higher than expected at ages above 45, and the ratio increases regularly thereafter, from 1.2 at 50 to 1.6 at 85. Above 50, excess mortality is smaller for men: it is 1.2 at 70 and 1.4 at 85. Between the ages of 30 and 45, male mortality is 20% higher than expected, while no significant difference is found for women. Before 30 years of age, the ratios are not significant with the possible exception of infant male mortality⁸.

Figure 6. Ratio of observed to expected probabilities of death by sex and age in August 2003



Note: for each age, the curves “Lower” and “Upper” mark the limits of the confidence interval for the relative risk, under the Poisson assumption, taking into account the seven years of age moving average.

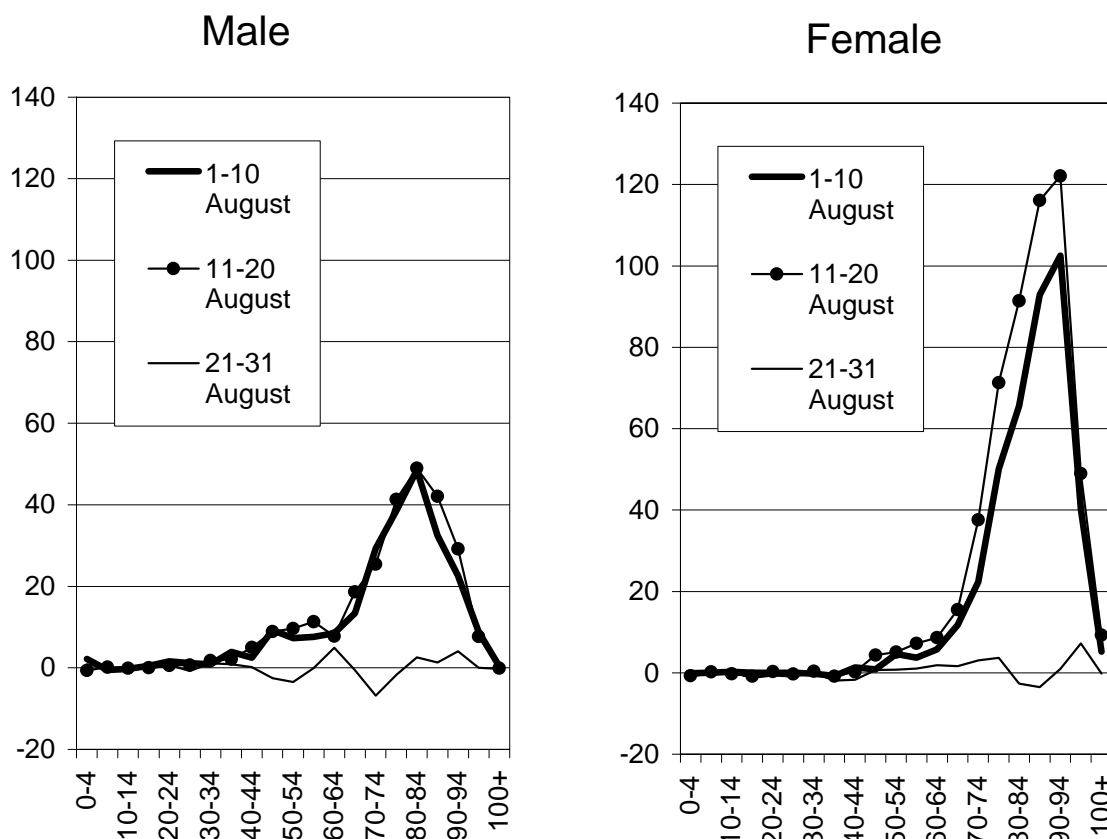
⁷ Because of large random variations, we smoothed the ratios with a three years of age moving average with coefficients 0.3-0.4-0.3. Three iterations of this smoothing procedure leads to a seven years of age moving average with coefficients 0.027; 0.108; 0.225; 0.280; 0.225; 0.108 and 0.027. Variances have been estimated with the Normal approximation of the Poisson Law and take into account correlations due to the smoothing procedure. Ratios at age 0 are not smoothed.

⁸ Though one study found a significant excess mortality for male below one, of about 25% for the period of 1-20 August 2003 (Rey et al., 2005), another analysis found no heat wave related mortality among infants during the same period and only 3 heat wave related deaths specifically identified among children below 15 (Invs, 2005; Hémon *et al.* 2003). Furthermore, findings from Rey et al.’s study are questionable to the extent that the estimated number of excess infant deaths is 25 with an AR1 model including a fixed monthly factor and the excess deaths are concentrated in the first days of the heat wave and in the Paris region (Rey et al. 2005). In this study, the number of excess deaths diminishes to only 18 when seasonality is allowed to vary and no excess death is found among young girls or boys aged 1-19. In any event, considering the extremely small number of deaths for infants and young children in an average month of August, no more than 25 deaths out of the total 15,000 or so heat wave related deaths can be attributed to young children.

Investigating harvesting in the short term

Exploring the harvesting hypothesis, we estimated the age and sex structure of the heat wave victims for three separate periods, i.e. August 1-10, August 11-20 and August 21-31. In the centre of the country, where the crisis was most severe, the heat wave covered the period from August 4 to August 18, so that the first two periods in our study correspond roughly to, respectively, the first and the second stage of the episode and the third to its immediate aftermath. If a frailty effect related to age had been operating, we would expect the frailest, assumed to be the oldest, to have died first, followed during the later days of the heat wave by less frail, thus younger, victims. Under the harvesting hypothesis, we thus expected to find that those deceased during the first ten days of August to have been older on average than those who died during the following ten days. Similarly, the structure of mortality for the last days of August, that is after the heat wave, should have been even younger than expected since some of the elderly at risk would have died during the first three weeks of the month. The comparison is based on the mean daily number of deaths by sex and age expected in August 2003 when projecting the trends in the probabilities of death observed from 1997-1999 to 2000-2002 following the technique based on death probabilities estimates described in the previous section. Figure 7 represents the overall distribution of estimated daily excess deaths by age and sex and for each of the three time periods. Excess deaths were grouped by 5-years of age to facilitate comparison between the three time periods.

Figure 7. Daily number of heat wave related deaths (O-E) by sex, August 2003



The results provide evidence against the frailty hypothesis to the extent that the distribution of deaths by sex and age for the first ten day period of August 2003 is not significantly different from that of the following ten day period. Compared to an expected daily number of deaths of 1,340 (see Figure 2), the excess reached a daily mean of 650 and 800 deaths during the first ten days of August and the ten following days, respectively. The mean age at death is 75 and

76 years for men during, respectively, the first and the second of these two periods and it is 85 years for women during both periods. Furthermore, the distribution of deaths by sex and age during the later ten days of August, after the end of the heat wave crisis, shows no difference with the expected distribution while we would have expected fewer deaths in the age groups most affected by the heat wave under the harvesting hypothesis.

We recognize, however, that one can readily argue that frailty is, to some extent, independent from age so that those people who died during the first few days of the heat wave were indeed more vulnerable than those who died later but a comparison of the deceased in both periods based on age and sex only is unable to distinguish between the frail and the robust. An alternative hypothesis would be that some harvesting did occur, but that it was fully compensated by delayed deaths, some people having been weakened by the heat wave and dying in the aftermath of the crisis and earlier than they would have otherwise. If such delayed deaths did occur in the days or months after the heat wave, the harvesting effect could be difficult to isolate in the short term.

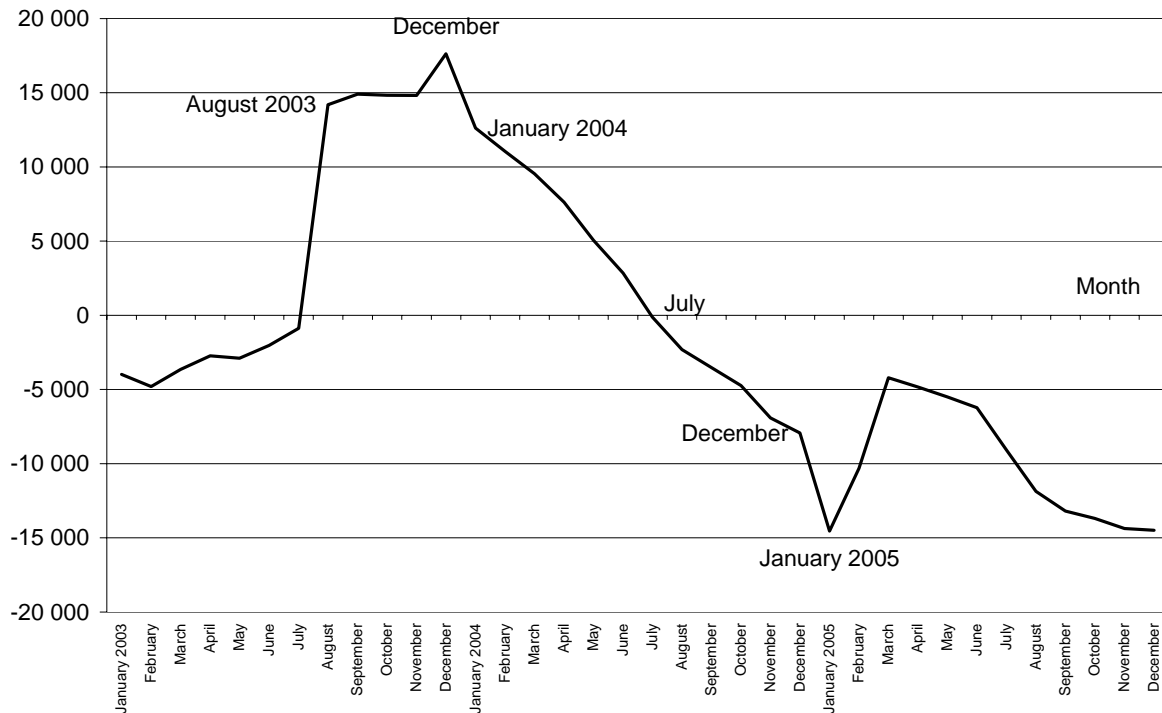
Investigating harvesting in the long run

To further investigate this issue, we compared the number of deaths for every single month of 2003, 2004 and 2005 with that recorded during the same month of the previous three years. Figure 8 presents the cumulated number of deaths from January 2003 to December 2005, compared to the mean for the corresponding months of 2000-2002. In January and February 2003, the number of deaths was smaller than in the same months of 2000-2002, and nearly 5,000 fewer than expected deaths were counted. From March to July, however, the monthly number of deaths was a little larger, so that by the end of July 2003 the cumulated number of deaths was very close to the corresponding figure for 2000-2002. After August 2003 and its 15,000 excess deaths, the numbers of deaths in September, October and November were very similar to the previous years. In December, we find an excess 3,000 deaths, so the cumulated number of excess deaths reached a maximum of 18,000 at the very end of the year 2003. In 2004, the smaller than expected level of mortality is clear and uniform. In every single month of that year the number of deaths was lower than the mean for the same months of 2000-2002 so that by the end of 2004 the deficit reached a total of approximately 25,500 deaths, thus representing an over-compensation of nearly 8,000 for the heat wave crisis and the additional, smaller, December 2003 mortality peak. Mortality was again lower than expected throughout 2005, except for the months of February and March, when it rebounded. The overall deficit from January 2004 to December 2005 was twice as large as the excess mortality of August 2003, suggesting that after the August 2003 crisis, the “normal” level of mortality had become significantly and possibly permanently lower than prior to the crisis.

Flu epidemics explain most of the month-to-month fluctuations in mortality during the period 2003-2005, except of course for the August 2003 episode. Flu epidemics in France typically spread over the entire Winter season, from December to February but with a calendar that is not uncommonly shifted early or late, depending on the year. Winter 2002-2003 was in particular one of the few recent Winters exempted from the epidemics, so that there were hardly any flu deaths in January and February 2003 compared to the previous years. This pattern explains the lower than expected level of mortality recorded in the early months of 2003. In the following Winter, that is Winter 2003-2004, flu occurred in the early season so that December 2003 exhibited a high level of mortality relative to the previous years while mortality was lower than usual in January and February 2004. It is possible that the relatively small number of flu victims in the early weeks of 2004 results from the unusually small size of the population at risk due to the heat wave crisis but that would not explain why mortality was continuously lower than expected from previous mortality trends throughout the rest of 2004 and up to the end of January 2005. A flu epidemics took place in February and March

2005, later than in typical Winters, which accounts for the increase in mortality during those two months. Data are not yet available to comment on the flu epidemics for the 2005-2006 Winter season.

Figure 8. Monthly cumulated number of deaths, relative to the same months of years 2000-2002



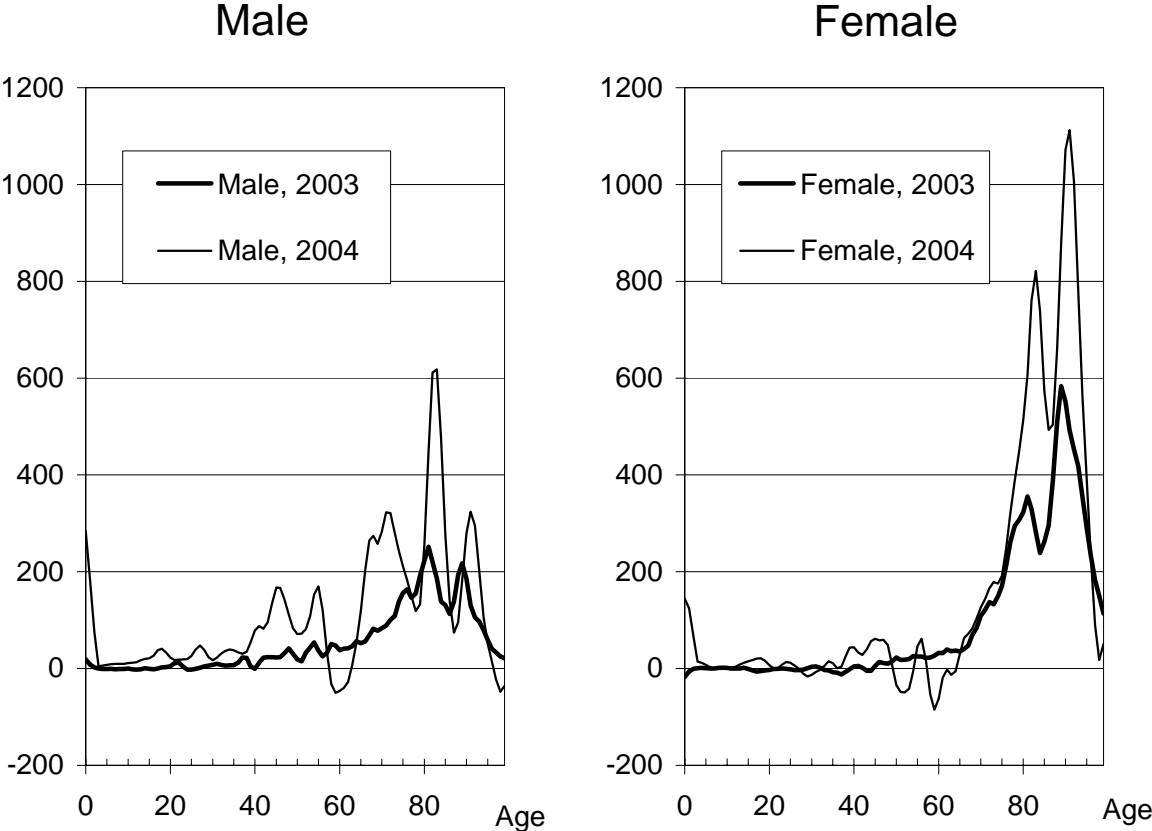
The main conclusion at this point is that we do not find any clear evidence of harvesting. If there has indeed been a harvesting effect following the August 2003 heat wave, this effect must have been spread over a period of several months, up to the end of 2004 at a minimum. The hypothesis of a “lagged” harvesting is not likely. It would imply that harvesting began at the end of 2003 but was compensated by some excess deaths of people who suffered from the heat wave and died in the subsequent months. If the 2004 decline in mortality is attributed to harvesting, then around 5,000 excess “delayed” deaths in September to December 2003 must be attributed to the heat wave. Nevertheless, harvesting would also have taken place in 2004 for these “delayed” deaths, as the total cumulated number of excess deaths becomes negative during that year. Consequently, we compared the demographic characteristics and the geographic location of the heat wave victims with those of the “missing” deaths for the entire year 2004 and chose not to concentrate only on the first half of 2004 up to the point when full compensation occurred.

Age and sex characteristics of the "missing" deaths of 2004

Figure 9 shows how deaths "missing" in 2004 are distributed by sex and age. It indicates that, for men, their number is way above that of the number of heat wave victims for every single year of age from about 17 to 88 and, for women, the gap is even larger, starting at 65. In other words, though the age and sex structure of the deaths "missing" in 2004 roughly mirror that of the heat wave related deaths, their absolute number is far higher than that of the August 2003 victims for each sex and for nearly all years of age. At this point, we cannot thus dismiss the possibility that the deaths "missing" in 2004 include all of the heat wave related deaths in addition to others, of unknown origin. To further investigate this issue, we thus analyzed the

geographic correlation between excess mortality in August 2003 and deficits in mortality in the following months.

Figure 9. Distribution by sex and age of heat wave related deaths (August 2003) and of the missing 2004 deaths



Note: Data by age have been smoothed with a moving average (coefficients 0.3-0.4-0.3)

The construction of a distribution by sex and year of age of the heat wave related victims let us estimate the number of years lost under our first hypothesis, that is assuming no frailty effect, i.e. those who died during the heat wave would have lived as long as those who did not in the same sex and age groups.

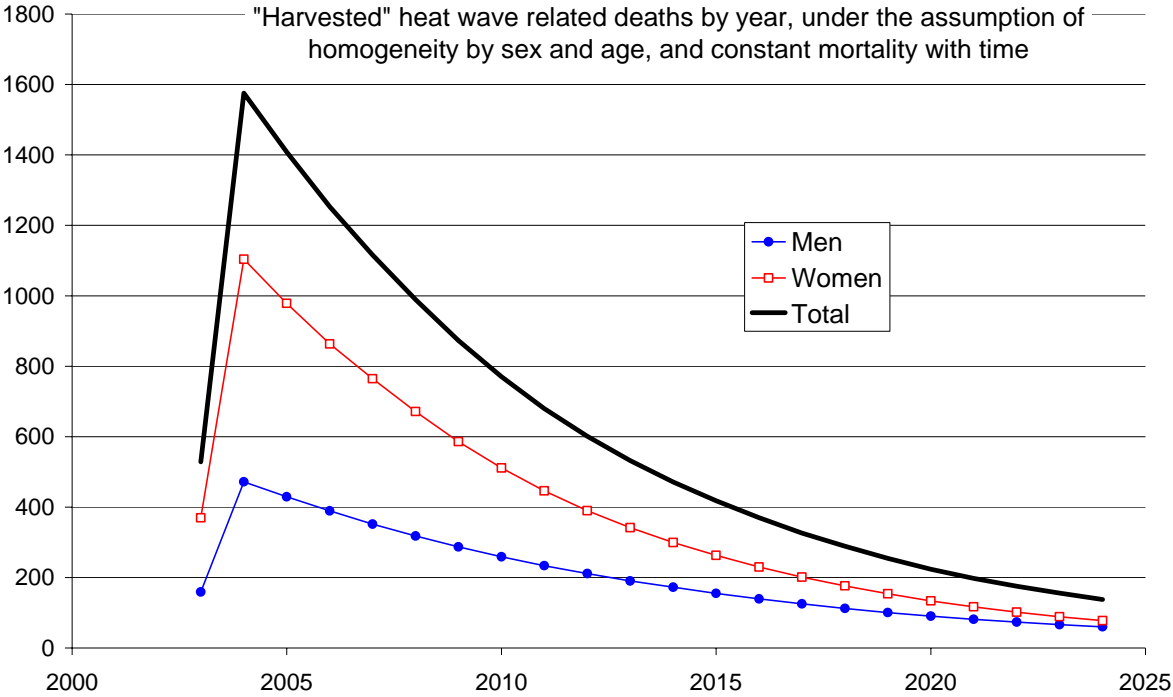
Number of years lost to the heat wave

The 15,000 persons who died because of the heat wave were older on average than others who died in 2003 independently from the heat wave: heat wave related deaths occurred at a mean age of 81.4 (75.6 for men and 84.6 for women), as against 76.2 (71.8 and 80.7 respectively) for all deaths in 2003. Would these 15,000 men and women have survived in the absence of a heat wave, we can estimate the occurrence of their deaths, under the assumption that they would have experienced the same probabilities of deaths as other people in the same sex- and age-group. Using the life table of 2000-2002 as an estimation of the probabilities of dying, the heat wave victims had a remaining life expectancy of 7.8 years (9.2 for men and 7.0 for women). Figure 10 shows how these deaths would have been distributed over the years following the heat wave, starting with the last four months of 2003 (September to December) and following with each successive 12 months period. Under the "no harvesting" hypothesis, 530 of the total 15,000 heat wave victims would have been expected to die in the

period of September-December 2003 and 1,576 deaths during the year 2004, making up a total of 2,105 deaths. The jump in the curve corresponding to 2004 reflects the fact that many of the heat wave victims are found in the oldest age groups, in which the probability of dying within

12-15 months in the 2000-2002 life table is very high. However, if, as we defend, the low level of mortality in 2004 and 2005 is due to a permanent decline in the probabilities of deaths compared to the years before 2003, then applying the probabilities of death of the 2000-2002 life table over-estimates mortality during the following years. Taking into account the ongoing decline in mortality would have led to a longer expectation of life for the heat wave victims and would have resulted in a lower jump for 2004 in Figure 10. Our estimated number of years of life lost to the heat wave should thus be regarded as standing at the low end and we can consider that a larger number of years of life were probably lost if we accept the no harvesting hypothesis.

Figure 10. Estimated number of deaths of Heat wave related victims had they not die during the heat wave, assuming homogeneity



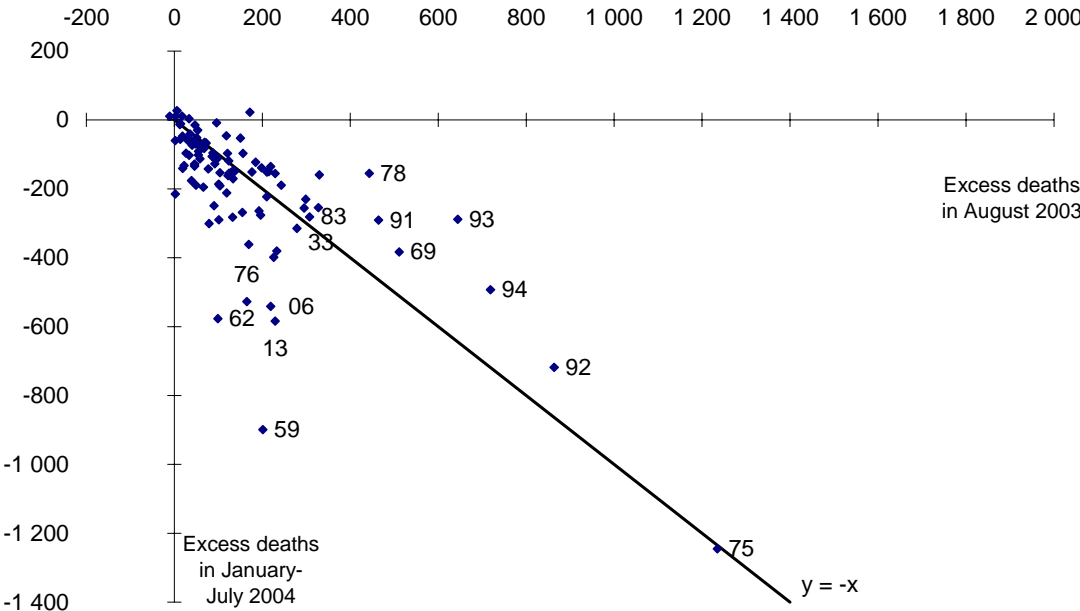
Investigating spatial correlations between excess and deficits in mortality

After estimating the number of excess deaths in August 2003 by *département*, we first compared it to the number of “missing” deaths from January through July 2004, the period at the end of which full compensation occurred at the national level.

In the *Île-de-France* region, corresponding to the larger Paris metropolitan area, *départements* with a large excess number of deaths also exhibited a large number of missing deaths during the first part of 2004 (Figure 11) so that the *départements* of the larger Paris area (75, 78, 91, 92, 93 and 94) fall near the line ($y = -x$). The city of Lyon (69) exhibits a similar pattern. However, no such systematic pattern is found for the other *départements* in which a dramatic decline in the number of deaths was also recorded during the first seven months of 2004. In

Northern France (*départements* 59 and 62), in the South (13, 06) and in the West (76) (Map 2), the under-mortality of the first months of 2004 is much larger than the excess recorded in August 2003.

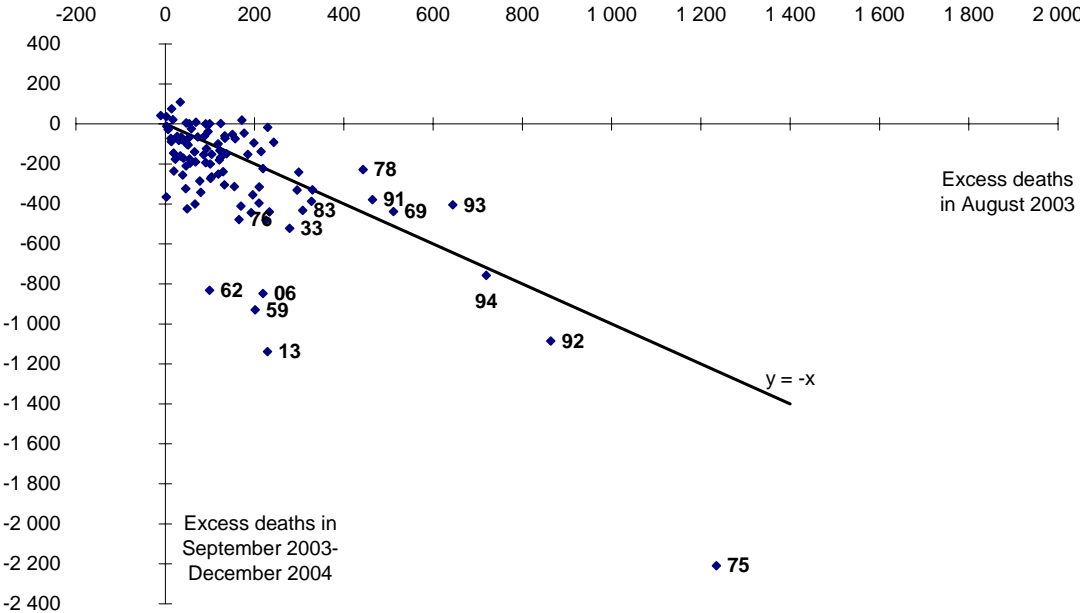
Figure 11. Joint graph of excess deaths in January to July 2004 (vertical axis) and excess deaths in August 2003 (horizontal axis), by *département*



Note: the line ($y=-x$) represents hypothetical full harvesting.

The negative correlation with August 2003 is weaker for the period September to December 2003, as well as for the period August 2004 to December 2004. Looking at the months from September 2003 to December 2004 as a whole, we obtain the following figure :

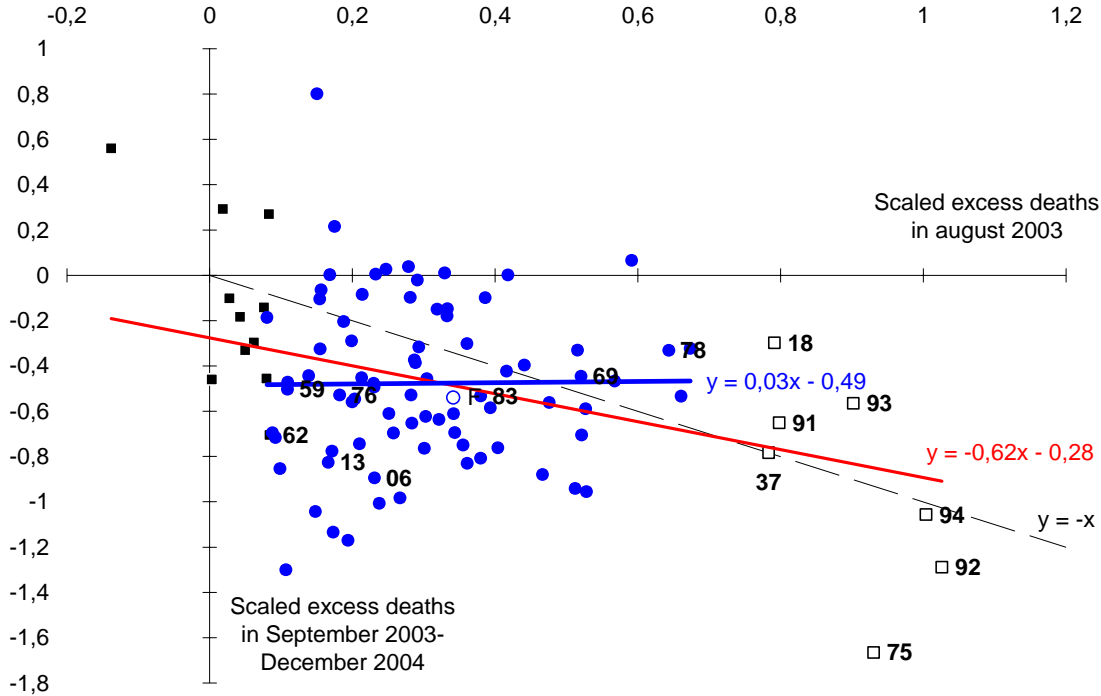
Figure 12. Joint graph of excess deaths in September 2003 to December 2004 (vertical axis) and excess deaths in August 2003 (horizontal axis), by *département*



The relation seems to be strong for the *départements* of Paris larger metropolitan area (78, 91, 92, 93, 94) and the city of Lyon (69). However, for the city of Paris (75), the decline in 2004 is much larger than the number of excess deaths in August 2003: 2,200 vs. 1,200. Again, the large deficit in the North (59, 62) and the South (13, 06) appears to be mostly unrelated to the small number of excess deaths during the heat wave.

In the previous two graphs, no account has been taken of possible size effects. Because those *départements* most affected by the mortality impact of the heat wave are also the most populated, the figures were adjusted by dividing them by the mean monthly number of deaths for each *département* during the period 2000-2002. This technique enables a direct comparison, for each *département*, of excess deaths during August 2003 and missing deaths during the subsequent months.

Figure 13. Joint graph of scaled* excess deaths in September 2003-December 2004 (vertical axis) and excess deaths in August 2003 (horizontal axis), by *département*.



* The difference between observed and expected deaths is standardised by the mean number of monthly deaths in 2000-2002. For each *département*, a deviation of +1 means that the number of excess deaths is equal to the average monthly number of deaths in 2000-2002.

As showed on Figure 13, the relationship is slightly modified when *département* figures are thus adjusted. Two *départements* in the center of the country, i.e. *Indre-et-Loire* (37) and *Cher* (18), appear to have suffered a large excess number of deaths during the heat wave, which was not previously obvious because of their small population size. However, the overall picture is unchanged: the *départements* with the largest relative number of excess deaths remain those located in the larger Paris metropolitan area (75, 91, 92, 93, 94).

The following maps confirm that the correlation is weak. The map on the left hand side shows the number of deaths in August 2003 standardized by the mean monthly number of deaths in the three years 2000-2002. The right hand side map shows the difference between the number of deaths from January to July 2004, relative to the same reference monthly number of deaths during the years 2000-2002, plotted with an inverse scale to increase comparability: the two

maps would overlap perfectly if the mortality deficit of early 2004 mirrored the excess of August 2003. This is obviously not happening: while excess mortality in August 2003 is highly concentrated in the centre of the country, under-mortality in 2004 is scattered all over the map, both phenomena appearing spatially unrelated.

Maps 3 and 4. Excess mortality during the heat wave of August 2003 and subsequent decrease in January to July 2004, by *département*

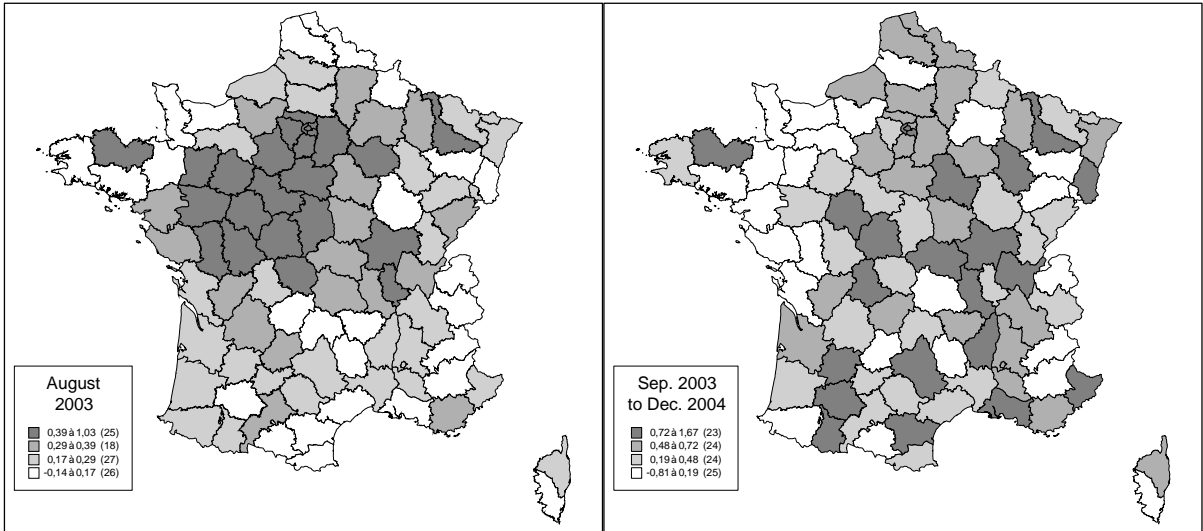
Map 3. Scaled excess mortality during August 2003

Map 4. Scaled missing deaths during September 2003 to December 2004 :

$$[D(8,2003) - D(8,base)] / D(base)$$

$$-[D(9,2003to12,2004)$$

$$-D(9to12,base)-D(1to12,base)] / D(base)$$



The regression line plotted on Figure 13 for the scaled numbers of deaths in all *départements* corresponds to the following equation:

$$y = -0.62 x - 0.28$$

Applying the results of the equation to the excess deaths of August 2003 for all *départements*, we would attribute 9,300 of the about 25,500 “missing” deaths in 2004 to a harvesting effect. However, the regression fit is very poor and the relation seems to be limited to two very distinct groups of *départements*, namely those where relative excess mortality in August 2003 was greater than 70% and those which experienced no excess mortality in August 2003 (a less than 10% increase) nor a deficit in 2004. To improve the fit and narrow down the effect, we progressively restricted the number of *départements* included in the regression model. Starting with a model including all *départements* (model 1), we first excluded the one outlier *département* which recorded a smaller than expected number of deaths in August 2003 (model 2), then the seven *départements* with the largest relative excess mortality in August 2003 (model 3), then both the *département* excluded in model 2 and the *départements* excluded in model 3 (model 4) and, finally (model 5), all the *départements* in which relative excess mortality in August 2003 was either smaller (lower than 10 percent) or larger than average (70 percent and higher). The results are showed in Table 2 with one line per model. The first column refers to the *départements* included in the analysis, the second provides the regression equation, the remaining three columns indicate the number of deaths "missing" in

2004 due to a harvesting in August 2003 estimated from the equation. The numbers in column 3 simply result from a direct application of the equation to the number of heat wave victims and the number of deaths missing in 2004 in the *départements* defined in column 1. The second to last column shows the number of the deaths missing in 2004 due to a harvesting effect estimated from the equation for all *départements* described in the first column, to which are added the 4,500 heat wave victims of the seven most affected *départements* for which we are willing to accept full harvesting. For instance the 8,800 deaths of model 3 in column 4 result from adding the 4,300 harvested deaths estimated from the equation in column 2 to the 4,500 heat wave victims of the excluded seven *départements*. The numbers corresponding to the first two models are identical in column three and four because the 4,500 deaths are already included in the numbers in column 3. In column 5, instead of adding 4,500 deaths, we added 2,200 corresponding to what we estimated to be the "true" harvesting effect in those seven most affected *départements* as further discussed below (see Figure 18 and Table 3).

Table 2. Regression equations of scaled excess deaths in September 2003-December 2004 against excess deaths in August 2003, by *département*, with several sets of *départements*.

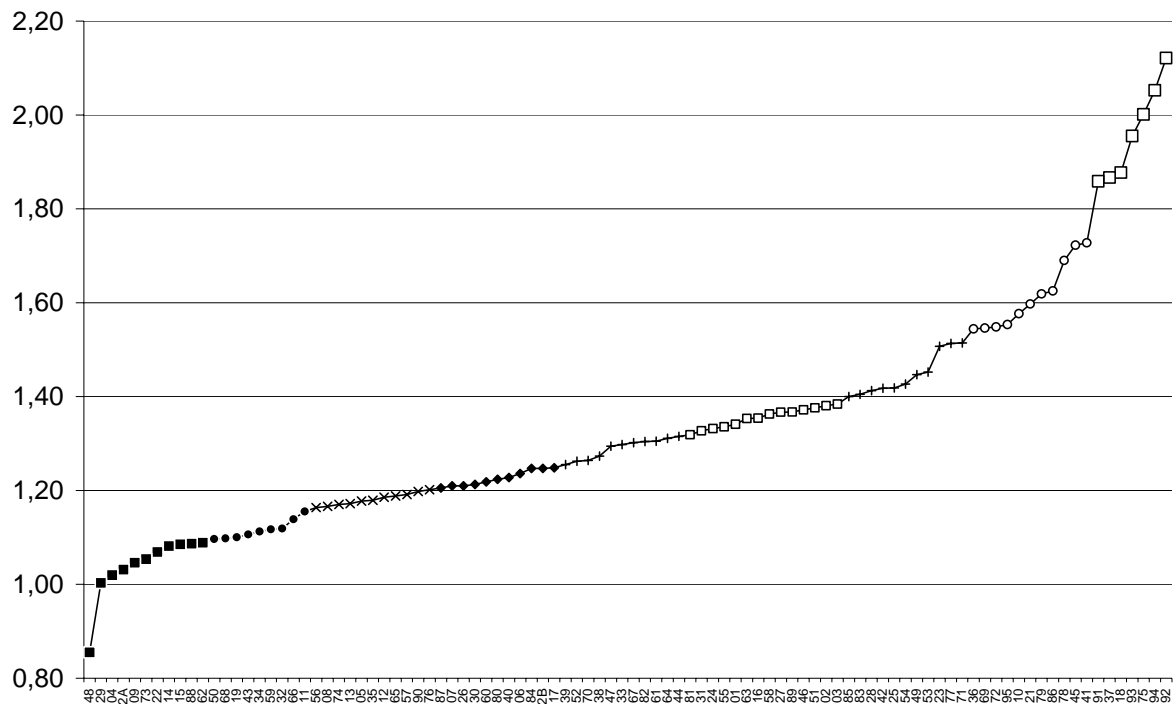
(1) Set of <i>départements</i> used for the regression	(2) Regression equation	(3) (4) (5) Estimated harvesting		
		In the set	All (a)	All (b)
1. All <i>départements</i>	$y = -0.62 x - 0.28$	9,300	9,300	9,300
2. All <i>départements</i> except one, which had less deaths than usual in August 2003	$Y = -0.54 x - 0.31$	8,100	8,100	8,100
3. All <i>départements</i> except the the seven <i>départements</i> with the largest relative increase in deaths during August 2003	$Y = -0.41 x - 0.33$	4,300	8,800	6,600
4. All <i>départements</i> except the one with less deaths than usual in August 2003 and the seven <i>départements</i> with the largest relative increase in deaths during August 2003	$y = -0.25 x - 0.38$	2,625	7,125	4,925
5. All <i>départements</i> where the relative increase in deaths during August 2003 was largest than 10% and lower than 70%	$y = +0.03 x - 0.49$	0	4,500	2,300

(a) Under the assumption that all 4,500 excess deaths during August 2003 in the first group of *départements* were leading to harvesting

(b) If only 2,200 of them may be attributed to harvesting, the other missing deaths being attributable to other factors (see Figure 18 and Table 3 below).

Excess relative mortality is largest for a group of seven *départements*, showed with white squares on Figure 13. These seven *départements* represent 60,000 annual deaths (2000-2002). For comparative purposes, we have first ranked all other *départements* according to the relative mortality impact of the August 2003 heat wave (Figure 14) and grouped them so that each group combines to the same overall number of annual deaths, i.e. about 60,000, as the first one. The number of groups of *départements* thus defined is nine.

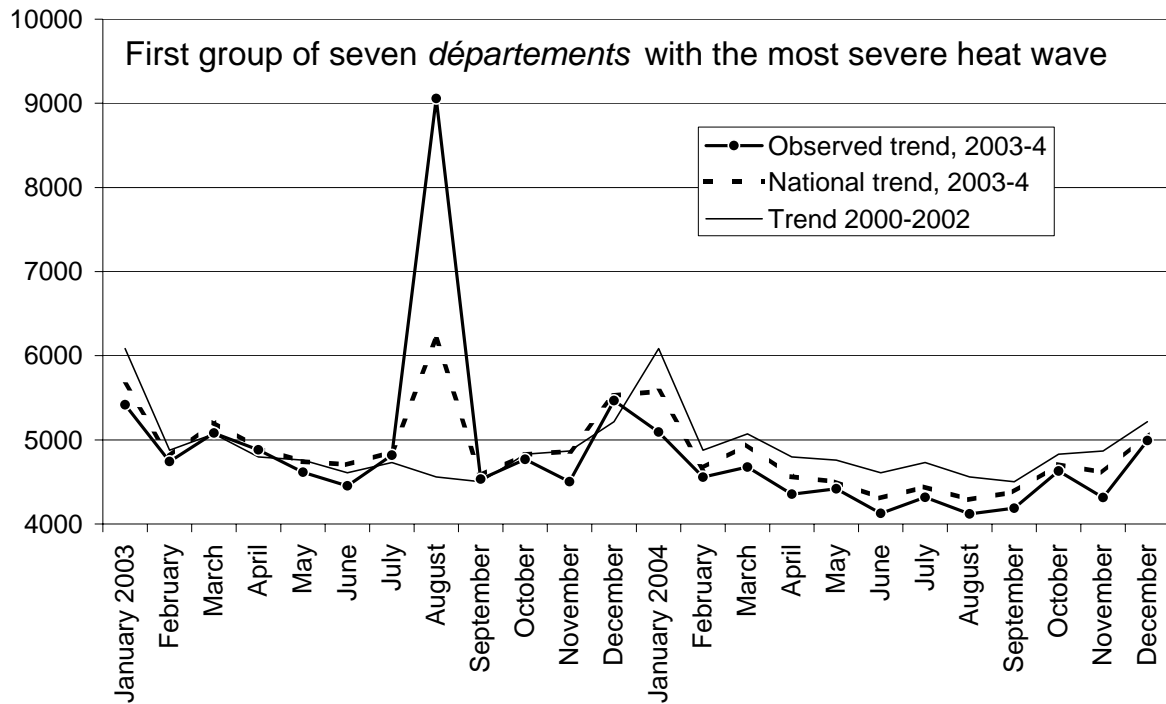
Figure 14. Excess mortality in August 2003, by *département*, relative to August 2000-2002 (O/E), sorted according to the severity of the mortality crisis



Figures 15 to 17 show the monthly trend in the number of deaths, for the first, second and eighth groups of *départements*. The thick dotted curve presents the actual number of deaths per month from January 2003 up to December 2004. The full thin curve shows the expected monthly number of deaths estimated from the average for the same months of 2000, 2001 and 2002 in the *départements* of the group under consideration. The dashed curve represents the estimated monthly number of deaths assuming that mortality trends were the same in the group under consideration as for mainland France as a whole, for each month in 2003-2004. It is computed as follows: for each month in 2003-2004, the observed monthly number of deaths in 2000-2002 in each *département* is multiplied by the ratio of deaths in that month for the country as a whole, to the mean number of deaths during the same months of 2000-2002. The dashed curve can also be interpreted as the number of deaths in each group of *départements* that would have been observed if the trend between 2000-2002 and 2003-2004 had been the same in all of the *départements*. The dashed curve is below the full thin curve for all months when, at the national level, mortality has been lower in 2003-2004 than in 2000-2002. The dotted curve is below the dashed curve in the *départements* where deficits in mortality are larger than at the national level.

For the first group of *départements* (Figure 15), the number of deaths nearly doubled in August 2003 with an excess 4,500 deaths, compared to 2000-2002. In addition, in this group of *départements*, a strong harvesting effect is possible: the deficit in 2004 is more pronounced than for the country as a whole as showed by the fact that the dotted curve is lower than the dashed one for nearly every month.

Figure 15. Monthly number of deaths, from January 2003 to December 2004.



This effect is not perceptible in any other group of *départements*. This is the case even for the second group which experienced quite a significant increase in mortality during the August 2003 crisis. In this second group of *départements*, excess mortality reached 60 percent, which represents a total of 3,400 excess deaths compared to 2000-2002, an effect nearly twice as large as that at the national level. However, even this group of *départements* does not exhibit a larger than average decline in the number of deaths in 2004 (Figure 16). The same lack of correlation holds for the other groups: in the sixth, seventh and eighth groups of *départements* (data for the eighth group are shown on Figure 17), where the number of excess deaths was much lower than for France as a whole in August 2003, the deficit in mortality observed in 2004 is as pronounced as elsewhere. It is only in the ninth group that the 2004 mortality deficit is significantly lower than average (not shown).

Figure 16. Monthly number of deaths, from January 2003 to December 2004.

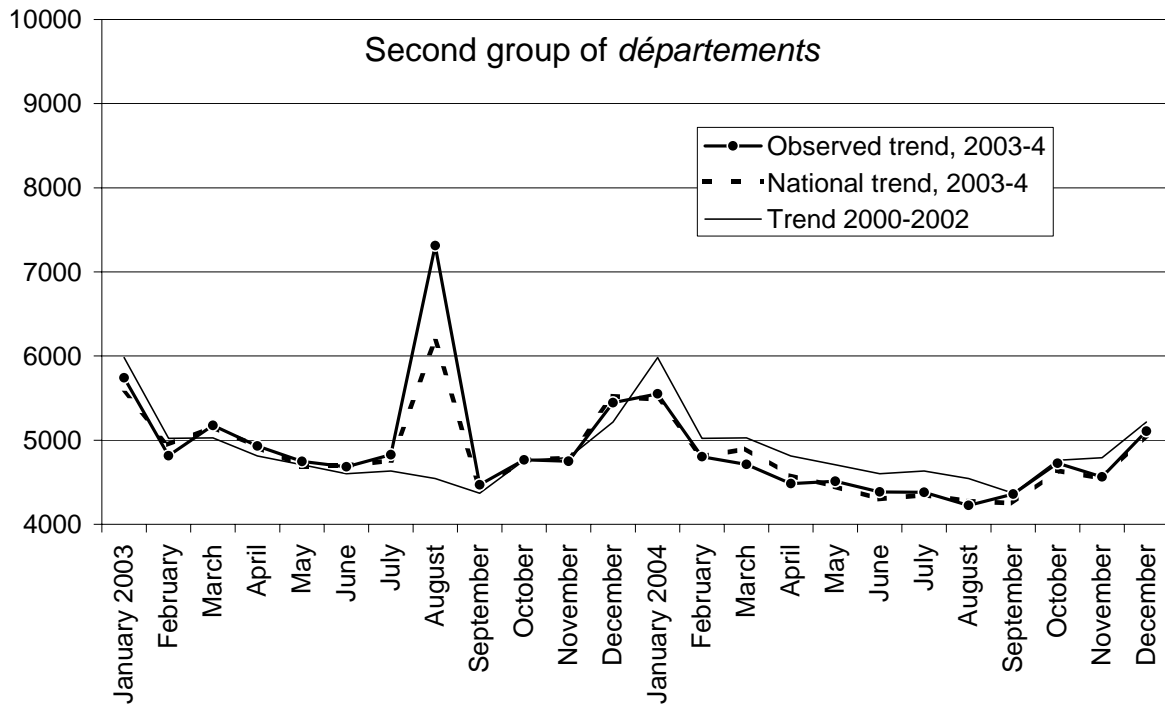
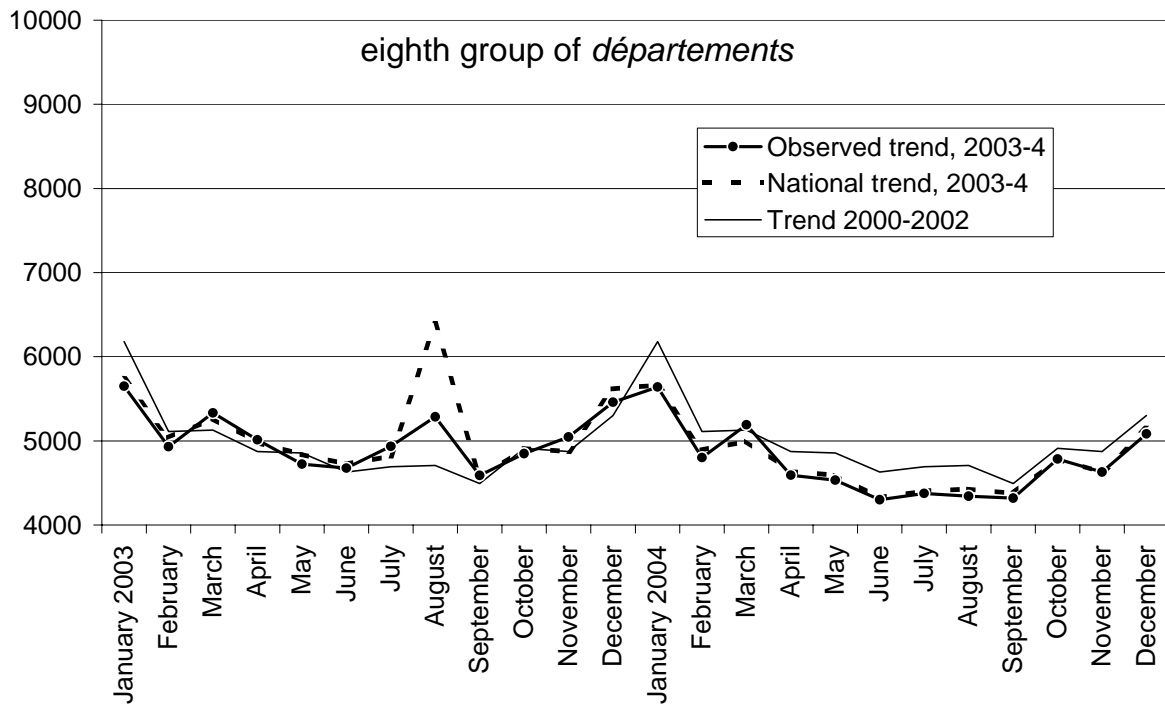


Figure 17. Monthly number of deaths, from January 2003 to December 2004.



If we exclude the two extreme groups of *départements*, i.e. the first one, where the heat wave had its largest impact and where we are willing to take a harvesting effect for granted, and the last one, in which there was no mortality increase in August 2003 and, hence, where we

should not expect any harvesting effect, then the regression line no longer exhibits a negative relationship (Figure 13).

The relationship between the relative excess mortality in August 2003 and the deficit of the following months is thus restricted to a small number of *départements*. Going back to the absolute numbers of deaths, two regressions on all but the first group of *départements* and on all but the first and ninth groups of *départements* indicate that the decline of mortality at the national level may be responsible for 2,600 to 3,000 deaths averted in 2004 in each group of *départements*, irrespective of any excess deaths in August 2003 (Figure 18). The two corresponding equation lines lead to an estimated 2,600 to 3,200 missing deaths in the first group of *départements* due to the decline of mortality at the national level in 2004; the “harvesting effect” in the first group of *départements* is then estimated, by difference, to account for 1,900 to 2,500 “missing” deaths in 2004.

Figure 18. Relationship between the number of excess deaths in August 2003 (O-E) and the number of missing deaths in September 2003-December 2004, by group of *département* sorted by severity of heat wave mortality

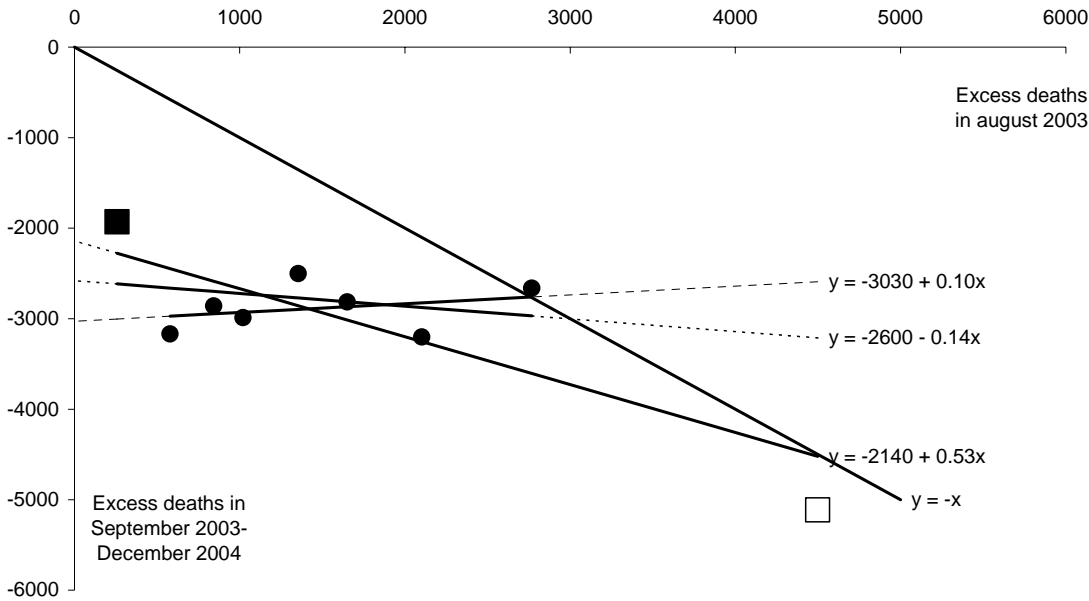


Table 3. Regression equations of excess deaths in September 2003-December 2004 against excess deaths in August 2003, by group of *département*, with several sets of *départements*.

Set of <i>départements</i> used for the regression	(1)	(2)	(3)		(4)
			Regression equation		Estimated harvesting
			In the set	All	
1. All groups of <i>départements</i>		$y = -0.53 x - 2,140$	7,950	7,950	
2. All <i>départements</i> except the first group		$Y = -0.14 x - 2,580$	1,470	3,770	
3. All <i>départements</i> except the first and last groups		$Y = +0.10 x - 3030$	0	2,300	

Using the second equation in Table 3, we may assume that, in each of the nine groups of *départements*, the following events occurred. First, a general decline in the level of mortality took place in 2004, leading to a deficit of 2,600 death in each group (23,400 deaths for the whole country); second, the jump (thereafter named "rebound") observed on Figure 10, corresponding to the 2,100 or so deaths that would have occurred among the heat wave victims in 2004 considering their age if they had not died during the heat wave, make up for about 14 percent of the total number of the heat wave victims. Third, in the first group of *départements*, in which the number of excess deaths during August 2003 has been the highest, a harvesting effect has likely occurred: the overall fall in mortality reaches 5,100 "missing deaths", while the overall decline of 2,600 plus the "rebound" effect of 630 add up to 3,200, producing a difference of 1,900 additional "missing deaths" that could be attributable to harvesting.

In sum, we are willing to assume the possibility of a harvesting effect in the seven *départements* where the August 2003 mortality crisis was the most severe, considering the strong correlation found between the 2003 mortality excess and the 2004 mortality deficit in this first group. In these *départements*, excess mortality reached a total of 5,100 deaths, some 1,900 being attributable to a harvesting effect. In addition, we have estimated the number of heat wave victims who would have died in the period from September 2003 to December 2004 if they had not died during the heat wave, simply based on their sex and age among all 15,000 deaths of August 2003, in the absence of a harvesting effect (Figure 10). Because there is no statistical correlation between excess mortality in August 2003 and the deficit in 2004 in all other groups of *départements*, the remaining 2004 deficit in mortality cannot be accounted for by a harvesting effect in the rest of the country.

Investigating the impact on life expectancy

We successively estimated the impact of the heat wave on life expectancy in 2003, in 2004 and in 2005. For 2003, we first estimated the difference between the expectation of life for the year 2003 calculated from the observed deaths and that estimated from a projection of sex- and age-specific death probabilities based on 1997-1999 and 2000-2002 life tables, with a log-linear time trend. The result shows that while the expectation of life calculated for the year 2003 using the actual number of deaths reaches 75.80 for men and 82.88 for women, it would have been 76,05 and 83.18, a difference of 0.25 and 0.30 years, respectively, for men and women if the probabilities of death by sex and age in August 2003 had followed the log-linear trend from 1997-2002 for that month. The impact of the August 2003 mortality crisis on the expectation of life in 2004 is very simple under the no-harvesting hypothesis. Due to the heat wave, fewer people are alive at the beginning of 2004 and, consequently, fewer people are expected to die during the following 12 months. However, because those who died are supposed to have been randomly selected in each sex and age group, they would have had by definition the same probabilities of death at every age as those who survived, so that life expectancy would have been the same as that actually recorded for 2004.

We estimated the expected life expectancy in 2004 and 2005, in the absence of a harvesting effect, through a linear regression for years 1997-2002 (see figure FA2). This second method results in estimates very similar to our computations (life expectancy at birth of 75,98 and 83,17 for men and women respectively, as against 76,05 and 83,18), with a much simpler and more robust method, allowing us to use the most recent estimates, including provisional estimate of life expectancy at birth in 2005, to describe the trends following the 2003 heat wave crisis.

Assuming now that all of the heat wave victims would have died in 2004 in the absence of a hot weather episode (a complete harvesting effect), then two compensating phenomena would have occurred. The first is that the excess deaths at each age x (in 2003) lead to missing

deaths at age $x+1$ (in 2004): a mirror effect takes place with a lag of one year of age, and the overall effect would be to increase life expectancy by a lower amount than it was depressed in 2003 since the older the deceased, the lower the impact on life expectancy at birth. The second phenomenon is that life expectancy is more sensitive to a decline in the number of births than to an excess of deaths. Some simulations (not shown) indicate that all in all the mirror effect should be nearly perfect: if N excess deaths at time t induce a decline in life expectancy of d years at t , equivalent missing N deaths at time $t+1$ (at ages lagged one) lead to an increase in life expectancy of d at $t+1$. In other words, life expectancy in 2004 would have been equal to the expected life expectancy estimated following our projection method accrued by the number of years lost in 2003 due to the heat wave, that is 0.18 year for men and 0.29 years for women (Table 4).

Actually, expectation of life at birth jumped to 76.40 years for men and to 83.60 years for women in 2004 according to the latest Insee estimates (Richet-Mastain, 2006), an excess of 0.5 year above an expected level that would continue the trend observed in the 1997-2002 period. This result indicates that the gain in 2004 is much larger than would have been expected even with the most extreme hypothesis of a complete harvesting effect from August 2003 to the end of 2004. In 2005 life expectancy did not increase compared to 2004, but still appears to be higher than expected with an additional 0.25 years for men and 0.31 years for women, compared to the projection based on the trends for the period 1997-2002. Even assuming full harvesting over the two years following the crisis, with two thirds of the excess deaths leading to missing deaths in 2004 and one third to missing deaths in 2005, the discrepancy remains for 2005.

These findings clearly show that the increase in life expectancy in 2004 and 2005, as compared to the trend in the previous years, may only very partly be attributed to a harvesting effect and could initiate a new mortality pattern, at a permanently lower level, though with only two years of observation, it is premature to conclude to a long term decline in mortality at this point.

Table 4. Estimated and observed life expectancy at birth by sex, in 2003 and 2004

	Women			Men		
	2003	2004	2005	2003	2004	2005
1. Observed life expectancy	82,88	83,77	83,77	75,80	76,65	76,70
2. Expected without heat wave	83,17	83,31	83,46	75,98	76,22	76,47
3. Impact of the heat wave	-0,29			-0,18		
4. Impact of harvesting on one year		0,29	0,00		0,18	0,00
5. Estimated with complete harvesting		83,60	83,46		76,40	76,47
6. Difference remaining (1.-5.)		0,17	0,31		0,25	0,24
7. Impact of harvesting on two years		0,19	0,10		0,12	0,06
8. Estimated with harvesting on 2 years		83,50	83,55		76,34	76,53
9. Difference remaining (1.-8.)		0,26	0,21		0,31	0,18
10. Hypothesis of no harvesting		0,00	0,00		0,00	0,00
11. Estimated without harvesting		83,31	83,46		76,22	76,47
12. Difference remaining (1.-11.)		0,46	0,31		0,43	0,24

Conclusion

The 15,000 victims of the August 2003 heat wave are disproportionately found among the elderly and, more specifically, among elderly women. Nevertheless, the expected number of years lost for those people is not negligible. Assuming no harvesting effect, only about 2,000 of them would have died due to their age by the end of 2004 without the heat wave. An hypothesis of full harvesting would imply that all 15,000 victims would have died by the end of 2004 in the absence of a heat wave. Among them, some would have been expected to die by the end of 2003. Since the number of deaths recorded in the period September 2003 to November 2003 does not exhibit any deviation from the pattern expected from the previous years, one would have to assume either no harvesting effect or a full compensation of the harvesting effect and a phenomenon of heat wave related delayed mortality. An analysis of the distribution by sex and single year of age of the heat wave victims in relation with the deaths missing for the following year shows a high correlation which could be used in favour of the harvesting effect, though further analysis at the level of the *départements* suggests otherwise.

Spatial analysis of mortality comparing the excess number of deaths in August 2003 and the deficit in the subsequent period at the level of the *départements* shows that complete harvesting is not likely: if we exclude the seven *départements* where the heat wave was the most deadly and where a strong harvesting effect might have occurred (thus representing a total of 1,900 deaths), almost no correlation is found between the high mortality of August 2003 and the low mortality of 2004 at the level of the *départements*. Consequently, only about 4,000 deaths missing in 2004 can be attributed to the effect of the heat wave, 2,100 of which would have occurred on the sole basis of the age and sex distribution of the victims and another 1,900 from the harvesting effect. The two effects thus account for about one sixth of the decline observed between the period prior to 2003 and the year 2004. This estimate is an approximation, but the order of magnitude must be accurate: the mortality deficit of 2004 directly attributable to the heat wave crisis represents less than even a third of the 15,000 excess deaths of August 2003 and according to our calculations, the remaining two thirds of the heat wave victims could have been expected to live for another 8 years.

The fact that the heat wave did not necessarily kill the frailest is partly documented by a study among elderly intensive care unit patients which shows that the more disabled actually fared better, in terms of survival, than others in the same hospital during the heat wave due to increased attention from medical staff (Holstein et al. 2006). Other studies support this finding (Le Tertre et al., 2006). More generally, people who died during the heat wave were often living alone (Hémon and Jouglu 2003; Rey et al., 2005), a common finding about heat wave victims (Besancenot, 2002 ; Klinenberg, 2003). This implies that the victims were at least independent enough to live by themselves and suggests that they would have likely lived many years without the heat wave, thus considerably more than a few extra days, weeks or even months.

Regarding the remaining 21,000 or so deaths "missing" in 2004, several hypotheses can be formulated, largely unrelated to the 2003 heat wave. The most likely is the unusual absence of a flu epidemic which typically kills about 7,000 to 10,000 individuals over a single Winter. This absence of flu has been described by some as the direct consequence of the heat wave (Valleron 2004). Indeed, the age structure of the victims of flu epidemics resembles that of the heat wave victims. A harvesting effect is thus not to be completely excluded. However, we should then have found a significant negative spatial correlation at the level of the *départements* between the degree of excess mortality of August 2003 and that of December 2003 when the flu typically starts, which was not the case.

The increasing cost of alcohol and tobacco, as well as severe policy measures against driving under the influence of alcohol, may have avoided an additional 2,000 to 5,000 deaths (Nizard, personal communication). But considering the demographic profile of deaths due to related causes, it would mainly explain the mortality deficit among young adult males rather than among the elderly.

All in all, 6,000 to 10,000 "missing" deaths thus remain to be explained. One hypothesis is that a special effort has been directed towards isolated elderly people as an indirect consequence of the heat wave. Indeed, in many urban areas, a special census of isolated elderly was conducted as part of a plan to prevent any future such crisis in case of extreme weather episodes but also as part of the general effort to improve the conditions of life of the elderly. Since women in France are more often isolated at old ages than men (Désesquelles and Brouard, 2003), this effort could have led to a larger decline for older women in most *départements*, independently from the direct mortality impact of the 2003 heat wave, in perfect agreement with the observed trend. However, the absence of data by both *département* of residence and single year of age at this point precludes any further analysis in this direction. Whatever the results yield by such a study, our general conclusion of a weak harvesting effect would however remain unchanged. Indeed, if the prevention measures had been stronger in those *départements* most affected by the heat wave crisis, it would increase the spatial correlation found in Figure 13, thus resulting in an overestimation of harvesting in the most-severely hit *départements*. Whether the mortality deficit recorded in 2004 can be directly or indirectly related to the 2003 heat wave episode, it remains that, as suggested by the continuous trend in 2005, mortality seem to have reached a new low level compared to the trend observed prior to 2003 though we need more time to definitely accept this conclusion.

References

- ABENHAÏM Lucien, *Canicules: la santé publique en question*, Fayard, 2003.
- BEAUMEL Catherine, RICHET-MASTAIN Lucile and Mauricette VATAN. 2005. *La situation démographique en 2003 : mouvement de la population*, INSEE Résultats, INSEE.
- BENBOW N. 1997. Chaleur et mortalité à Chicago en juillet 1995, *Climat et Santé* 18, 61-70.
- BESANCENOT, Jean-Pierre. September-October 2002. Vagues de chaleur et mortalité dans les grandes agglomérations urbaines, *Environnement, Risques et Santé*, 1(4): 229-240.
- CANOUI-POITRINE, F., E. CADOT and A. SPIRA. 2005. Surmortalité liée à la canicule d'août 2003 à Paris, France , Poster, IUSSP International Population Meeting, July 18-23, 2005, Tours.
- DESEQUELLES A. et BROUARD N. 2003. Le réseau familial des personnes âgées de 60 ans ou plus vivant à domicile ou en institution, *Population*, vol.58(2): 201-228.
- Direction des statistiques et des études, Caisse nationale de l'Assurance maladie, Sécurité Sociale. March 2004. La consommation médicale des personnes âgées décédées au mois d'août 2003, *Point de conjoncture*, 23: 25-50.
- FISCHER, Paul H., Bert BRUNEKREEFF, Erik LEBRET. 2003. Air pollution related deaths during the 2003 heat wave in the Netherlands, *Atmospheric Environment* 38: 1083-1085.
- FOUILLET, A., C. GUILHENNEUC-JOUYAU, G. REY, E. JOUGLA, F. LAURENT and D. HEMON. 2005. *Mortality related to the heat wave of August 2003 in France. II. Modelisation of the relationship between mortality and temperature*, Poster, IUSSP International Population Meeting, July 18-23, 2005, Tours.
- GREENOUGH, G., M. MCGEEHIN, S.M. BERNARD, J. TRTANJ, J. RIAD and D. ENGELBERG. 2001. The potential impacts of climate variability and change on health impacts of extreme weather events in the United States, *Environmental Health Perspectives*, 109(2): 191-198.
- GRIZE, Leticia, Anka HUSS, Oliver THOMMEN, Christian SCHINDLER, Charlotte BRAUN-FAHRLANDER. 2005. Heat wave 2003 and mortality in Switzerland, *Swiss Medical Weekly*, 135: 200-205.
- HÉMON, Denis and Eric JOUGLA. September 2003. *Surmortalité liée à la canicule d'août 2003, Rapport d'étape, Estimation de la surmortalité et principales caractéristiques épidémiologiques*, Inserm.
- HEMON, Denis, JOUGLA, Eric, DAVEL J, LAURENT Françoise, BELLEC S, and Georges PAVILLON, 2005 (2003?). Surmortalité liée à la canicule d'août 2003 en France. *Bulletin épidémiologique hebdomadaire*, 45-46:221-5.
- HOLSTEIN Josiane, CANOUI-POITRINE Florence, Anke NEUMANN, Éric LEPAGE and Alfred SPIRA, Were disabled Patients the Most affected by 2003 Heat Wave in Nursing Homes in Paris, France?, %%% Published or to appear??? Cf. méL de LT du 2 septembre à Florence.canoui@free.fr
- Institut national de veille sanitaire. October 2003. *Impact sanitaire de la vague de chaleur d'août 2003 en France. Bilan et perspectives*, Département maladies chroniques et traumatismes et Département santé environnement, Paris, 120 p.
- Institut national de veille sanitaire. April 2004. *Système d'alerte canicule et santé 2004 (SACS 2004)*, Département maladies chroniques et traumatismes et Département santé environnement, Paris, 34 p.
- Institut national de veille sanitaire. April 2005. *Evaluation de l'impact de la vague de chaleur de l'été 2003 sur la morbidité hospitalière infantile*, Département maladies chroniques et traumatismes et Département santé environnement, Paris, 28 p.
- Istituto Nazionale di Statistica. June 15, 2004. *Bilancio demografico nazionale, Anno 2003*, Comunicato Stampa, Roma.

JOHNSON, Helen, R. Sari KOVATS, Glenn MCGREGOR, John STEDMAN, Mark GIBBS, Heather WALTON, Lois COOK and Emily BLACK. Spring 2005. The impact of the 2003 heat wave on mortality and hospital admissions in England. *Health Statistics Quarterly* 25: 6-11.

JOUZEL, Jean et al. May 2004. Évolution du Climat. Peut-on se fier aux modèles, *Le journal du CNRS*, n°172: 18-23.

KLINENBERG, Eric. 2003. *Heat Wave. A Social Autopsy of Disaster in Chicago*, The University of Chicago Press, Chicago and London, 305 p.

KOVATS, Sari, Tanja WOLF and Bettina MENNE. 11 March 2004. Heatwave of August 2003 in Europe: provisional estimates of the impact on mortality, *Eurosurveillance weekly releases 2004*, 8(11).

KOSATSKY Tom. July-September 2005. The 2003 European Heat Waves, *Eurosurveillance*, 10(7-9), 148-149.

GARSEN J., C. HARMSSEN, J. DE BEER. July-September 2005. The effect of the summer 2003 heat wave on mortality in the Netherlands, *Eurosurveillance*, 10(7-9), 165-167.

LE TERTRE Alain et al. 2006. Impact of the 2003 Heatwave on All-Cause Mortality in 9 French Cities, *Epidemiology*, 17(1): 75-79.

NOGUEIRA P.-J., J.M. FALCÃO, M.T. CONTREIRAS, E. PAIXÃO, J. BRANDÃO, I. BATISTA. July-September 2005. Mortality in Portugal associated with the heat wave of August 2003: Early estimation of effect, using a rapid method, *Eurosurveillance*, 10(7-9), 150-152.

PIRARD, Philippe. 2003. Heat wave: a climatic deadly phenomena that can be prevented. *Enfermedades Emergentes*, 5(3): 145-146.

PIRARD, Philippe, S. VANDENTORREN, M. PASCAL, K. LAIDI, A. LE TERTRE, S. CASSADOU, M. LEDRANS. July-September 2005. Summary of the mortality impact assessment of the 2003 heat wave in France, *Eurosurveillance*, 10(7-9), 153-155.

G. REY, FOUILLET, A., E. JOUGLA, F. LAURENT and D. HÉMON. 2005. *Mortality related to the heat wave of August 2003 in France. I. Mortality distribution by socio-demographic groups and post heat wave mortality time course*, Poster, IUSSP International Population Meeting, July 18-23, 2005, Tours.

RICHER-MASTAIN, Lucile. February 2005. Bilan démographique 2004. Nette diminution des décès, *Bilan démographique* n°1004, Insee, 4 pages. (%%%2006?)

SEMENZA, J.C., C.H. RUBIN, K.H.FALTER et al. 1996. Heat-related deaths during the July 1995 heat wave in Chicago, *New England Journal of Medicine*, 335: 84-90.

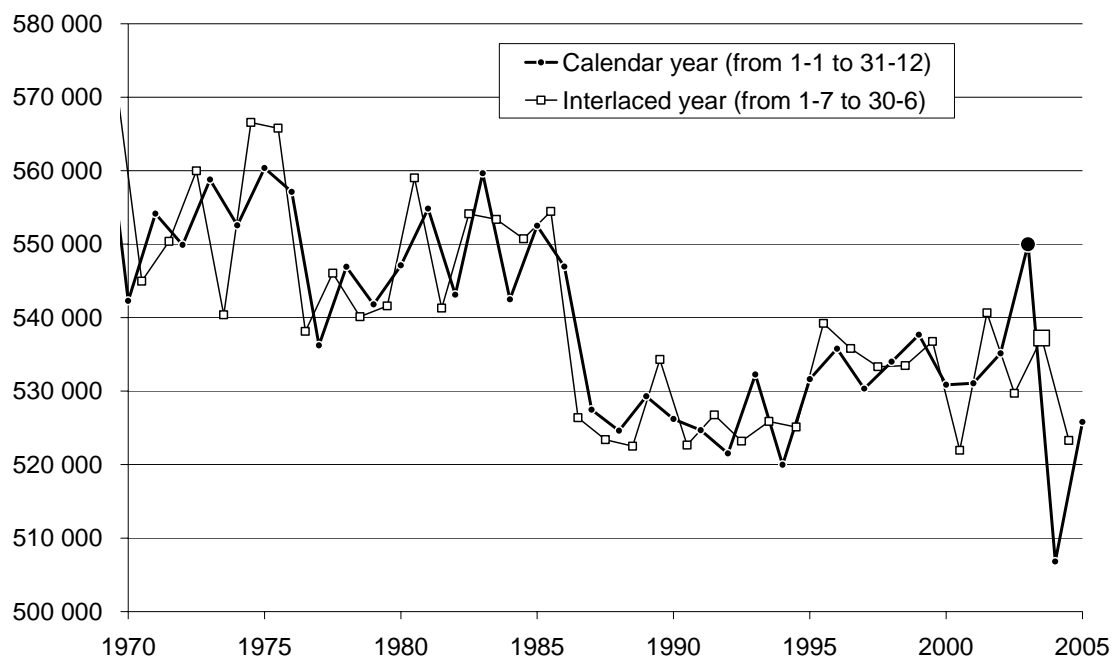
SIMÓN, F., G. LOPEZ-ABENTE, E. BALLESTER, F. MARTÍNEZ. July-September 2005. Mortality in Spain during the heat waves of summer 2003, *Eurosurveillance*, 10(7-9), 156-160.

TOULEMON, Laurent, Magali BARBIERI and the MORTALITY-HEALTH-EPIDEMIOLOGY RESEARCH GROUPE at Ined. March 2004. The August 2003 Heat Wave. How Many Died? Who Died?, *Population and Societies*, p.4. Available on line at http://www.ined.fr/englishversion/publications/pop_et_soc/pesa399.pdf

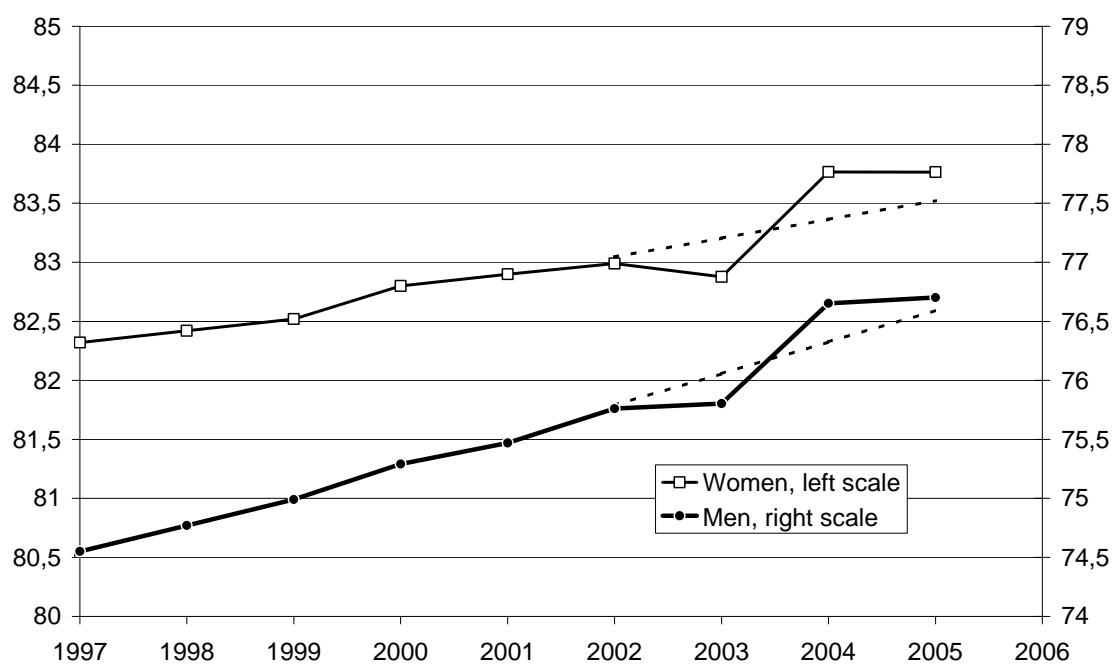
VALLERON Alain-Jacques and Ariane BOUMENDIL. 2004. "Epidémiologie et canicules : analyses de la vague de chaleur 2003 en France", *Comptes Rendus Biologies* 327, 1125-1141.

Appendix

F1A. Annual number of deaths. France 1970-2005. Calendar years, from 1st January to 31 December; Interlaced years, from 1st July to 30 June (next calendar year)



FA2 : data from Table 2. Life expectancy at birth, in years of age. Observed and expected from linear regressions based on years 1997-2002. Women on left scale, men on right scale



Source : Insee, monthly demographic database (Richet-Mastain 2006).

ANNEXE 2

**Document PowerPoint présenté à la conférence de l'UIESP,
Tours, 18-23 juillet 2005
(Non reproduite)**

ANNEXE 3

**DOCUMENT POWERPOINT PRESENTE A LA CONFERENCE ANNUELLE DE LA POPULATION
ASSOCIATION OF AMERICA, LOS ANGELES, 29 MARS – 1^{ER} AVRIL 2006**

Diapositive
1

2006 Population Association of America Meeting,
Los Angeles, March 30-April 1st, 2006

The Mortality Impact of the
August 2003 Heat Wave in France

Laurent Toulemon
and Magali Barbieri
(INED, France)

This study on the mortality impact of the August 2003 heat wave in France is the result of a collaboration between Laurent Toulemon and myself.

Diapositive
2

Study aim

- Estimating the mortality impact of the August 2003 heat wave in France
 - the number of deaths due to the heat wave
 - the number of delayed deaths
 - the age structure of the deceased
 - the operation of a harvesting effect

In August 2003, Western Europe experienced an unprecedented heat wave to which about 50,000 deaths were directly attributed.

France and Italy were the two most severely hit countries with, respectively, 15,000 and 20,000 deaths.

The purpose of this paper is to evaluate the long term mortality impact of the heat wave in France

This impact depends not only on the number of deaths, directly or indirectly attributable to the hot weather episode but also on the age structure of the victims and on the intensity of a possible harvesting effect

Diapositive
3

Background

- An unusually hot summer in August 2003
- A major ensuing mortality crisis
- A dramatic mortality decline in 2004
- Conventional wisdom : the mortality decline of 2004 is mainly explained by the mortality crisis of 2003

The question of a possible harvesting effect is particularly relevant given the unexpectedly low level of mortality recorded in 2004. The deficit reached about 26,000 deaths over a total annual number of 530,000. It has been specifically attributed to the mortality crisis of the previous year.

While all three of these aspects are dealt with in the paper, this short oral presentation will only discuss the investigation of a harvesting effect, which is the most original piece of our research

Diapositive
4

A harvesting effect ?

- Definition : a selection effect of mortality among the frailest
- Measurement issues : no frailty indicator
→ indirect estimation

By harvesting effect, or frailty effect, we mean a selection effect of mortality among the frailest individuals such that the heat wave victims were fated to die within weeks or months of August 2003 independently from the heat wave

The problem we face is that we do not have any information about the health condition or any other indicator of frailty for the heat wave victims. We thus had to use an indirect estimation of the harvesting effect

Diapositive
5

Data

- Detailed life tables for 1997-1999 & 2000-2002
- Electronic files with all death certificates up to the end of 2004 with
 - year of birth
 - day, month and year of death
 - sex
 - *département* of residence
- Population by sex and year of age up to 1/1/2005
- Deaths by month in January-October 2005

Before presenting our methods and results, I will briefly describe the data available to us at this point

We have, first, 2 detailed life tables for the periods 1997-1999 and 2000-2002. We also have electronic files of all death certificates for France up to the very end of 2004 with information on year of birth, day, month and year of death, sex, and *département* of residence

The 95 *départements* of mainland France represent the main administrative division in the country. We have population counts by sex and year of age on January 1st up to 2005. We used these data to estimate the number of excess or missing deaths for each month of 2003 and 2004. Last, we were recently provided with provisional mortality data for the period January-October 2005, that is the total of deaths distributed by month but with no age and sex nor geographic information.

The main issue is to estimate the « expected » number of deaths, that is the number of deaths that would have occurred in the absence of the heat wave, so as to gauge its impact on mortality.

We used two different approaches. To each of these two approaches corresponds one method.

Diapositive
6

First approach

- Compare age and sex structure of victims at beginning and at end of heat wave (August 1-10 vs. August 11-20)
- Victims = difference between expected and observed deaths for each sex and year of age

The ultimate purpose of these two approaches was to tackle the issue of a harvesting effect

The **first approach** is an analysis of the age and sex structure of the August 2003 excess deaths by period of death at the national level

We distinguished three periods which correspond to the three 10 day periods of August 2003 (1-10, 11-20, 21-31) The heat wave victims were identified by comparing expected and observed deaths by sex and year of age

Diapositive
7

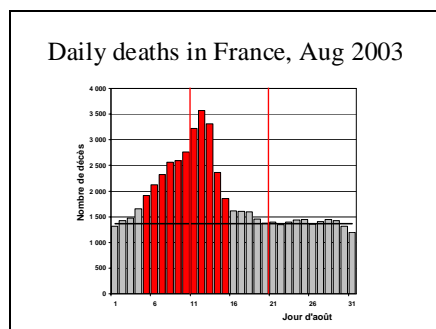
Method :
Estimating the expected deaths by sex and age in August 2003

- The trend from the 1997-1999 to the 2000-2002 life table was projected to 2003 by linear extrapolation
- The trend in seasonality was also taken into account (increased weight of August mortality over time)

The expected number of death by sex and single year of age in August 2003 was obtained following a fairly sophisticated technique which I am only here briefly summarizing. Starting from the two aforementioned life tables for the years prior to the heat wave, we estimated the probabilities of dying by sex and single year of age for specific periods of 2003 by continuing past trends. The method is described in details in the paper.

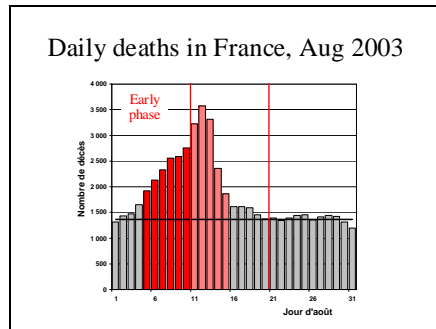
The output was an age and sex distribution of the heat wave victims for each of the three aforementioned periods of August, namely August 1-10, August 11-20, and August 21-31.

Diapositive
8



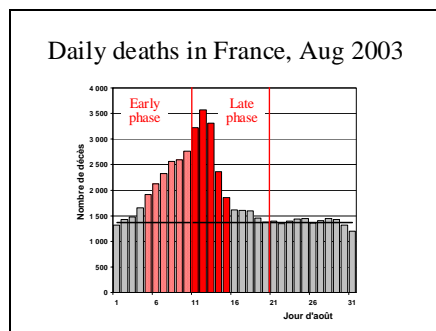
Heat wave victims died between August 5 and August 15

Diapositive
9



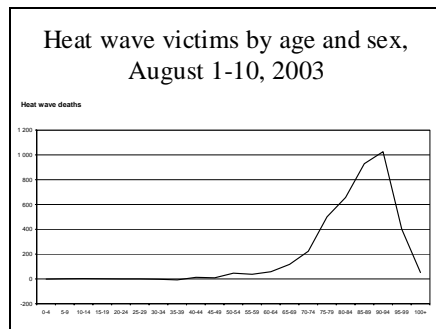
so that the first two periods correspond to the early phase

Diapositive
10



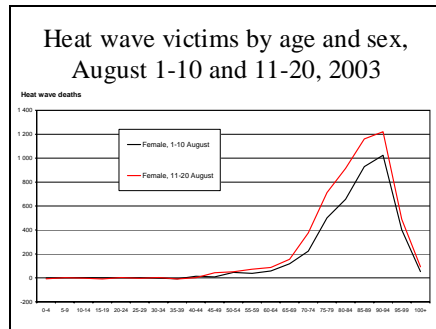
and the late phase of the heat wave crisis
Assuming a frailty effect and assuming that frailty is related, at least partly, to age we should see a difference in the age structure of the victims between the early and the late phases of the crisis since the frailest would have died first

Diapositive
11



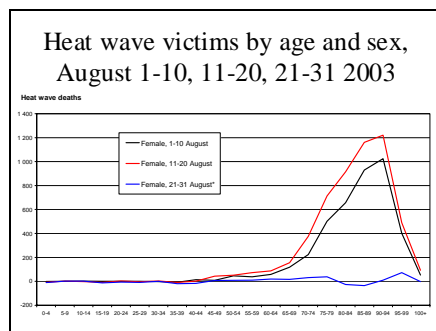
In fact, that is not what we find : here is the age structure of the victims of the early phase of the heat wave ; Again, the distribution of the heat wave victims by sex and single year of age was obtained by calculating the difference between the expected number of deaths by sex and year of age projecting the trend in the probabilities of death during the period 1997 to 2002 and the observed number of deaths by sex and age for each day of August 2003.

Diapositive
12



here is now the age structure of the victims of the late phase of the heat wave ; as you see there are exactly the same (with the same mean age of 81 years) which suggests either that there was no frailty effect or that frailty is not related to age

Diapositive
13



Furthermore, after August 20, mortality came back to normal with neither an excess nor a deficit in the number of deaths
The result was identical for males, though the curves are significantly lower.
The lack of mortality deficit in the days following the crisis runs counter the harvesting hypothesis, though we cannot rule out the possibility that there was a harvesting effect but that it was fully compensated by an opposite effect of delayed mortality (people who were weakened by the heat wave and died in the period immediately following)
To continue investigating this issue, we followed a different strategy.

Diapositive
14

Second approach

- An investigation of the relation between the August 2003 crisis and the mortality deficit of the following months
 - at the national level
 - at the *département* level

The second approach we followed was to investigate the relationship between the mortality excess of August 2003 and the mortality deficit of the following months.

Diapositive
15

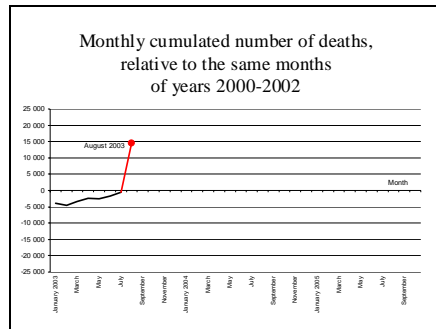
Method :

Estimating the expected number of deaths for each month of 2003 and 2004

- The expected number of deaths for each month (e.g. August) of 2003 and 2004 is the average number of deaths for the same month (August) in 2000, 2001, 2002
 - at the national level
 - at the *département* level

This second approach was based on a different method to estimate the number of deaths expected in the months following the crisis at both the national and the *département* level. This time, we estimated the expected number of deaths for any given month of 2003 and 2004 in each *département* as the average number of deaths for the same month and the same *département* in the three years prior to the heat wave, 2000, 2001 and 2002. The difference between the observed and the expected number of deaths, whether by sex and age or by *département*, provides the number of excess deaths (for August 2003 in particular) and the number of missing deaths for 2004. The reason why we could not use the same method as before for this analysis is explained in the paper. It results from data constraints.

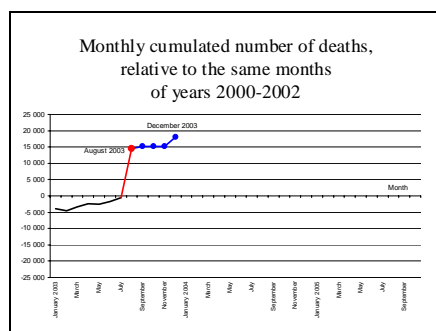
Diapositive 16



What you see here is the cumulated number of excess or missing deaths starting from January 2003 in comparison with the average number of deaths in the corresponding months of 2000-2002

The cumulative number of deaths for the first 6 months of 2003 are overall the same as expected ; you see the brutal impact of the August 2003 heat wave with the 15,000 estimated victims

Diapositive 17

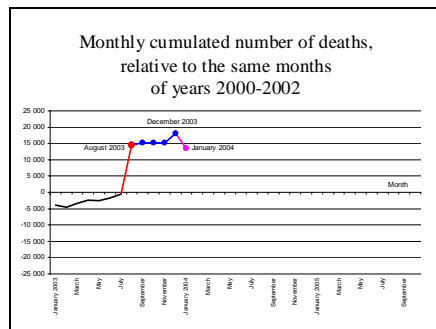


then a plateau for the following three months indicating no deviation from the expected level of mortality based on trends from previous years

This result tends to support the absence of a harvesting effect, though it could also, again, be interpreted as a perfect compensation between a deficit due to harvesting and an excess due to delayed mortality

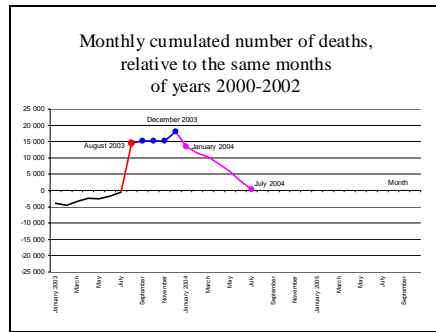
The increase recorded in December 2003 was due to a flu epidemics which is not unusual

Diapositive 18



Starting in January 2004, we see a steep decline which represents a significantly lower than expected mortality.

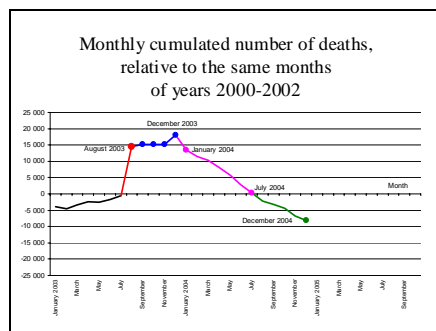
Diapositive 19



Cumulated over the months, it reaches a deficit of about 15,000 deaths by the end of July.

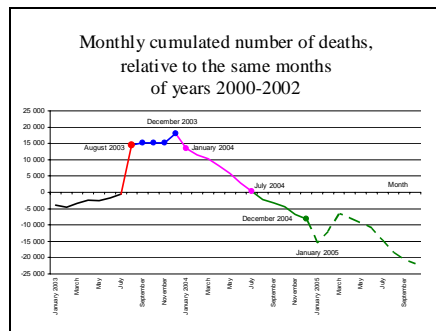
This is exactly the number of deaths caused by the 2003 heat wave and it prompted many scholars to conclude that the lower mortality of the first seven months of 2004 was directly attributable to the crisis of the previous month of August and that mortality would return to normal afterwards.

Diapositive 20



They were wrong however as the decline in mortality continued on, with exactly the same intensity, during the remaining five months of the year, so that by the end of 2004, there were over 26,000 missing deaths.

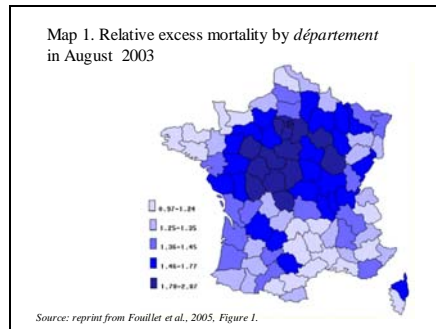
Diapositive 21



Even more striking is the continuous deficit that runs through the following year, 2005, suggesting that the so-called mortality deficit of 2004, far from a rebound due to the previous year crisis, might very well indicate the onset of a new mortality period, with a permanently lower level than in the previous years.

In conclusion, the trend observed during the three months following the heat wave (September-November 2003) as well as that of the following months do not lend much support to the thesis of a major harvesting effect. Indeed, there is no reason to believe that the still un-clarified cause for the lower number of deaths beyond the 15,000 heat wave victims could not explain all the missing deaths.

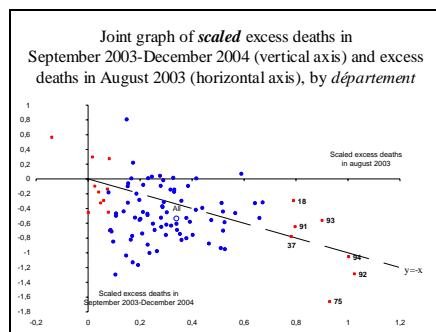
Diapositive
22



Let's now investigate the harvesting hypothesis at a finer geographic level. This approach assumes that if the steep decline in mortality in 2004 is the result of the excess mortality of August 2003, there should be a strong correlation at the level of the *départements* between excess mortality during the heat wave and the deficit recorded in 2004

Indeed, there were large regional variations in the mortality crisis of August 2003, with most of the excess concentrating in the Center of the country.

Diapositive
23



On this graph, each symbol represents one *département*

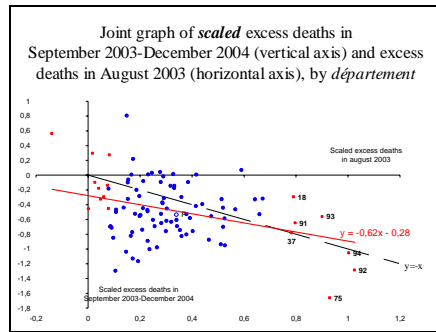
The x axis represents the relative (or scaled) number of excess deaths in August 2003 and the y axis the relative (or scaled) number of missing deaths from September 2003 to December 2004, the period during which the victims were expected to die under the assumption of a full harvesting effect ; we used relative rather than absolute numbers to control for the large differences in population size between the *départements*.

The red symbols represent the *départements* in each extreme group relative to the extent of the August 2003 mortality crisis : on the left, those with the least excess mortality in August 2003, on the right those with the largest relative excess ; the former are scattered throughout the whole country, the latter are *départements* located in the Ile de France for the most part, in the Center of the country for the rest

The broken line represents a perfect compensation between excess mortality in August 2003 and under-mortality in the following months

For those *départements* above the line, the excess mortality of August 2003 was not fully compensated by the lower mortality of the following months ; for the *départements* below the line, the situation is reverse.

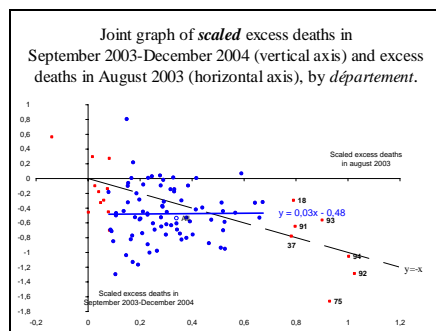
Diapositive
24



When drawing a regression line based on all points, we find a significant correlation with a nearly full compensation, in favour of a strong harvesting effect but not a very good fit

Looking more closely, it appears that most of the effect is driven by what is happening in the *départements* most affected by the heat wave crisis which are also those with the largest populations

Diapositive
25



If we exclude the 7 *départements* with the largest excess mortality in August 2003, as well as the *départements* with no excess mortality in 2003 and redraw the line (blue regression line from blue points), we find no correlation whatsoever

There is 0 correlation between the excess mortality in August 2003 and the lower mortality during the following months in over 85% of all *départements* in mainland France, which runs counter to the harvesting effect hypothesis

Discussion

- Hardly more than 15% of the deaths « missing » in 2004 can be attributed to the 2003 heat wave harvesting effect
- 7,000 to 8,000 "missing" deaths explained by the unusual pattern of the flu epidemics during the Winters of 2003/2004 and 2004/2005
- Over 10,000 other « missing » deaths in 2004: an indirect effect of the heat wave ?

So, if we are willing to assume that in the 7 *départements* most affected by the heat wave crisis, there was indeed a full harvesting effect (an extreme hypothesis) and that there was no harvesting in the other *départements*, then hardly more than 15% of the deaths "missing" in 2004 are explained by the 2003 heat wave harvesting effect (4000 = 2100 due to age and sex, 1900 due to harvesting)

In addition, we can attribute 7 to 8,000 additional "missing" deaths to the unusual pattern of the Winters 2003/2004 and 2004/2005 flu epidemics

Over 10,000 other "missing" deaths of a mysterious origin thus remain to be explained. Could there have been an indirect effect of the heat wave ?

There are indeed reasons to believe that the large array of policy measures taken after the heat wave could have had a direct effect on mortality level during the following months.

Most of these measures were targeted at the elderly who were the most affected by the heat wave crisis. They include a census of isolated elderly and door-to-door visits which might have contributed to improve the overall level of health in this vulnerable population but this is a policy, and not a harvesting, effect.

ANNEXE 4

PRESENTATION DU DEUXIEME SOUS-PROJET

Ecart de température et mortalité en France au XXème siècle

Température atmosphérique et mortalité saisonnière en France métropolitaine depuis 1946 Effet de la chaleur - Premiers résultats

Alfred Nizard, INED

Le présent rapport donne les premiers résultats de l'étude des séries chronologiques des décès et des températures en France métropolitaine, à savoir :

- sous l'effet de la chaleur de l'air depuis 1976, la hiérarchie traditionnelle des mortalités saisonnières a été de nombreuses fois contredite,
- sous l'effet de la canicule, l'année 2003 a été, par le nombre de décès, la plus meurtrière des vingt dernières années (1986-2005),
- présentation des premières données utilisées dans l'étude (décès par mois en France métropolitaine depuis 1946, température moyenne à Paris-Montsouris depuis 1946),
- pointes mensuelles de mortalité et nombre annuel de décès depuis 1946 : un changement radical : la réapparition en 2003, après... 1969, d'un très fort surcroît de décès essentiellement dû, non plus au à la grippe ou au froid, mais à une cause radicalement nouvelle, la canicule,
- décès par mois et température de l'air depuis 1946 : présentation de 12 figures reproduites dans le présent rapport,
- la canicule d'août 2003 n'a pas hâté la mort de personnes en fin de vie ; elle a emporté des vies destinées à durer,
- sur le caractère extraordinaire de la mortalité d'août 2003
- et sur le nombre de décès dus à la canicule d'août 2003 (16 624).

Sous l'effet de la chaleur de l'air depuis 1976, la hiérarchie traditionnelle des mortalités saisonnières a été de nombreuses fois contredite.

La mortalité a un caractère éminemment saisonnier, lié à la température atmosphérique. Historiquement, l'hiver est, avec le froid et les maladies respiratoires, la période de la plus haute mortalité, et la saison la plus chaude, l'été, est la moins meurtrière : en 1946, en France métropolitaine, un tiers des décès sont survenus de janvier à mars et un cinquième en été ; l'automne, saison de transition, plutôt froide, est proche du quart, et il en est de même au printemps, quelque peu en deçà (Tableau 1).

Manifestement, dans un pays au climat tempéré comme la France, la mortalité est traditionnellement d'autant plus élevée qu'il fait froid et d'autant moindre qu'il fait chaud.

Cependant, l'évolution des mortalité trimestrielles depuis 1946, et surtout depuis 1970, donne à la relation traditionnelle entre température de l'air et mortalité un caractère moins tranché.

Par surcroît, dans le champ trimestriel, cette relation à été démentie aux printemps 1976 et 1986 et aux étés 1983, 1990, 1992, 1994, 1997 et surtout 2003. L'énumération suggère un réchauffement de l'atmosphère, mais elle peut avoir un caractère aléatoire, ou encore être due à quelque autre cause.

Tableau 1 - Nombre trimestriel de décès en France métropolitaine de 1946 à 2005
et répartition par trimestre du nombre annuel de décès (%)

An	NOMBRE DE DECES					REPARTITION (%)				
	JA-MAR	AV-JN	JUIL-SPT	OCT-DC	TOTAL	JA-MA	AV-JN	JL-SPT	OC-DC	TOTAL
1946	182 145	125 688	107 655	130 392	545 880	33%	23%	20%	24%	100%
1947	173 786	125 620	110 895	127 856	538 157	32%	23%	21%	24%	100%
1948	143 556	122 916	109 655	137 083	513 210	28%	24%	21%	27%	100%
1949	199 225	125 191	113 681	135 501	573 598	35%	22%	20%	24%	100%
1950	150 115	132 858	114 997	136 510	534 480	28%	25%	22%	26%	100%
1951	180 347	136 545	115 157	133 780	565 829	32%	24%	20%	24%	100%
1952	155 225	124 063	112 790	132 753	524 831	30%	24%	21%	25%	100%
1953	196 235	123 692	108 980	128 076	556 983	35%	22%	20%	23%	100%
1954	155 759	125 983	109 437	127 713	518 892	30%	24%	21%	25%	100%
1955	155 614	125 590	111 925	133 193	526 322	30%	24%	21%	25%	100%
1956	171 776	129 246	111 602	133 076	545 700	31%	24%	20%	24%	100%
1957	145 973	121 026	112 683	152 425	532 107	27%	23%	21%	29%	100%
1958	143 490	120 043	106 452	130 611	500 596	29%	24%	21%	26%	100%
1959	142 465	129 614	108 760	128 275	509 114	28%	25%	21%	25%	100%
1960	165 233	117 083	107 898	130 746	520 960	32%	22%	21%	25%	100%
1961	135 709	120 687	110 208	133 685	500 289	27%	24%	22%	27%	100%
1962	158 044	132 477	112 102	138 524	541 147	29%	24%	21%	26%	100%
1963	179 198	129 950	115 796	132 908	557 852	32%	23%	21%	24%	100%
1964	144 340	123 200	116 786	135 707	520 033	28%	24%	22%	26%	100%
1965	164 230	128 655	116 925	133 886	543 696	30%	24%	22%	25%	100%
1966	142 727	128 930	118 371	138 754	528 782	27%	24%	22%	26%	100%
1967	151 114	131 384	122 992	137 543	543 033	28%	24%	23%	25%	100%
1968	163 911	131 060	120 902	137 568	553 441	30%	24%	22%	25%	100%
1969	148 242	134 635	126 075	164 383	573 335	26%	23%	22%	29%	100%
1970	151 766	131 386	123 482	135 643	542 277	28%	24%	23%	25%	100%
1971	153 989	131 838	127 042	141 282	554 151	28%	24%	23%	25%	100%
1972	150 673	131 384	126 770	141 073	549 900	27%	24%	23%	26%	100%
1973	160 404	131 736	126 324	140 318	558 782	29%	24%	23%	25%	100%
1974	139 663	134 075	126 883	151 930	552 551	25%	24%	23%	27%	100%
1975	149 679	138 054	132 155	140 465	560 353	27%	25%	24%	25%	100%
1976	154 989	138 159	128 498	135 468	557 114	28%	25%	23%	24%	100%
1977	141 295	132 859	125 494	136 573	536 221	26%	25%	23%	25%	100%
1978	152 394	131 586	124 368	138 568	546 916	28%	24%	23%	25%	100%
1979	142 825	134 368	126 514	138 098	541 805	26%	25%	23%	25%	100%
1980	142 911	134 084	127 302	142 810	547 107	26%	25%	23%	26%	100%
1981	155 641	133 262	126 112	139 808	554 823	28%	24%	23%	25%	100%
1982	141 547	133 821	129 476	138 260	543 104	26%	25%	24%	25%	100%
1983	151 623	134 775	133 016	140 241	559 655	27%	24%	24%	25%	100%
1984	143 776	136 326	125 558	136 830	542 490	27%	25%	23%	25%	100%
1985	155 740	132 595	124 548	139 613	552 496	28%	24%	23%	25%	100%
1986	157 864	132 430	124 184	132 448	546 926	29%	24%	23%	24%	100%
1987	140 442	129 299	123 246	134 479	527 466	27%	25%	23%	25%	100%
1988	137 910	127 757	122 707	136 226	524 600	26%	24%	23%	26%	100%
1989	137 209	126 365	123 749	141 960	529 283	26%	24%	23%	27%	100%
1990	143 758	124 838	123 139	134 466	526 201	27%	24%	23%	26%	100%
1991	138 982	126 064	122 196	137 443	524 685	26%	24%	23%	26%	100%
1992	143 010	124 117	123 314	131 089	521 530	27%	24%	24%	25%	100%
1993	142 104	126 695	122 621	140 843	532 263	27%	24%	23%	26%	100%
1994	136 901	125 518	126 812	130 734	519 965	26%	24%	24%	25%	100%
1995	136 179	131 377	126 770	137 292	531 618	26%	25%	24%	26%	100%
1996	145 440	129 706	122 985	137 644	535 775	27%	24%	23%	26%	100%
1997	149 233	125 923	124 018	131 145	530 319	28%	24%	23%	25%	100%
1998	145 104	133 052	122 703	133 146	534 005	27%	25%	23%	25%	100%
1999	151 504	126 126	122 565	137 466	537 661	28%	23%	23%	26%	100%
2000	151 784	124 948	122 104	132 028	530 864	29%	24%	23%	25%	100%
2001	138 175	129 652	126 721	136 525	531 073	26%	24%	24%	26%	100%
2002	148 297	129 114	123 102	134 631	535 144	28%	24%	23%	25%	100%
2003 (1)	142 429	129 538	140 899	137 121	549 987	26%	24%	26%	25%	100%
2004 (2)	138 000	121 200	117 600	130 000	506 800	27%	24%	23%	26%	100%
2005 (2)	149 800	125 900	117 000							

Source : INSEE - Non compris les nés vivants décédés avant la déclaration de naissance (faux mort-nés) de 1946 à 1974.
(1) Résultats provisoires (2) Estimation d'après l'enquête Villes

En raison du recul des maladies infectieuses, la proportion hivernale n'est plus, par delà ses variations annuelles, que de 27 % depuis 1970. La part des autres saisons a augmenté, assez peu pour le printemps et l'automne, très fortement pour l'été.

C'est donc surtout de juillet à septembre que le risque léthal a, relativement aux autres saisons, augmenté, la proportion de décès allant de quelque 20 % dans les dernières années 1940 à 23 %, sinon plus, depuis 1970. La montée de la mortalité routière, celle de la mortalité liée aux loisirs, et celle du nombre de décès d'origine tumorale, aussi nombreux en été qu'en hiver, ont accompagné ce phénomène.

A ce jour, même si la mortalité de chaque trimestre est désormais proche de 25 %, la hiérarchie traditionnelle perdure : par ordre décroissant, on trouve en tête la période janvier-mars avec 27 % des décès survenus en 2004, puis octobre-décembre avec 26 %, ensuite avril-juin avec 24 %, enfin juillet-septembre avec 23 %.

Les exceptions à la hiérarchie traditionnelle des mortalités trimestrielles apparues depuis 1946 sont énumérées ci-dessous.

L'automne a été plus meurtrier que l'hiver en 1957, en 1969, en 1989 et en 1995, en raison du froid et des épidémies de grippe.

Le nombre de décès du printemps a été supérieur à celui de l'automne en 1951, en 1959 et en 1976 ; il a été quasiment égal en 1984, en 1986 et en 1998. On trouve souvent à l'origine de ces changements ponctuels un automne doux associé à un printemps froid et surtout grippal. C'est le cas en 1951, en 1959, en 1984 et en 1998. Mais on trouve également, en 1976, tout à la fois une épidémie de grippe (avril-mai) et une chaleur exceptionnelle (mai et surtout juin). C'est à la seule chaleur qu'il faut attribuer la surmortalité du printemps 1986, et singulièrement celle du mois de juin.

La mortalité de l'été est supérieure à celle du printemps en 1994, et surtout en 2003, et la rejoint presque en 1983, en 1990, en 1992 et en 1997. Cette situation est certes due à une basse mortalité de printemps, mais aussi et surtout

- à une forte chaleur en juillet et en août, pour 1983, 1990 et 1992,
- à une forte chaleur en juillet en pour 1994,
- et à une forte chaleur en août pour 1997.

Sous l'effet de la canicule, l'année 2003 a été, par le nombre de décès, la plus meurtrière des vingt dernières années (1986-2005).

La mortalité de l'été 2003 a été, de manière exceptionnelle, supérieure à celles du printemps et de l'automne, et elle a quasiment égalé celle de l'hiver : 140 900 décès de juillet à septembre contre 142 400 de janvier à mars, et cette quasi égalité n'est pas due à quelque sous-mortalité d'hiver (le nombre de décès en 2003 est supérieur à celui observé en 2001). La surmortalité de l'été 2003 ne compense d'ailleurs pas quelque sous-mortalité de printemps (le nombre de décès d'avril à juin est en 2003, avec celui observé en 2001, le plus élevé de la période 1997-2005). Elle n'est pas compensée par quelque sous-mortalité d'automne (le nombre de décès d'octobre à décembre est en 2003 le plus élevé de la période 2000-2004).

L'ampleur de la surmortalité de l'été 2003 est surtout due à la canicule d'août, mais aussi, de manière non négligeable, à la chaleur de l'air en juillet. Elle a été précédée en juin par une surmortalité due à la température élevée de l'air.

Sous l'effet de la chaleur, avec 550 000 décès, l'année 2003 a été la plus meurtrière des vingt dernières années (1986-2005).

Premières données utilisées dans l'étude.

Pour poursuivre l'observation de la mortalité saisonnière en France depuis 1946 et de l'effet de la température de l'air, on dispose en premier lieu

- d'une part, de la statistique mensuelle des décès depuis 1946, aimablement communiquée par l'INSEE (Tableau 2),
- et d'autre part, des moyennes mensuelles des températures quotidiennes minimale (nocturne) et maximale (diurne) relevées à Paris-Montsouris, séries homogénéisées aimablement communiquées par Jean-Marc Moisselin, de METEO-FRANCE. Les deux séries mensuelles des températures ont été réduites à une seule, correspondant à leur moyenne (Tableau 3).

La température relevée à Paris-Montsouris n'est certes pas représentative de celle de l'ensemble des villes et zones rurales françaises, mais elle a une précieuse valeur indicative. L'usage de moyenne mensuelle est difficile à éviter, dans la mesure où la statistique quotidienne de décès n'est pas disponible sur une longue période. Il reste que les moyennes mensuelles de température peuvent dissimuler des vagues de froid ou de chaleur de courte durée, qui restent inconnues, et les surmortalités induites échappent à l'analyse. Peut-être faudra-t-il construire un indicateur mensuel de température donnant un plus grand poids aux vagues de froid ou de chaleur de courte durée.

Tableau 2 - Nombre mensuel de décès en France métropolitaine de 1946 à 2005

An	JANVIE	FEVRIE	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUILLET	AOÛT	SEPTE	OCTOB	NOVEM	DÉCEM
1946	70 900	53 958	57 287	45 376	42 591	37 721	37 587	34 880	35 188	37 842	42 954	49 596
1947	60 453	56 891	56 442	45 121	42 605	37 894	38 364	36 763	35 768	40 488	41 361	46 007
1948	46 161	45 412	51 983	43 829	42 003	37 084	39 069	35 272	35 314	39 588	43 596	53 899
1949	87 861	58 592	52 772	44 154	41 896	39 141	40 042	37 372	36 267	40 534	47 049	47 918
1950	51 927	47 749	50 439	47 248	45 515	40 095	39 798	38 124	37 075	42 232	44 418	49 860
1951	63 048	58 340	58 959	49 690	46 496	40 359	40 199	37 670	37 288	42 997	42 370	48 413
1952	53 364	51 750	50 111	44 752	41 167	38 144	40 266	36 246	36 278	41 385	42 467	48 901
1953	69 112	73 023	54 100	43 573	42 651	37 468	36 807	36 685	35 488	40 885	43 243	43 948
1954	52 729	53 607	49 423	44 349	43 538	38 096	37 671	36 316	35 450	40 719	41 178	45 816
1955	52 017	46 623	56 974	45 364	41 749	38 477	38 211	37 969	35 745	41 772	43 595	47 826
1956	52 107	61 556	58 113	46 263	44 009	38 974	38 820	36 144	36 638	40 669	44 859	47 548
1957	56 610	45 707	43 656	41 437	40 495	39 094	39 774	36 455	36 454	45 258	52 329	54 838
1958	51 563	43 451	48 476	43 746	40 009	36 288	36 939	35 096	34 417	40 532	42 689	47 390
1959	47 483	46 355	48 627	48 180	43 832	37 602	38 584	35 222	34 954	39 524	42 899	45 852
1960	60 414	57 951	46 868	40 827	40 405	35 851	36 250	36 049	35 599	42 503	40 787	47 456
1961	50 816	41 813	43 080	41 093	40 232	39 362	37 511	36 889	35 808	40 365	44 631	48 689
1962	51 804	47 280	58 960	49 374	42 495	40 608	38 532	36 801	36 769	41 540	44 281	52 703
1963	58 163	57 997	63 038	47 911	43 129	38 910	40 210	37 276	38 310	41 888	41 254	49 766
1964	52 136	45 770	46 434	43 490	41 397	38 313	41 469	38 124	37 193	43 687	44 768	47 252
1965	50 205	49 851	64 174	44 094	43 481	41 080	39 191	38 705	39 029	42 809	43 727	47 350
1966	52 493	43 197	47 037	45 795	42 400	40 735	39 941	40 181	38 249	42 553	47 135	49 066
1967	52 771	49 087	49 256	45 422	44 657	41 305	42 527	40 224	40 241	42 453	44 877	50 213
1968	51 061	55 577	57 273	46 455	43 713	40 892	41 476	40 075	39 351	43 051	44 826	49 691
1969	50 881	46 746	50 615	47 426	44 932	42 277	44 000	41 160	40 915	44 077	45 581	74 725
1970	57 729	44 189	49 848	45 864	44 369	41 153	42 132	41 178	40 172	44 033	44 393	47 217
1971	55 079	46 097	52 813	45 523	44 005	42 310	45 569	40 991	40 482	44 621	45 538	51 123
1972	54 956	47 599	48 118	44 008	44 972	42 404	43 464	41 689	41 617	45 828	44 159	51 086
1973	64 762	46 668	48 974	45 607	44 328	41 801	42 236	43 518	40 570	46 284	45 080	48 954
1974	48 177	42 131	49 355	45 316	46 133	42 626	43 058	42 266	41 559	48 213	46 986	56 731
1975	55 805	44 628	49 246	47 957	46 400	43 697	44 704	45 287	42 164	46 640	44 745	49 080
1976	49 611	50 172	55 206	47 105	45 605	45 449	45 983	41 587	40 928	43 403	44 149	47 916
1977	49 306	43 491	48 498	46 991	44 659	41 209	42 834	41 370	41 290	43 629	43 932	49 012
1978	50 820	52 291	49 283	45 103	44 974	41 509	44 099	40 427	39 842	45 078	44 122	49 368
1979	50 317	43 825	48 683	46 123	46 375	41 870	44 242	41 213	41 059	45 289	45 464	47 345
1980	51 015	44 590	47 306	45 852	45 611	42 621	44 616	42 166	40 520	45 835	47 016	49 959
1981	55 289	50 153	50 199	44 564	46 040	42 658	43 935	41 958	40 219	45 618	45 182	49 008
1982	49 581	43 950	48 016	46 145	45 757	41 919	46 326	41 874	41 276	45 073	44 347	48 840
1983	50 526	49 778	51 319	46 372	45 008	43 395	49 570	42 000	41 446	44 655	45 808	49 778
1984	48 740	45 110	49 926	46 998	45 498	43 830	43 445	41 457	40 656	45 437	43 937	47 456
1985	57 357	47 112	51 271	45 653	45 269	41 673	43 230	41 105	40 213	43 963	47 412	48 238
1986	51 466	52 732	53 666	45 204	43 594	43 632	42 198	40 821	41 165	42 798	42 894	46 756
1987	51 229	43 613	45 600	43 337	43 786	42 176	42 516	41 422	39 308	43 554	43 478	47 447
1988	46 740	43 408	47 762	43 770	42 715	41 272	41 457	41 105	40 145	44 085	43 970	48 171
1989	48 428	43 397	45 384	42 154	43 099	41 112	42 710	40 663	40 376	45 098	43 021	53 841
1990	56 059	43 208	44 491	43 217	41 355	40 266	42 461	41 681	38 997	43 401	42 871	48 194
1991	47 211	46 308	45 463	42 788	42 962	40 314	41 871	41 130	39 195	44 502	44 288	48 653
1992	52 247	45 888	44 875	42 399	42 145	39 573	41 953	41 422	39 939	43 817	42 329	44 943
1993	49 231	43 185	49 688	43 686	42 331	40 678	41 063	40 987	40 571	43 938	44 017	52 888
1994	49 932	42 613	44 356	43 104	41 841	40 573	43 940	41 822	41 050	43 503	41 833	45 398
1995	48 788	40 937	46 454	45 670	43 965	41 742	43 819	42 078	40 873	43 462	43 346	50 484
1996	51 341	46 604	47 495	44 833	43 636	41 237	42 390	39 915	40 680	42 725	43 337	51 582
1997	59 227	44 788	45 218	43 954	42 644	39 325	42 105	42 519	39 394	42 266	43 100	45 779
1998	47 361	46 023	51 720	48 135	43 961	40 956	41 368	41 319	40 016	42 846	42 928	47 372
1999	51 436	50 019	50 049	43 339	42 664	40 123	41 799	41 012	39 754	43 651	43 308	50 507
2000	58 939	47 747	45 098	42 658	41 722	40 568	41 511	41 178	39 415	43 417	42 983	45 628
2001	49 529	42 513	46 133	43 594	44 212	41 846	43 230	42 518	40 973	43 132	44 583	48 810
2002	55 663	45 849	46 785	44 009	42 973	42 132	42 319	40 461	40 322	44 243	43 166	47 222
2003	50 729	44 549	47 151	44 343	42 814	42 381	43 494	56 454	40 951	43 519	43 571	50 031
2004	49 700	43 800	44 500	41 500	40 400	39 300	39 400	39 200	39 000	42 400	41 400	46 200
2005	48 100	49 600	52 100	42 800	42 300	40 800	39 500	38 600	38 900			

Source : INSEE

1946 à 1974 : Non compris les nés vivants décédés avant la déclaration de naissance (faux mort-nés)

2003 : Résultats provisoires

2004-2005 : Estimation d'après l'enquête Villes

Il reste que la moyenne mensuelle des températures quotidiennes minimale et maximale relevée à Paris-Montsouris est un indicateur disponible et utile.

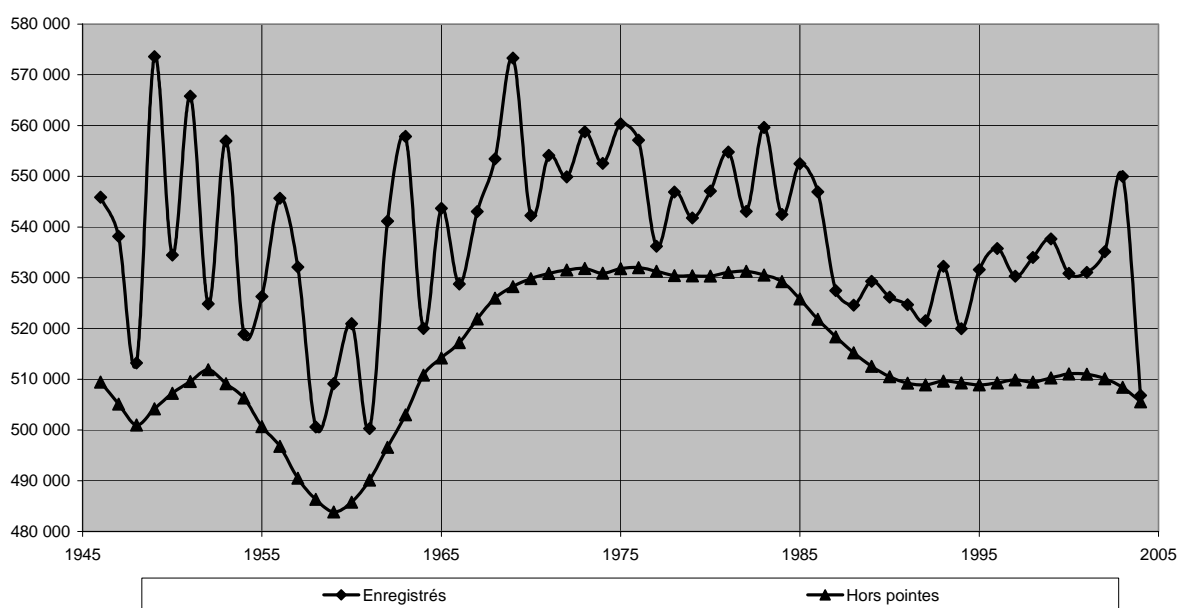
Avant d'examiner la relation entre température de l'air et mortalité, il n'est pas sans intérêt de tenter de mesurer le poids des pointes mensuelles dans la mortalité de chaque année civile.

Pointes mensuelles de mortalité et nombre annuel de décès depuis 1946.

Un changement radical : la réapparition en 2003, après... 1969, d'un très fort surcroît de décès essentiellement dû, non plus au à la grippe ou au froid, mais à une cause radicalement nouvelle : la canicule

Pour chacun des 12 mois des années 1946 à 2004 (cf. figures 2 à 13 ci-dessous), la surmortalité correspondant à chacune des pointes de mortalité a été supposée égale à la différence entre le nombre de décès enregistrés et l'évaluation résultant de l'interpolation entre les minima encadrant la pointe de mortalité. Les surcroîts mensuels de décès ainsi évalués font l'objet du tableau 4. Le tableau 5 rend compte de l'importance des surcroîts mensuels de décès pour chacune des années civiles de 1946 à 2004. La figure 1 ci-dessous donne une représentation graphique des résultats.

Figure 1 - NOMBRE ANNUEL DE DECES SURVENUS EN FRANCE METROPOLITAINE DEPUIS 1946 et nombre annuel de décès hors pointes mensuelles de mortalité, en l'absence de report des surcroîts mensuels de décès



Quelques «bonnes» années ont scandé la baisse de mortalité (progression de l'espérance de vie) de l'après-guerre : 1948, 1954, 1958, 1961, 1964, 1966, 1970, 1977, 1979, 1982, 1984, 1987, 1988, 1994 et 2004 (cf. figure 1 ci-dessus et tableau 5). Les années terribles ont été les années 1949, 1951, 1953, 1956, 1957, 1962, 1963, 1969... et 2003. Jusqu'en 1969, toutes les très fortes surmortalité sont dues au froid et à la grippe. **Les années avec un très fort surcroît de décès ont disparu de 1970 à 2002. Leur réapparition en 2003 a essentiellement une cause radicalement nouvelle : la chaleur de l'air.**

Tableau 3 - Moyenne mensuelle des températures quotidiennes minimale et maximale à Paris-Montsouris (en degrés centigrades et dixièmes de degré)

An	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1946	1,3	7,2	7,3	12,7	14,4	16,3	19,9	17,9	17,0	11,2	8,0	2,1
1947	1,3	0,7	7,8	12,9	16,7	19,3	22,1	22,8	19,1	12,6	8,7	5,8
1948	7,1	4,8	10,9	11,7	15,5	16,9	18,2	18,2	15,9	11,3	7,1	5,1
1949	5,8	6,4	6,7	13,5	13,1	17,1	21,5	20,0	19,7	13,7	6,9	5,6
1950	3,2	8,0	8,9	9,8	15,4	20,0	20,4	19,0	15,0	11,3	8,2	1,4
1951	6,1	5,5	6,7	10,0	13,0	16,7	19,3	17,7	17,0	11,0	9,9	5,3
1952	4,0	3,8	8,8	13,1	16,2	18,4	20,8	19,4	13,0	10,9	5,5	4,1
1953	1,4	4,3	9,3	11,5	16,1	16,6	18,6	19,9	16,9	12,8	6,7	8,0
1954	2,2	2,6	8,9	9,7	14,1	16,8	17,1	17,9	15,7	13,5	8,5	7,3
1955	4,6	4,3	5,0	11,6	13,0	17,3	20,1	19,9	16,3	10,6	7,6	7,3
1956	4,9	-3,1	8,3	9,2	15,5	14,7	18,5	16,5	17,6	11,3	6,2	7,0
1957	3,9	8,1	11,2	10,8	12,2	18,7	19,7	18,0	15,4	12,1	7,5	4,5
1958	5,0	7,0	5,5	9,0	15,1	16,7	19,0	19,2	18,1	12,2	7,0	6,4
1959	3,8	4,8	9,6	11,7	15,4	18,4	21,6	19,9	18,8	13,5	7,5	6,7
1960	4,6	5,5	9,4	11,0	16,0	18,1	17,1	17,9	14,9	11,7	9,4	4,2
1961	4,1	9,1	10,2	13,7	13,3	17,4	18,2	19,1	19,6	12,5	6,9	5,0
1962	5,9	4,9	4,6	10,1	12,3	16,5	17,7	18,5	15,5	12,4	6,1	2,0
1963	-1,5	-0,5	7,7	10,9	12,9	16,9	19,3	16,8	15,6	11,9	10,3	1,4
1964	1,9	6,7	6,0	10,8	16,2	17,4	20,1	19,4	17,7	10,0	8,0	3,6
1965	4,4	2,7	8,2	10,4	14,0	17,1	16,7	17,9	14,2	12,6	6,6	7,0
1966	2,4	9,0	7,8	12,1	13,8	18,6	17,6	17,9	16,8	12,9	6,0	6,8
1967	4,7	7,1	9,0	9,9	13,5	16,3	20,9	18,8	16,0	13,6	7,1	4,4
1968	4,6	4,4	8,3	11,3	12,6	17,1	18,6	18,7	16,1	14,1	6,6	2,5
1969	6,2	3,3	7,7	11,0	14,7	16,6	20,6	19,3	17,2	14,4	8,0	1,7
1970	5,0	5,2	5,2	8,9	15,0	19,3	18,6	19,6	17,8	12,4	9,5	3,5
1971	4,3	5,7	5,1	12,0	16,1	16,0	20,8	19,0	16,6	12,7	6,5	5,3
1972	3,7	6,4	10,1	10,1	13,0	15,1	19,2	17,8	13,8	11,5	7,9	5,3
1973	3,9	4,5	7,8	9,2	14,4	18,5	18,9	21,4	17,7	11,4	7,3	4,8
1974	7,6	6,4	8,3	11,4	13,6	17,2	18,4	19,6	14,8	8,6	8,5	8,5
1975	7,7	7,0	6,1	10,4	12,7	17,1	20,2	21,8	16,6	10,2	7,4	3,6
1976	5,6	5,6	6,9	10,4	16,0	21,6	22,3	20,9	15,4	13,0	7,7	3,3
1977	4,6	7,6	9,8	9,3	13,6	15,6	18,7	17,8	15,0	13,6	8,0	6,7
1978	3,8	3,8	8,5	9,0	13,8	16,0	17,8	17,4	16,1	12,8	7,0	5,8
1979	-0,2	3,8	7,2	9,6	13,6	17,3	19,1	17,8	16,2	12,8	7,7	6,8
1980	2,4	7,4	7,1	10,0	13,7	16,3	17,3	19,8	17,5	11,1	6,1	4,3
1981	5,2	4,1	10,8	11,1	14,0	16,5	18,7	19,7	17,1	11,5	8,3	4,6
1982	4,6	6,2	8,0	10,5	15,0	19,2	21,2	18,8	18,9	11,9	9,2	5,6
1983	7,0	3,3	8,4	10,1	12,7	18,9	23,5	20,8	16,7	12,7	8,3	5,4
1984	5,3	4,7	6,6	11,1	11,8	17,6	20,0	19,6	15,4	12,8	10,7	5,5
1985	-0,3	4,0	6,5	11,4	14,7	16,4	20,3	18,1	18,3	12,5	4,9	6,7
1986	4,8	-1,2	7,0	8,1	15,0	19,5	19,5	18,2	14,2	14,3	9,2	6,5
1987	-1,2	4,2	5,5	13,5	12,7	16,2	19,4	19,5	18,6	13,1	7,7	5,2
1988	7,8	6,0	7,9	11,8	15,6	17,4	18,3	19,7	16,2	13,3	7,2	8,2
1989	5,2	6,8	10,9	9,4	17,5	18,0	21,2	20,5	17,8	14,7	7,7	5,9
1990	6,1	10,0	10,3	10,5	17,4	16,7	20,6	22,3	16,1	14,4	8,3	4,8
1991	5,0	2,4	10,7	10,8	12,9	15,4	20,4	21,6	18,6	12,0	7,3	4,6
1992	4,1	6,3	9,3	10,9	17,1	17,8	20,8	21,1	16,1	10,1	9,7	5,5
1993	7,4	3,9	8,7	12,9	15,7	18,6	18,7	18,9	15,2	10,6	4,6	7,4
1994	6,7	5,9	10,5	10,4	15,1	18,2	23,1	20,2	15,5	12,6	11,9	7,3
1995	6,0	8,8	7,9	10,8	15,3	17,2	22,7	22,3	15,6	15,6	8,5	4,0
1996	4,7	3,5	7,4	11,8	12,7	19,1	19,7	19,7	15,1	12,7	7,6	3,0
1997	1,4	8,0	11,1	11,3	15,3	17,8	19,7	24,0	18,0	12,7	9,3	6,7
1998	5,8	7,2	9,5	10,6	17,2	18,5	18,7	20,6	16,9	12,3	5,9	6,0
1999	6,9	5,7	9,7	12,2	17,2	17,8	21,8	20,8	19,1	12,6	7,1	6,1
2000	5,0	7,7	9,3	11,5	16,7	18,8	18,3	21,0	17,6	12,7	8,9	7,8
2001	5,8	6,5	9,6	10,1	16,7	18,2	20,5	21,1	14,7	15,7	7,6	4,3
2002	6,2	8,5	10,1	12,3	14,5	19,1	19,5	19,8	16,3	13,0	9,7	7,3
2003	3,6	4,5	11,2	12,6	15,5	21,8	21,6	24,4	17,4	10,5		
2004												
2005												

Source : METEO-FRANCE (d'après les moyennes mensuelles des températures quotidiennes minimale et maximale relevées à Paris-Montsouris, deux séries homogénéisées aimablement communiquées par Jean-Marc Moisselin)

Tableau 4 - Surcroîts de décès de janvier à décembre depuis 1946, d'après la différence, pour chacune des pointes mensuelles de mortalité, entre le nombre de décès constituant la pointe et l'évaluation résultant de l'interpolation entre les minima de décès encadrant la pointe considérée, aux années précédente et suivante, au même mois

An	JANVIE	FEVRIE	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUILLET	AOÛT	SEPT	OCTO	NOVEN	DÉCEN
1946	19 513	6 821	3 959	1 433	0	0	0	0	0	0	1 524	3 193
1947	11 679	10 616	3 787	1 235	362	492	888	1 687	517	1 773	0	0
1948	0	0	0	0	0	0	1 705	0	0	0	2 261	8 235
1949	38 817	12 012	1 561	376	0	1 980	2 789	1 857	918	758	5 740	2 597
1950	0	0	0	3 521	3 862	2 857	2 657	2 365	1 691	2 267	3 135	4 883
1951	10 403	8 591	8 684	6 015	5 086	3 045	3 169	1 668	1 870	2 844	1 114	3 779
1952	0	0	0	1 128	0	753	3 348	0	825	1 043	1 237	4 610
1953	16 066	22 982	4 333	0	1 677	0	0	404	0	355	2 039	0
1954	0	5 275	0	1 310	2 757	864	838	0	0	0	0	1 551
1955	0	0	9 473	2 859	1 161	1 711	1 351	1 739	553	1 078	2 482	3 243
1956	0	15 990	12 535	4 292	3 614	2 368	1 934	0	1 705	0	3 811	2 648
1957	6 044	1 199	0	0	293	2 647	2 861	835	1 779	4 971	11 347	9 621
1958	2 539	0	4 964	2 512	0	0	0	0	0	626	1 772	1 855
1959	0	3 450	5 259	7 150	3 749	1 533	1 990	0	73	0	2 047	0
1960	11 265	15 592	3 644	0	248	0	0	301	255	2 559	0	1 324
1961	0	0	0	0	0	2 896	673	614	0	0	3 688	2 277
1962	1 141	4 148	14 762	7 482	1 875	3 526	1 106	0	499	827	3 183	6 011
1963	7 653	13 546	17 722	5 220	2 121	1 213	2 195	0	1 579	827	0	2 794
1964	1 778	0	0	0	0	0	2 866	0	0	2 278	2 278	0
1965	0	5 368	17 439	539	1 583	2 122	0	0	1 308	1 052	0	104
1966	2 119	0	0	2 176	0	1 133	0	1 019	0	448	2 833	1 826
1967	2 228	5 642	2 039	1 738	1 601	1 058	1 819	606	1 441	0	0	2 979
1968	349	11 884	9 876	2 706	0	0	0	0	0	71	110	2 462
1969	0	2 805	3 038	3 612	1 122	1 255	2 196	780	1 154	571	1 027	27 502
1970	7 389	0	2 090	1 986	462	0	0	492	0	0	0	0
1971	5 280	2 423	4 875	1 580	0	941	3 402	0	177	0	1 262	3 327
1972	5 697	4 439	0	0	806	819	1 263	0	1 180	1 451	0	2 711
1973	16 044	4 023	480	1 417	0	0	0	1 855	0	2 150	966	0
1974	0	0	485	943	1 722	973	673	628	870	4 323	2 918	8 123
1975	7 252	2 044	0	3 402	1 907	2 192	2 169	3 675	1 355	2 993	722	818
1976	681	7 134	6 334	2 367	1 029	4 092	3 299	0	0	0	172	0
1977	0	0	0	2 071	0	0	0	363	905	287	0	1 286
1978	1 459	8 633	1 182	0	257	158	990	0	0	1 796	189	1 833
1979	901	0	980	1 200	1 600	377	858	737	1 164	2 068	1 531	0
1980	1 544	723	0	1 108	778	986	956	1 641	572	2 674	3 082	2 698
1981	5 763	6 245	2 538	0	1 148	881	0	1 383	218	2 518	1 247	1 831
1982	0	0	0	1 786	807	0	2 554	1 250	1 222	2 033	411	1 747
1983	1 366	5 248	3 786	2 217	0	1 558	5 962	1 327	1 339	1 676	1 872	2 770
1984	0	0	2 876	3 048	962	2 075	0	735	496	2 518	0	532
1985	9 117	2 501	4 705	1 907	1 204	0	409	333	0	1 105	3 997	1 398
1986	3 726	8 620	7 583	1 663	0	2 093	0	0	1 405	0	0	0
1987	3 989	0	0	0	632	771	689	654	0	804	590	993
1988	0	0	2 532	1 025	0	0	0	389	941	1 384	1 088	2 019
1989	1 531	89	523	0	1 064	343	1 332	0	1 275	2 445	144	7 992
1990	9 005	0	0	981	0	0	1 162	1 125	0	796	0	2 647
1991	0	3 554	1 006	471	1 486	395	650	681	141	1 946	1 688	3 408
1992	4 026	3 588	452	0	547	0	811	1 080	829	1 309	0	0
1993	0	1 340	5 298	935	612	1 155	0	751	1 404	1 479	1 936	7 718
1994	923	1 222	0	0	0	1 099	2 816	1 693	1 826	1 092	0	0
1995	0	0	1 811	2 283	2 427	2 318	2 634	2 056	1 592	1 099	1 556	4 959
1996	3 029	5 404	2 564	1 162	2 061	1 862	1 144	0	1 343	411	1 591	5 930
1997	11 390	3 326	0	0	1 032	0	798	2 513	0	0	1 397	0
1998	0	4 298	6 542	4 613	2 312	1 635	0	1 222	615	401	1 268	1 643
1999	3 352	8 031	4 911	249	979	805	360	824	346	1 027	1 692	4 829
2000	10 133	5 497	0	0	0	1 254	0	899	0	614	1 410	0
2001	0	0	1 185	1 226	2 821	2 535	2 222	2 148	1 662	150	3 053	3 039
2002	6 491	2 907	1 986	1 930	1 912	2 825	1 814	0	1 115	1 082	1 679	1 308
2003	1 915	1 178	2 502	2 554	2 084	3 077	3 491	16 624	1 847	179	2 128	3 974
2004	1 243	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2005	0	5 800	7 600	1 300	1 900	1 500	100	0	0			

Tableau 5 - Nombre annuel de décès enregistrés en France métropolitaine 1946 à 2004,
surcroît annuel de décès d'après les pointes mensuelles
et nombre annuel de décès hors pointes mensuelles de mortalité
en l'absence de report des surcroîts mensuels de décès

An	Nombre annuel de décès			Surcroît de décès relativement aux décès hors pointes (%)
	Enregistrés	Surcroît (pointes mensuelles)	Hors pointes	
1946	545 880	36 442	509 438	7,15%
1947	538 157	33 035	505 122	6,54%
1948	513 210	12 201	501 009	2,44%
1949	573 598	69 405	504 193	13,77%
1950	534 480	27 239	507 241	5,37%
1951	565 829	56 265	509 564	11,04%
1952	524 831	12 943	511 888	2,53%
1953	556 983	47 855	509 128	9,40%
1954	518 892	12 594	506 298	2,49%
1955	526 322	25 652	500 670	5,12%
1956	545 700	48 896	496 804	9,84%
1957	532 107	41 596	490 511	8,48%
1958	500 596	14 268	486 328	2,93%
1959	509 114	25 250	483 864	5,22%
1960	520 960	35 186	485 774	7,24%
1961	500 289	10 148	490 141	2,07%
1962	541 147	44 559	496 588	8,97%
1963	557 852	54 869	502 983	10,91%
1964	520 033	9 200	510 833	1,80%
1965	543 696	29 514	514 182	5,74%
1966	528 782	11 553	517 229	2,23%
1967	543 033	21 149	521 885	4,05%
1968	553 441	27 459	525 982	5,22%
1969	573 335	45 060	528 275	8,53%
1970	542 277	12 419	529 858	2,34%
1971	554 151	23 267	530 884	4,38%
1972	549 900	18 365	531 535	3,46%
1973	558 782	26 934	531 848	5,06%
1974	552 551	21 657	530 894	4,08%
1975	560 353	28 528	531 825	5,36%
1976	557 114	25 108	532 006	4,72%
1977	536 221	4 911	531 310	0,92%
1978	546 916	16 497	530 419	3,11%
1979	541 805	11 413	530 392	2,15%
1980	547 107	16 762	530 345	3,16%
1981	554 823	23 772	531 051	4,48%
1982	543 104	11 811	531 293	2,22%
1983	559 655	29 119	530 536	5,49%
1984	542 490	13 241	529 249	2,50%
1985	552 496	26 674	525 822	5,07%
1986	546 926	25 089	521 837	4,81%
1987	527 466	9 121	518 345	1,76%
1988	524 600	9 377	515 223	1,82%
1989	529 283	16 738	512 545	3,27%
1990	526 201	15 716	510 485	3,08%
1991	524 685	15 425	509 260	3,03%
1992	521 530	12 641	508 889	2,48%
1993	532 263	22 626	509 637	4,44%
1994	519 965	10 671	509 294	2,10%
1995	531 618	22 735	508 883	4,47%
1996	535 775	26 501	509 274	5,20%
1997	530 319	20 456	509 863	4,01%
1998	534 005	24 550	509 455	4,82%
1999	537 661	27 404	510 257	5,37%
2000	530 864	19 806	511 058	3,88%
2001	531 073	20 039	511 034	3,92%
2002	535 144	25 049	510 095	4,91%
2003	549 987	41 551	508 436	8,17%
2004	506 800	1 243	505 557	0,25%

N. B. : Les surcroîts mensuels de décès ont été déterminés, pour chacune des pointes mensuelles de mortalité, par différence entre le nombre de décès constituant la pointe et l'évaluation résultant de l'interpolation entre les minima de décès encadrant la pointe considérée, aux années précédente et suivante, pour le même mois de calendrier.

La modération des surcroûts de mortalité de 1970 à 2002 a notamment pour cause une politique active de prévention des épidémies de grippe (en particulier par la production de vaccins suivant les modifications des virus et par la gratuité de la vaccination pour les personnes âgées), et de protection contre le froid (notamment par le logement social avec chauffage central). On peut espérer que les pouvoirs publics sauront mettre en œuvre pour l'avenir la prévention du risque lié à la chaleur.

Globalement, par delà ses variations annuelles, le surcroît de décès dû aux pointes mensuelles de mortalité a été très élevé jusqu'au milieu des années 1960, avec 6 ou 7 % des décès. Il a ensuite diminué, passant à 5 % pour les dernières années 1960, puis à 4 % pour les premières années 1970, et à 3 % pour la seconde partie des années 1970. La diminution du surcroît des décès s'arrête dès les premières années 1980 : 4 % en 1981-1985, retour aux 3 % en 1986-1990 et en 1991-1995, mais 5 % en 1996-2000, 4 % en 2001, 5 % en 2002, 8 % en 2003. L'année 2004 est exceptionnelle avec un surcroît de décès proche de 0 %.

La part des mois chauds, de mai à septembre, dans le surcroît annuel de décès annuel a été en moyenne de 1 % de 1991 à 2000. Elle s'élève à 2,2 % en 2001, 1,5 % en 2002 et 5,3 % en 2003, avant de tomber à 0 en 2004.

Décès par mois et température de l'air depuis 1946

Les figures 2 à 13 montrent, pour chacun des mois, de janvier à décembre, deux courbes représentant

- l'une, le nombre de décès en France métropolitaine depuis 1946 pour le mois désigné dans l'intitulé de la figure (courbe continue) ; l'année figure en abscisse et l'échelle figurant sur l'axe des ordonnées désigne le nombre de décès [source INSEE],
- l'autre, la moyenne mensuelle des températures quotidiennes minimale et maximale relevées à Paris Montsouris depuis 1946 pour le mois désigné dans l'intitulé de la figure (courbe en tirets) ; l'année figure en abscisse et la température en ordonnée. L'échelle des températures n'est pas donnée sur l'axe des ordonnées (cf. tableau 3 ci-dessus) [source METEO-FRANCE]. L'échelle des températures est inversée pour les mois de janvier à avril et d'octobre à décembre (figures 2 à 5 et 10 à 13).

Le prochain rapport comprendra l'analyse de ces données.

On examinera simplement dans le présent rapport, **de la manière la plus simple,**

- la question de savoir si la canicule d'août 2003 a simplement hâté la mort de personnes en fin de vie,
- quelques aspects de la canicule d'août 2003,
- et l'évaluation du surcroît de décès dus à la canicule d'août 2003.

La canicule d'août 2003 n'a pas hâté la mort de personnes en fin de vie. Elle a emporté des vies destinées à durer.

Le simple examen du nombre mensuel de décès permet, sans l'ombre d'un doute, de répondre à la question

Le nombre de décès survenus en septembre 2003 est un des plus élevés enregistrés pour ce mois au cours des 20 dernières années, alors même qu'on n'observe guère de tendance à l'augmentation : 41 000 décès en 2003, comme en 2001 et en 1994, contre 41 200 en 1986. Aucune diminution de l'effectif des défunts en raison du surcroît de décès dus à la canicule en août n'est perceptible, même s'il est vrai que cette diminution aurait pu être compensée par une surmortalité caniculaire tardive.

En octobre et en novembre 2003, on est proche des valeurs les plus basses des années précédentes. Il y a sans doute un moindre nombre de décès en raison d'une mortalité avancée au mois d'août, sous l'effet de la canicule, mais ce phénomène est très discret : il n'entraîne guère de diminution particulière, relativement aux mois d'octobre et de novembre des années précédentes.

En décembre 2003, sous l'effet d'une épidémie de grippe, on enregistre 50 000 décès (contre 48 800 en 2001, 47 200 en 2002 et 46 200 en 2004).

Janvier, février et mars 2004 s'inscrivent dans l'évolution observée de 2003 à 2005, en faisant abstraction des effets de l'épidémie de grippe de février et mars 2005.

On observe cependant un véritable décrochage du nombre de décès d'avril à novembre 2004. Mais ce décrochage ne peut être attribué à quelque déficit de l'effectif des défunts compensant le surcroît du mois d'août 2003. Tout d'abord, il n'est guère vraisemblable qu'une telle compensation se manifeste soudainement huit à quinze mois après août 2003. D'autre part, les nombres minimaux de décès mensuels observés en 2004 sont prolongés en 2005, soit par un nombre sensiblement égal (juillet et septembre, dernier mois d'observation disponible pour 2005), soit par un nombre moindre (août), soit encore par un nombre certes supérieur, mais peu différent des minima observés depuis 1989 (avril et mai), soit enfin par un nombre qui reste en deçà de l'effectif mensuel des décès survenus de 2001 à 2003 (juin).

Dans leur grande majorité, les victimes de la canicule d'août 2003 n'étaient manifestement pas destinées à décéder au cours des jours, des semaines ou des mois suivants, même si elles étaient des personnes âgées isolées, vivant seules ou en institution, dont les facultés ou la santé étaient défaillantes.

Il reste évidemment que, pour une petite partie des victimes, en absence de canicule, le décès serait survenu au cours des mois suivants de l'année 2003 ou en 2004. Leur nombre est sans doute de l'ordre de 3 000, représentant quelque 200 décès par mois en moyenne de septembre 2003 à décembre 2004.

La mortalité caniculaire d'août 2003 n'a guère entraîné de réduction du nombre de décès au cours des quinze mois suivants, sinon de manière minime. La canicule n'a pas hâté la mort de personnes en fin de vie. Pour l'essentiel, elle a arrêté des vies destinées à durer encore plusieurs années, conformément à l'espérance de vie de chaque classe d'âge, ou légèrement moins.

Sur le caractère extraordinaire de la mortalité d'août 2003

Pour saisir le caractère extraordinaire de la mortalité d'août 2003 (56 454 décès), il faut constater

- qu'elle représente, pour le mois d'août, le maximum observé depuis 1946, loin devant le précédent (45 287 en 1975),
- qu'elle est supérieure aux maxima observés depuis 1946 pour les mois de printemps, d'été ou d'automne, à l'exclusion de décembre (49 690 en avril 1951, 45 496 en mai 1951, 45 449 en juin 1976, 49 570 en juillet 1983, 42 164 en septembre 1975, 48 213 en octobre 1974, 42 329 en novembre 1957),
- et que, non seulement elle se compare aux maxima des mois d'hiver, de décembre à mars, mais que, par surcroît, il faut remonter à 1963 pour retrouver un maximum à peine supérieur au mois de février (57 997), à 1968 pour mars (57 273), à 1974 pour décembre (56 731). C'est seulement pour janvier qu'il suffit d'aller 3 ans auparavant (58 939 en 2 000), et non plus 40, 35 ou 29 ans.

Sur le nombre de décès dus à la canicule d'août 2003

Le tableau 4 ci-dessus donne une évaluation du surcroît de décès dus à la canicule d'août 2003 : **16 624 décès**. Cette évaluation est égale à la différence entre le nombre de décès enregistrés au mois d'août et celui résultant de l'interpolation entre les minima de décès observés au mois d'août en 2002 et en 2004.

A vrai dire, la considération qu'il n'y a pas eu de surcroît de décès dû à la chaleur au mois d'août 2002 sera révisée dans le prochain rapport, mais cette révision n'entraînera pas de changement de l'évaluation du surcroît de décès attribuables à la canicule d'août 2003.

Figures 2 à 13 :

Figure 2 - JANVIER - Décès par mois en France métropolitaine depuis 1946 et moyenne mensuelle des températures quotidiennes minimale et maximale relevées à Paris-Montsouris (tirés, échelle inversée), suivant séries mensuelles homogénéisées

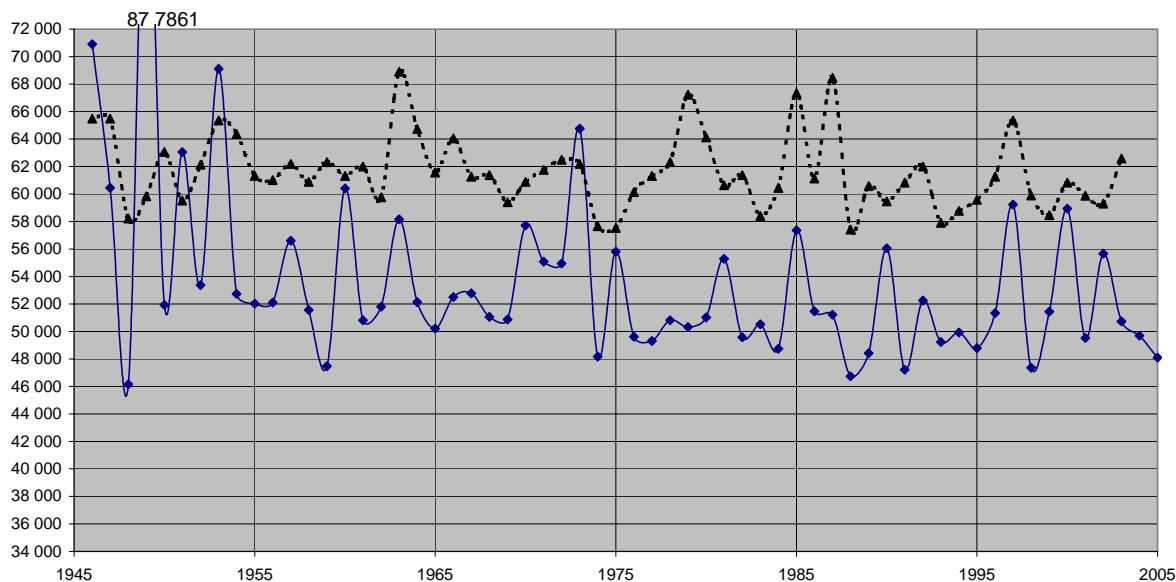


Figure 3 - FEVRIER - Décès par mois en France métropolitaine depuis 1946 et moyenne mensuelle des températures quotidiennes minimale et maximale relevées à Paris-Montsouris (tiretés, échelle inversée), suivant séries mensuelles homogénéisées

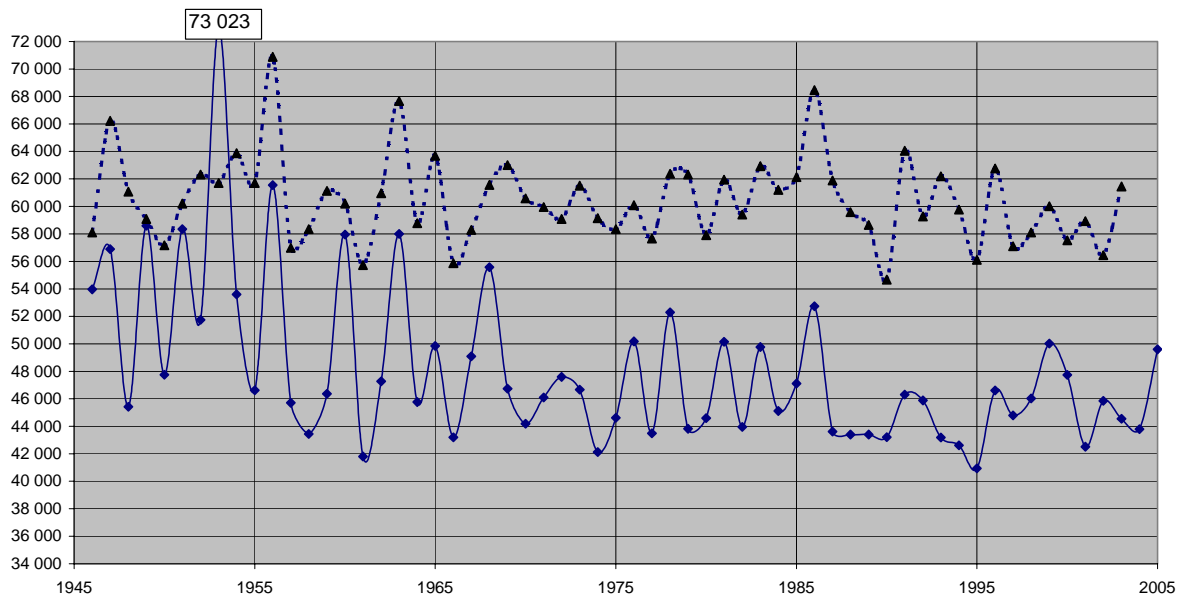


Figure 4 - MARS - Décès par mois en France métropolitaine depuis 1946 et moyenne mensuelle des températures quotidiennes minimale et maximale relevées à Paris-Montsouris (tiretés, échelle inversée), suivant séries mensuelles homogénéisées

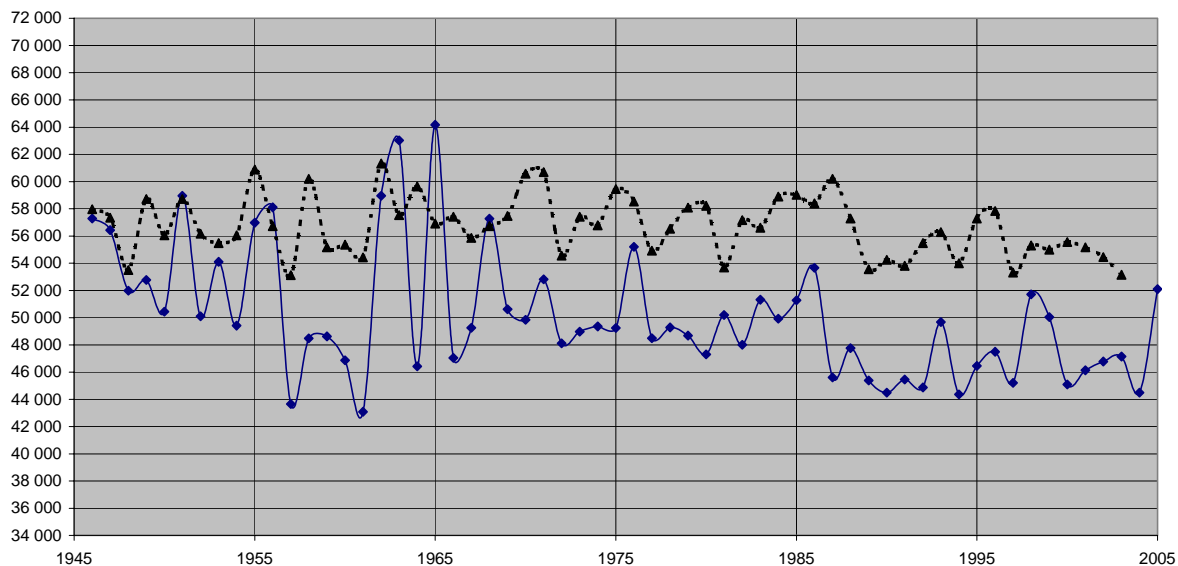


Figure 5 - AVRIL - Décès par mois en France métropolitaine depuis 1946 et moyenne mensuelle des températures quotidiennes minimale et maximale relevées à Paris-Montsouris (tiretés, échelle inversée), suivant séries mensuelles homogénéisées

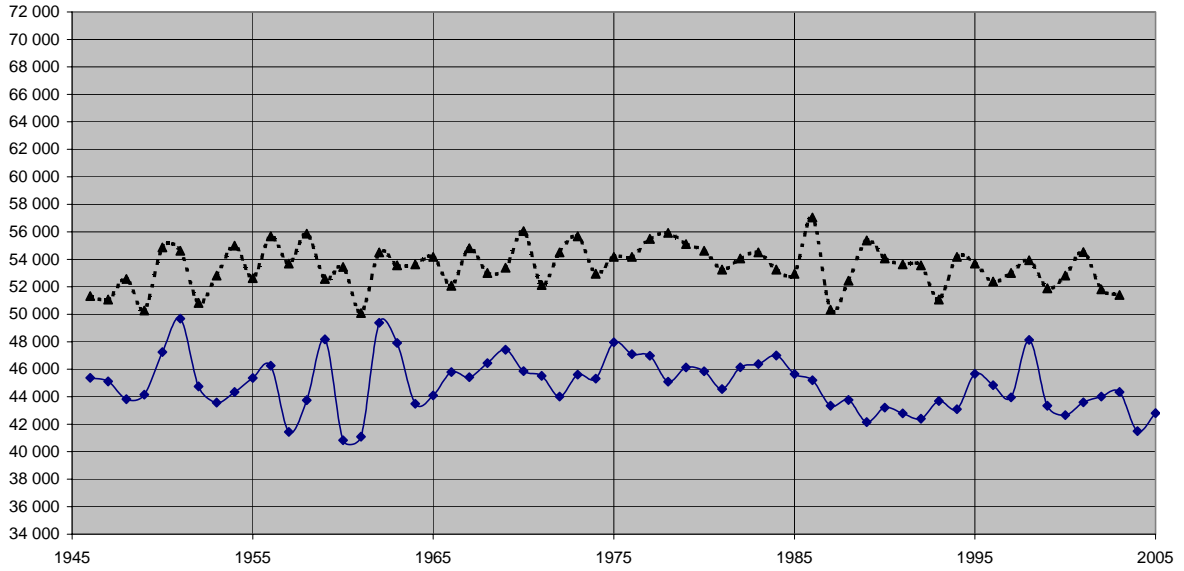
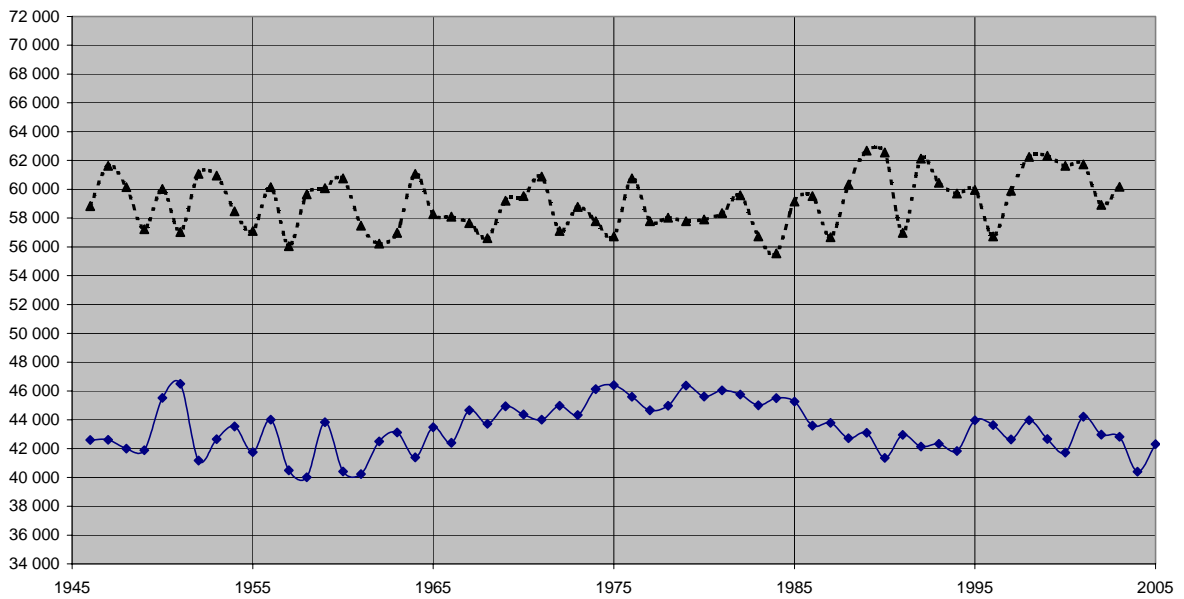
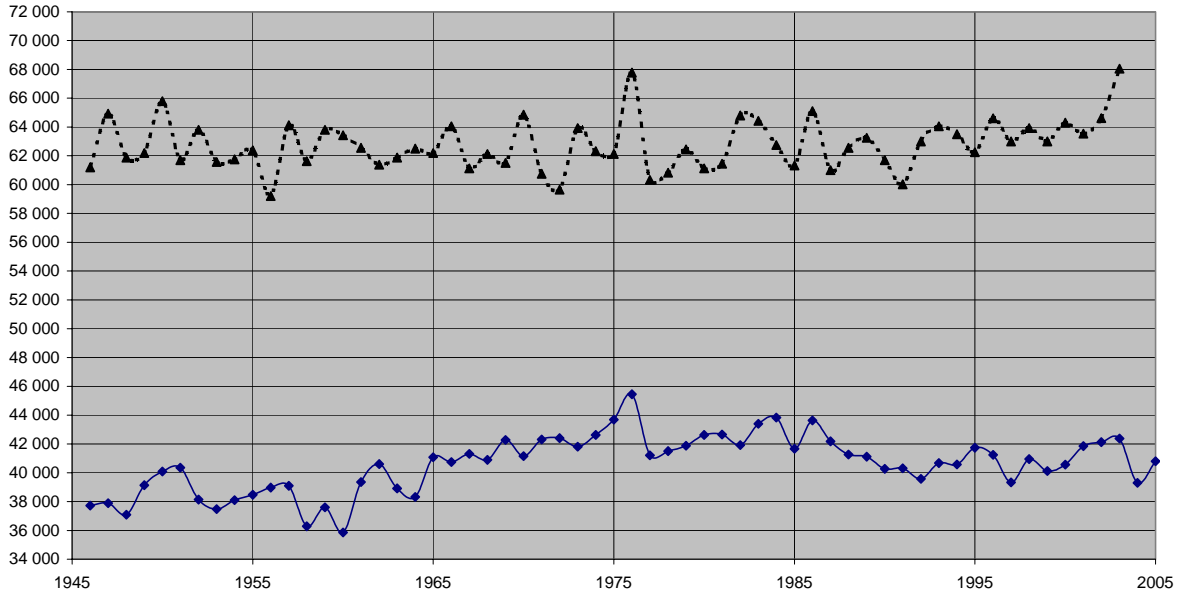


Figure 6 - MAI - Décès par mois en France métropolitaine depuis 1946 et moyenne mensuelle des températures quotidiennes minimale et maximale (tiretés) relevées à Paris-Montsouris, suivant séries mensuelles homogénéisées



**Figure 7 - JUIN - Décès par mois en France métropolitaine depuis 1946
et moyenne mensuelle des températures quotidiennes minimale et maximale (tirés)
relevés à Paris-Montsouris, suivant séries mensuelles homogénéisées**



**Figure 8 - JUILLET - Décès par mois en France métropolitaine depuis 1946
et moyenne mensuelle des températures quotidiennes minimale et maximale (tirés)
relevés à Paris-Montsouris, suivant séries mensuelles homogénéisées**

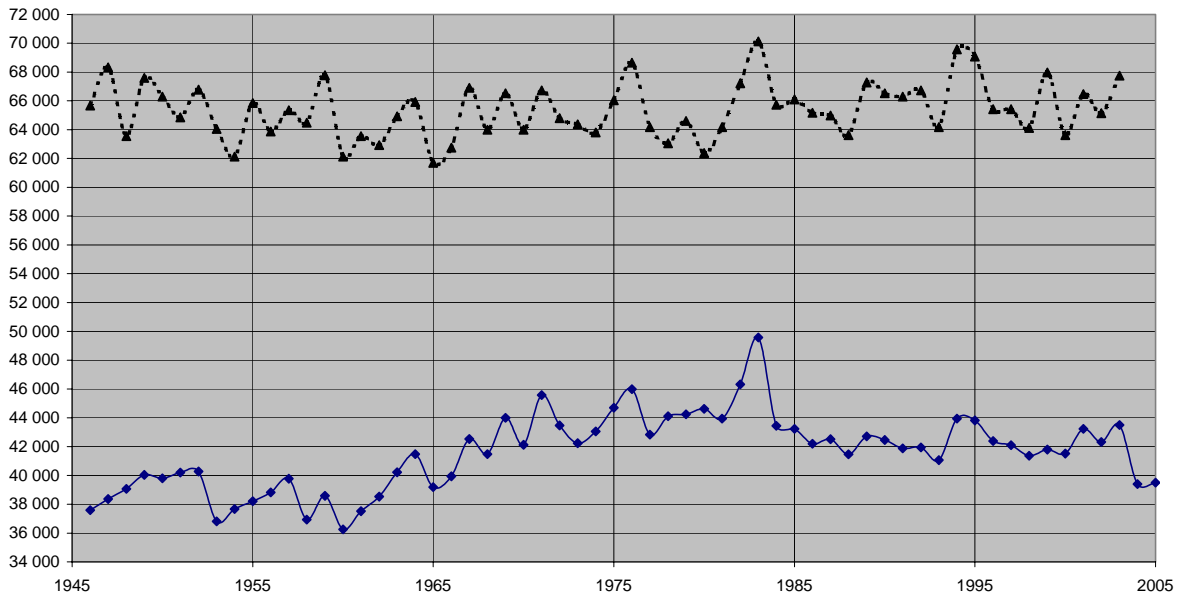


Figure 9 - AOÛT - Décès par mois en France métropolitaine depuis 1946 et moyenne mensuelle des températures quotidiennes minimale et maximale (tirés) relevées à Paris-Montsouris, suivant séries mensuelles homogénéisées

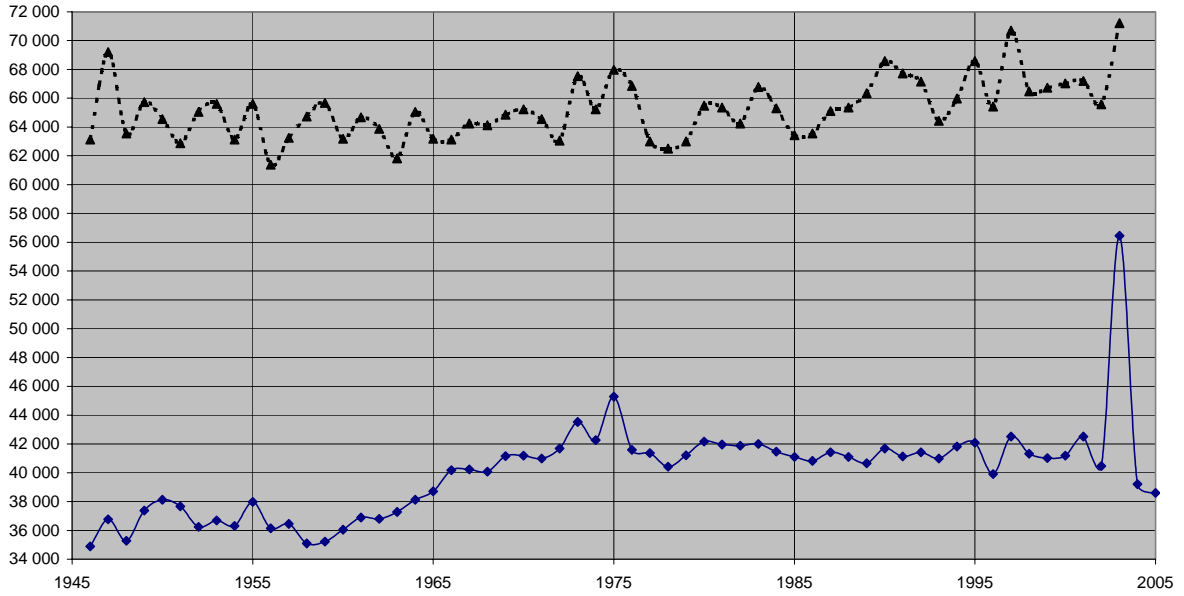


Figure 10 - SEPTEMBRE - Décès par mois en France métropolitaine depuis 1946 et moyenne mensuelle des températures quotidiennes minimale et maximale (tirés) relevées à Paris-Montsouris, suivant séries mensuelles homogénéisées

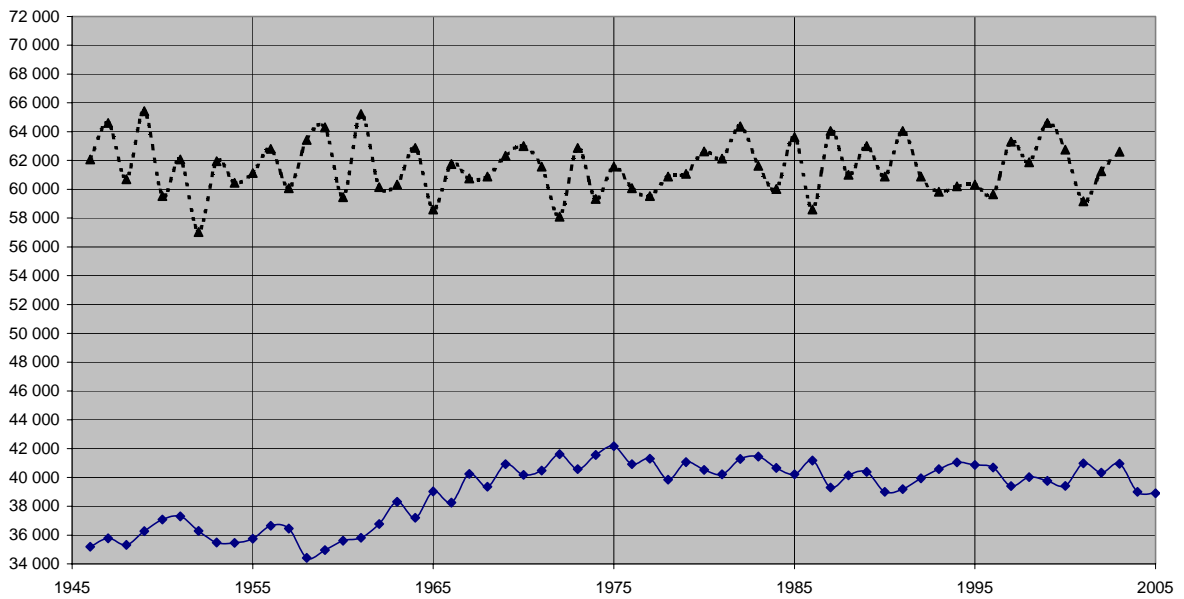


Figure 11 - OCTOBRE - Décès par mois en France métropolitaine depuis 1946 et moyenne mensuelle des températures quotidiennes minimale et maximale relevées à Paris-Montsouris (tiretés, échelle inversée), suivant séries mensuelles homogénéisées

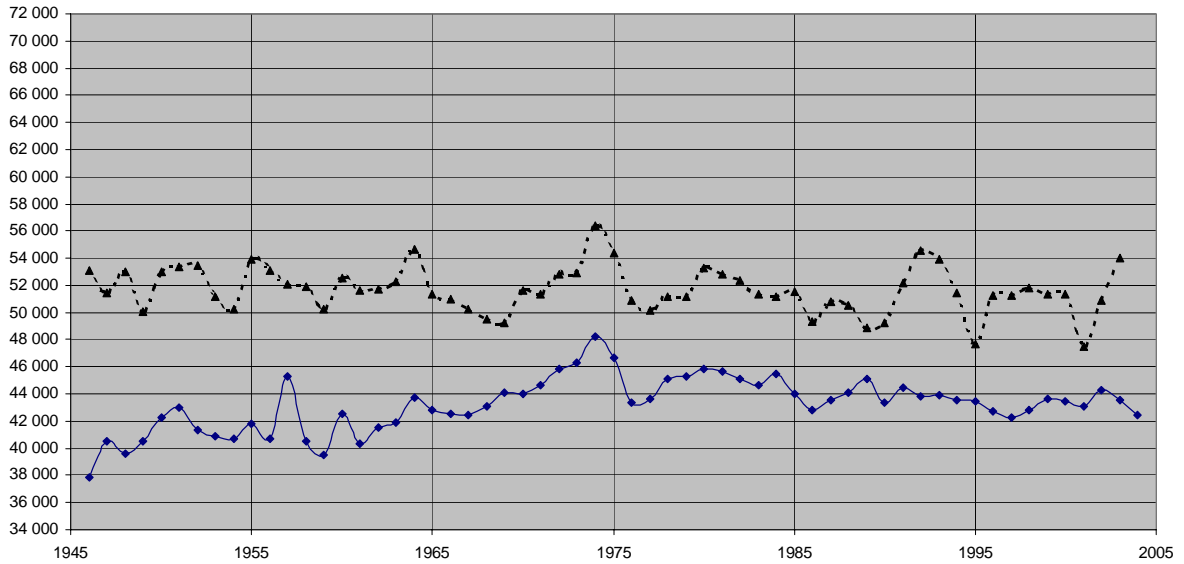


Figure 12 - NOVEMBRE - Décès par mois en France métropolitaine depuis 1946 et moyenne mensuelle des températures quotidiennes minimale et maximale relevées à Paris-Montsouris (tiretés, échelle inversée), suivant séries mensuelles homogénéisées

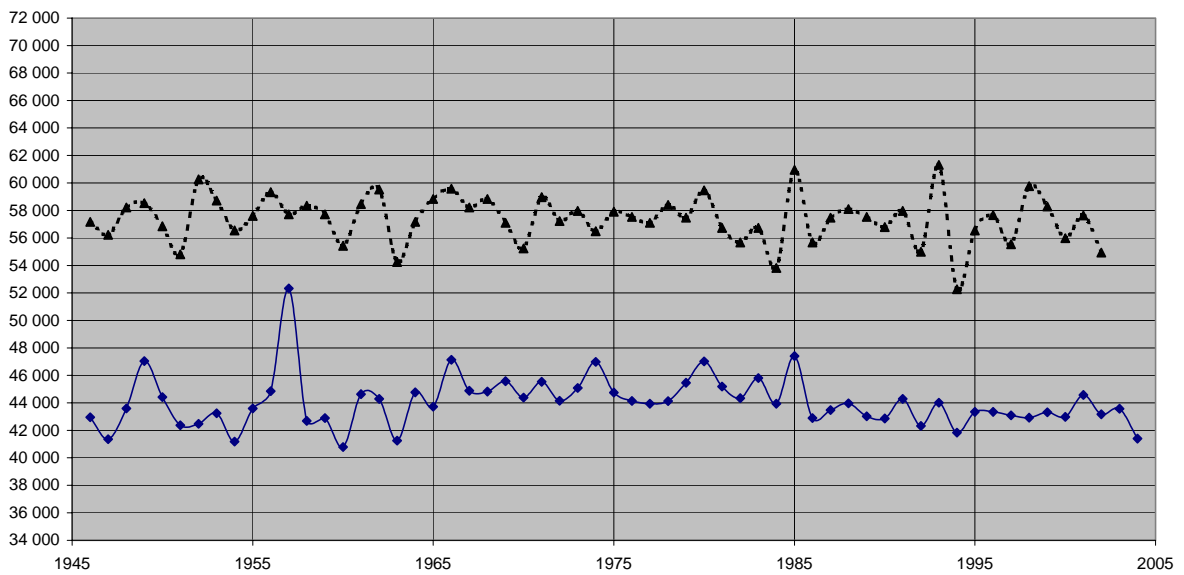
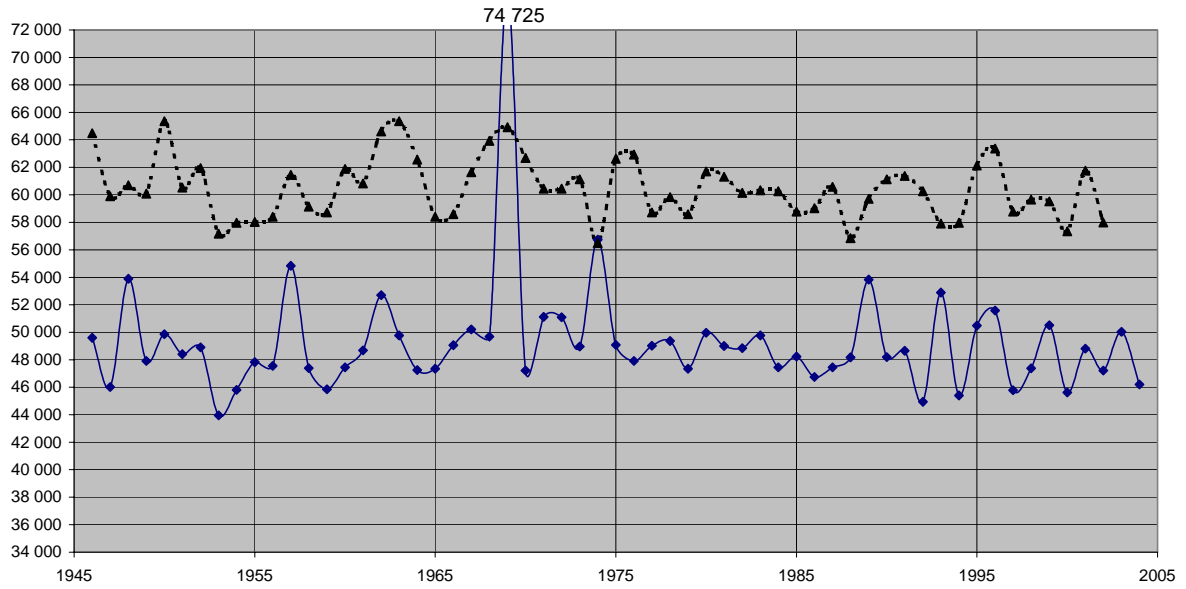


Figure 13 - DECEMBRE - Décès par mois en France métropolitaine depuis 1946 et moyenne mensuelle des températures quotidiennes minimale et maximale relevées à Paris-Montsouris (tirés, échelle inversée), suivant séries mensuelles homogénéisées



DOCUMENTS DE TRAVAIL

Ces fascicules vous seront adressés sur simple demande à l'auteur :

Institut national d'études démographiques, 133, bd Davout, 75980 PARIS Cedex 20

Tél : (33) 01 56 06 20 86

Fax : (33) 01 56 06 21 99

- N° 139. – Patrick SIMON et Martin CLÉMENT, *Rapport de l'enquête « Mesure de la diversité ». Une enquête expérimentale pour caractériser l'origine*, 2006, 86 p.
- N° 138. – Magali BARBIERI, Alfred NIZARD et Laurent TOULEMON, *Écart de température et mortalité en France*, 2006, 80 p.
- N° 137. – Jean-Louis PAN KE SHON, *Mobilités internes différentielles en quartiers sensibles et ségrégation*, 2006, 42 p.
- N° 136. – Francisco MUNOZ-PEREZ, Sophie PENNEC, avec la collaboration de Geneviève Houriet Segard, *Évolution future de la population des magistrats et perspectives de carrière, 2001-2040*, 2006, XXX + 114 p.
- N° 135. – Alexandre DJIRIKIAN et Valérie LAFLAMME, sous la direction de Maryse MARPSAT *Les formes marginales de logement. Étude bibliographique et méthodologique de la prise en compte du logement non ordinaire*, 2006, 240 p.
- N° 134. – Catherine BONVALET et Éva LELIÈVRE, *Publications choisies autour de l'enquête « Biographies et entourage »*, 2006, 134 p.
- N° 133. – Arnaud RÉGNIER-LOILIER, *Présentation, questionnaire et documentation de l'« Étude des relations familiales et intergénérationnelles » (Erfi). Version française de l'enquête « Generations and Gender Survey » (GGG)*, 2006, 238 p.
- N° 132. – Lucie BONNET et Louis BERTRAND (sous la direction de), *Mobilités, habitat et identités*, Actes de la journée d'étude « Jeunes chercheurs ». Le logement et l'habitat comme objet de recherche. Atelier 3, 2005, 92 p.
- N° 131. – Isabelle FRECHON et Catherine Villeneuve-Gokalp, *Étude sur l'adoption*, 2005, 64 p.
- N° 130. – Dominique MEURS, Ariane PAIHLÉ et Patrick SIMON, *Mobilité intergénérationnelle et persistance des inégalités. L'accès à l'emploi des immigrés et de leurs descendants en France*, 2005, 36 p.
- N° 129. – Magali MAZUY, Nicolas RAZAFINDRATSIMA, Élise de LA ROCHEBROCHARD, *Déperdition dans l'enquête "Intentions de fécondité"*, 2005, 36 p.
- N° 128. – Laure MOGUEROU et Magali BARBIERI, *Population et pauvreté en Afrique. Neuf communications présentées à la IV^e Conférence africaine sur la population*, Tunis, Tunisie, 8-12 décembre 2003, 2005, 184 p.
- N° 127. – Jean-Louis PAN KÉ SHON, *Les sources de la mobilité résidentielle Modifications intervenues sur les grandes sources de données dans l'étude des migrations*, 2005, 30 p.
- N° 126. – Thierry DEBRAND et Anne-Gisèle PRIVAT, *L'impact des réformes de 1993 et de 2003 sur les retraites. Une analyse à l'aide du modèle de microsimulation Artémis*, 2005, 28 p.
- N° 125. – Kees WAALDIJK (ed), *More or less together: levels of legal consequences of marriage, cohabitation and registered partnership for different-sex and same-sex*

- partners: a comparative study of nine European countries*, 2005, 192 p. (s'adresser à Marie DIGOIX)
- N° 124. – Marie DIGOIX et Patrick FESTY (eds), *Same-sex couples, same-sex partnerships, and homosexual marriages: A Focus on cross-national differentials*, 2004, 304 p.
- N° 123. – Marie DIGOIX et Patrick FESTY (sous la dir.), *Séminaire "Comparaisons européennes", années 2001-2002*, 2004, 220 p.
- N° 122. – Emmanuelle GUYAVARCH et Gilles PISON, *Les balbutiements de la contraception en Afrique Au Sud du Sahara*, septembre 2004, 48 p.
- N° 121. – Maryse JASPARD et Stéphanie CONDON, *Genre, violences sexuelles et justice*. Actes de la journée-séminaire du 20 juin 2003, 2004, 135p.
- N° 120. – Laurent TOULEMON et Magali MAZUY, *Comment prendre en compte l'âge à l'arrivée et la durée de séjour en France dans la mesure de la fécondité des immigrants ?*, 2004, 34 p.
- N° 119. – Céline CLÉMENT et Bénédicte GASTINEAU (coord.), *Démographie et sociétés*. Colloque international « Jeunes Chercheurs », Cerpos-Université Paris X-Nanterre, 1^{er} et 2 octobre 2002, 2003, 350 p.
- N° 118. – Monique BERTRAND, Véronique DUPONT et France GUERIN-PACE (sous la dir.), *Espaces de vie. Une revue des concepts et des applications*, 2003, 188 p.
- N° 117. – Stéphanie CONDON et Armelle ANDRO, *Questions de genre en démographie*. Actes de la journée du 22 juin 2001, 2003, 128 p.
- N° 116. – Maryse JASPARD et l'équipe Enveff, *Le questionnaire de l'enquête Enveff*. Enquête nationale sur les violences envers les femmes en France, 2003, 10 + 88 p.
- N° 115. – Zahia OUADAH-BEDIDI et Jacques VALLIN, *Disparités régionales de l'écart d'âge entre conjoints en Algérie. Évolution depuis 1966*, 2003, 32 p.
- N° 114. – Magali MAZUY, *Situations familiales et fécondité selon le milieu social. Résultats à partir de l'enquête EHF de 1999*, 2002, 60 p.
- N° 113.– Jean-Paul SARDON, *Fécondité et transition en Europe centrale et orientale*, 2002, 38 p.
- N° 112.– Thérèse LOCOH, *Deux études sur la fécondité en Afrique : 1) Structures familiales et évolutions de la fécondité dans les pays à fécondité intermédiaire d'Afrique de l'Ouest ; 2) Baisse de la fécondité et mutations familiales en Afrique sub-saharienne*, 2002, 24 p. et 30 p.
- N° 111.– Thierry DEBRAND et Anne-Gisèle PRIVAT, *Individual real wages over business cycle: The impact of macroeconomic variations on individual careers and implications concerning retirement pensions*, 2002, 38 p.
- N° 110.– Recueil préparé par Amandine LEBUGLE et Jacques VALLIN, *Sur le chemin de la transition*. Onze communications présentées au XXIV^e Congrès général de la population à Salvador de Bahia, Brésil, août 2001, 2002, 234 p.
- N° 109.– Éric BRIAN, Jean-Marc ROHRBASSER, Christine THÉRÉ, Jacques VÉRON (intervenants et organisateurs), *La durée de vie : histoire et calcul*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 7 février 2000 (s'adresser à Céline PERREL), 2002, 70 p.
- N° 108.– France MESLÉ et Jacques VALLIN, *Montée de l'espérance de vie et concentration des âges au décès*, 2002, 20 p.
- N° 107.– Alexandre AVDEEV, *La mortalité infantile en Russie et en URSS: éléments pour un état des recherches*, 2002, 48 p.
- N° 106.– Isabelle ATTANÉ (organisatrice), *La Chine en transition : questions de population, questions de société*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 31 janvier et 1^{er} février 2001 (s'adresser à Céline PERREL), 2002, 46 p.
- N° 105.– A. AVDEEV, J. BELLENGER, A. BLUM, P. FESTY, A. PAILHE, C. GOUSSEFF, C. LEFÈVRE, A. MONNIER, J.-C. SEBAG, J. VALLIN (intervenants

- et organisateurs), *La société russe depuis la perestroïka : rupture, crise ou continuité?* Séminaire de la valorisation de la recherche, 1^{er} mars 2001 (s'adresser à Céline PERREL), 2001, 124 p.
- N° 104.– Jacques VÉRON, Sophie PENNEC, Jacques LÉGARÉ, Marie DIGOIX (éds), *Le contrat social à l'épreuve des changements démographiques ~ The Social Contract in the Face of Demographic Change*, Actes des 2^e Rencontres Sauvvy, 2001, 386 p.
- N° 103.– Gilles PISON, Alexis GABADINHO, Catherine ENEL, *Mlomp (Sénégal). Niveaux et tendances démographiques; 1985-2000*, 2001, 182 p.
- N° 102.– *La famille en A.O.F. et la condition de la femme*. Rapport présenté au Gouverneur général de l'A.O.F. par Denise SAVINEAU (1938). Introduction de Pascale Barthélémy, 2001, XXII-222 p.
- N° 101.– Jean-Paul SARDON, *La fécondité dans les Balkans*, 2001, 88 p.
- N° 100.– Jean-Paul SARDON, *L'évolution récente de la fécondité en Europe du Sud*, 26 p.
- N° 99.– S. JUSTEAU, J.H. KALTENBACH, D. LAPEYRONNIE, S. ROCHÉ, J.C. SEBAG, X. THIERRY ET M. TRIBALAT (intervenants et organisateurs), *L'immigration et ses amalgames*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 24 mai 2000 (s'adresser à Céline PERREL), 2001, 94 p.
- N° 98.– Juliette HALIFAX, *L'insertion sociale des enfants adoptés. Résultats de l'enquête "Adoption internationale et insertion sociale", 2000 (Ined – Les Amis des enfants du monde)*, 2001, 58 p.
- N° 97.– Michèle TRIBALAT, *Modéliser, pour quoi faire?* 2001, 10 p.
- N° 96.– O. EKERT-JAFFÉ, H. LERIDON, S. PENNEC, I. THÉRY, L. TOULEMON et J.-C. SEBAG (intervenants et organisateurs), *Évolution de la structure familiale*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 28 juin 2000 (s'adresser à Céline PERREL), 2001, 110 p.
- N° 95.– A. ANDRO, A. LEBUGLE, M. LESCLINGAND, T. LOCOH, M. MOUVAGHA-SOW, Z. OUADAH-BEDIDI, J. VALLIN, C. VANDERMEERSCH, J. VÉRON, *Genre et développement. Huit communications présentées à la Chaire Quetelet 2000*, 2001, 158 p.
- N° 94.– C. BONVALET, C. CLÉMENT, D. MAISON, L. ORTALDA et T. VICHNEVSKAIA, *Réseaux de sociabilité et d'entraide au sein de la parenté : Six contributions*, 2001, 110 p.
- N° 93.– Magali MAZUY et Laurent TOULEMON, *Étude de l'histoire familiale. Premiers résultats de l'enquête en ménages*, 2001, 100 p.
- N° 92.– *Politiques sociales en France et en Russie*, INED/IPSEP, 2001, 246 p.
- N° 91.– Françoise MOREAU, *Commerce des données sur la population et libertés individuelles*, 2001, 20 p. + Annexes.
- N° 90.– Youssef COURBAGE, Sergio DELLAPERGOLA, Alain DIECKHOFF, Philippe FARGUES, Emile MALET, Elias SANBAR et Jean-Claude SEBAG (intervenants et organisateurs), *L'arrière-plan démographique de l'explosion de violence en Israël-Palestine*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 30 novembre 2000 (s'adresser à Céline PERREL), 2000, 106 p.
- N° 89.– Bénédicte GASTINEAU et Elisabete de CARVALHO (coordonné par), *Démographie: nouveaux champs, nouvelles recherches*, 2000, 380 p.
- N° 88.– Gil BELLIS, Jean-Noël BIRABEN, Marie-Hélène CAZES et Marc de BRAEKELEER (modérateur et intervenants), *Génétiq ue et populations*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 26 janvier 2000 (s'adresser à Céline PERREL), 2000, 96 p.

- N° 87.– Jean-Marie FIRDION, Maryse MARPSAT et Gérard MAUGER (intervenants), *Étude des sans-domicile: le cas de Paris et de l'Île-de-France*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 19 avril 2000 (s'adresser à Céline PERREL), 2000, 90 p.
- N° 86.– François HÉRAN et Jean-Claude SEBAG (responsables modérateurs), *L'utilisation des sources administratives en démographie, sociologie et statistique sociale*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 20 septembre 2000 (s'adresser à Céline PERREL), 2000, 170 p.
- N° 85.– Michel BOZON et Thérèse LOCOH (sous la dir.), *Rapports de genre et questions de population. II. Genre, population et développement*, 2000, 200 p.
- N° 84.– Michel BOZON et Thérèse LOCOH (sous la dir.), *Rapports de genre et questions de population. I. Genre et population, France 2000*, 2000, 260 p.
- N° 83.– Stéphanie CONDON, Michel BOZON et Thérèse LOCOH, *Démographie, sexe et genre: bilan et perspectives*, 2000, 100 p.
- N° 82.– Olivia EKERT-JAFFE et Anne SOLAZ, *Unemployment and family formation in France*, 2000, 26 p.
- N° 81.– Jean-Marie FIRDION, *L'étude des jeunes sans domicile dans les pays occidentaux : état des lieux*, 1999, 28 p.
- N° 80.– *Age, génération et activité : vers un nouveau contrat social ? / Age, cohort and activity: A new "social contract"?*, Actes des 1^{ères} rencontres Sauvy (s'adresser à Marie DIGOIX), 1999, 314 p.
- N° 79.– Maryse MARPSAT, *Les apports réciproques des méthodes quantitatives et qualitatives : la cas particulier des enquêtes sur les personnes sans domicile*, 1999, 24 p.
- N° 78.– *Les populations du monde, le monde des populations. La place de l'expert en sciences sociales dans le débat public*, Actes de la Table ronde pour l'inauguration de l'Ined (s'adresser à Céline PERREL), 1999, 54 p.
- N° 77.– Isabelle SÉGUY, Fabienne LE SAGER, *Enquête Louis Henry. Notice descriptive des données informatiques*, 1999, 156 p.
- N° 76.– I. SÉGUY, H. COLENÇON et C. MÉRIC, *Enquête Louis Henry. Notice descriptive de la partie nominative*, 1999, 120 p.
- N° 75.– Anne-Claude LE VOYER (s'adresser à H. LERIDON), *Les processus menant au désir d'enfant en France*, 1999, 200 p.
- N° 74.– Jacques VALLIN et France MESLÉ, *Le rôle des vaccinations dans la baisse de la mortalité*, 1999, 20 p.
- N° 73.– ZARCA, *Comment passer d'un échantillon de ménages à un échantillon de fratries ? Les enquêtes «Réseaux familiaux» de 1976, «Proches et parents» de 1990 et le calcul d'un coefficient de pondération*, 1999, 20 p.
- N° 72.– Catherine BONVALET, *Famille-logement. Identité statistique ou enjeu politique?* 1998, 262 p.
- N° 71.– Denise ARBONVILLE, *Normalisation de l'habitat et accès au logement. Une étude statistique de l'évolution du parc "social de fait" de 1984 à 1992*, 1998, 36 p.
- N° 70.– *Famille, activité, vieillissement : générations et solidarités*. Bibliographie préparée par le Centre de Documentation de l'Ined, 1998, 44 p.
- N° 69.– XXIII^e Congrès général de la population, Beijing, Chine, 11-17 octobre 1997:
 A) *Contribution des chercheurs de l'Ined au Congrès*, 1997, 178 p.
 B) *Participation of Ined Researchers in the Conference*, 1997, 180 p.

- N° 68.– France MESLÉ et Jacques VALLIN, *Évolution de la mortalité aux âges élevés en France depuis 1950*, 1998, 42 p.
- N° 67.– Isabelle SEGUY, *Enquête Jean-Noël Biraben «La population de la France de 1500 à 1700». Répertoire des sources numériques*, 1998, 36 p.
- N° 66.– Alain BLUM, *I. Statistique, démographie et politique. II. Deux études sur l'histoire de la statistique et de la statistique démographique en URSS (1920-1939)*, 1998, 92 p.
- N° 65.– Annie LABOURIE-RACAPÉ et Thérèse LOCOH, *Genre et démographie : nouvelles problématiques ou effet de mode ?* 1998, 27 p.
- N° 64.– C. BONVALET, A. GOTMAN et Y. GRAFMEYER (éds), et I. Bertaux-Viame, D. Maison et L. Ortalda, *Proches et parents : l'aménagement des territoires*, 1997.
- N° 63.– Corinne BENVENISTE et Benoît RIANDEY, *Les exclus du logement : connaître et agir*, 1997, 20 p.
- N° 62.– Sylvia T. WARGON (s'adresser à L. ROUSSEL), *La démographie au Canada, 1945-1995*, 1997, 40 p.
- N° 61.– Claude RENARD, *Enquête Louis Henry. Bibliographie de l'enquête*, 1997, 82 p.
- N° 60.– H. AGHA, J.C. CHASTELAND, Y. COURBAGE, M. LADIER-FOULADI, A.H. MEHRYAR, *Famille et fécondité à Shiraz (1996)*, 1997, 60 p.
- N° 59.– Catherine BONVALET, Dominique MAISON et Laurent ORTALDA, *Analyse textuelle des entretiens «Proches et Parents»*, 1997, 32 p.
- N° 58.– B. BACCAÏNI, M. BARBIERI, S. CONDON et M. DIGOIX (éds), *Questions de population. Actes du Colloque Jeunes Chercheurs:*
I. Mesures démographiques dans des petites populations, 1997, 50 p.
II. Nuptialité – fécondité – reproduction, 1997, 120 p.
III. Histoire des populations, 1997, 90 p.
IV. Économie et emploi, 1997, 50 p.
V. Vieillesse – retraite, 1997, 66 p.
VI. Famille, 1997, 128 p.
VII. Santé – mortalité, 1997, 136 p.
VIII. Population et espace, 1997, 120 p.
IX. Migration – intégration, 1997, 96 p.
- N° 57.– Isabelle SÉGUY et Corinne MÉRIC, *Enquête Louis Henry. Notice descriptive non nominative*, 1997, 106 p.
- N° 56.– Máire Ní BHROLCHÁIN and Laurent TOULEMON, *Exploratory analysis of demographic data using graphical methods*, 1996, 50 p.
- N° 55.– Laurent TOULEMON et Catherine de GUIBERT-LANTOINE, *Enquêtes sur la fécondité et la famille dans les pays de l'Europe (régions ECE des Nations unies). Résultats de l'enquête française*, 1996, 84 p.
- N° 54.– G. BALLAND, G. BELLIS, M. DE BRAEKELEER, F. DEPOID, M. LEFEBVRE, I. SEGUY, *Généalogies et reconstitutions de familles. Analyse des besoins*, 1996, 44 p.
- N° 53.– Jacques VALLIN et France MESLÉ, *Comment suivre l'évolution de la mortalité par cause malgré les discontinuités de la statistique ? Le cas de la France de 1925 à 1993*, 1996, 46p .
- N° 52.– Catherine BONVALET et Eva LELIÈVRE, *La notion d'entourage, un outil pour l'analyse de l'évolution des réseaux individuels*, 1996, 18 p.

- N° 51.– Alexandre AVDEEV, Alain BLUM et Serge ZAKHAROV, *La mortalité a-t-elle vraiment augmenté brutalement entre 1991 et 1995?* 1996, 80 p.
- N° 50.– France MESLÉ, Vladimir SHKOLNIKOV, Véronique HERTRICH et Jacques VALLIN, *Tendances récentes de la mortalité par cause en Russie, 1965-1993*, 1995, 70 p.
Avec, en supplément, 1 volume d'Annexes de 384 p.
- N° 49.– Jacques VALLIN, *Espérance de vie : quelle quantité pour quelle qualité de vie ?* 1995, 24 p.
- N° 48.– François HÉRAN, *Figures et légendes de la parenté*:
I. *Variations sur les figures élémentaires*, 1995, 114 p.
II. *La modélisation de l'écart d'âge et la relation groupe/individu*, 1995, 84 p.
III. *Trois études de cas sur l'écart d'âge: Touaregs, Alyawara, Warlpiri*, 1995, 102 p.
IV. *Le roulement des alliances*, 1995, 60 p.
V. *Petite géométrie fractale de la parenté*, 1995, 42 p.
VI. *Arbor juris. Logique des figures de parenté au Moyen Age*, 1996, 62 p.
VII. *De Granet à Lévi-Strauss*, 1996, 162 p.
VIII. *Les vies parallèles. Une analyse de la co-alliance chez les Etoro de Nouvelle-Guinée*, 1996, 80 p.
IX. *Ambrym ou l'énigme de la symétrie oblique : histoire d'une controverse*, 1996, 136 p.
- N° 47.– Olivia EKERT-JAFFÉ, Denise ARBONVILLE et Jérôme WITTEWER, *Ce que coûtent les jeunes de 18 à 25 ans*, 1995, 122 p.
- N° 46.– Laurent TOULEMON, *Régression logistique et régression sur les risques. Deux supports de cours*, 1995, 56 p.
- N° 45.– Graziella CASELLI, France MESLÉ et Jacques VALLIN, *Le triomphe de la médecine. Évolution de la mortalité en Europe depuis le début de siècle*, 1995, 60 p.
- N° 44.– Magali BARBIERI, Alain BLUM, Elena DOLGIKH, Amon ERGASHEV, *La transition de fécondité en Ouzbékistan*, 1994, 76 p.
- N° 43.– Marc De BRAEKELEER et Gil BELLIS, *Généalogies et reconstitutions de familles en génétique humaine*, 1994, 66 p.
- N° 42.– Serge ADAMETS, Alain BLUM et Serge ZAKHAROV, *Disparités et variabilités des catastrophes démographiques en URSS*, 1994, 100 p.
- N° 41.– Alexandre AVDEEV, Alain BLUM et Irina TROITSKAJA, *L'avortement et la contraception en Russie et dans l'ex-URSS : histoire et présent*, 1993, 74 p.
- N° 40.– Gilles PISON et Annabel DESGREES DU LOU, *Bandafassi (Sénégal) : niveaux et tendances démographiques 1971-1991*, 1993, 40 p.
- N° 39.– Michel Louis LÉVY, *La dynamique des populations humaines*, 1993, 20 p.
- N° 38.– Alain BLUM, *Systèmes démographiques soviétiques*, 1992, 14 + X p.
- N° 37.– Emmanuel LAGARDE, Gilles PISON, Bernard LE GUENNO, Catherine ENEL et Cheikh SECK, *Les facteurs de risque de l'infection à VIH2 dans une région rurale du Sénégal*, 1992, 72 p.
- N° 36.– Annabel DESGREES DU LOU et Gilles PISON, *Les obstacles à la vaccination universelle des enfants des pays en développement. Une étude de cas en zone rurale au Sénégal*, 1992, 26 p.
- N° 35.– France MESLÉ, Vladimir SHKOLNIKOV et Jacques VALLIN, *La mortalité par causes en URSS de 1970 à 1987 : reconstruction de séries statistiques cohérentes*, 1992, 36 p.
- N° 34.– France MESLÉ et Jacques VALLIN, *Évolution de la mortalité par cancer et par maladies cardio-vasculaires en Europe depuis 1950*, 1992, 48 p.

- N° 33.– Didier BLANCHET, *Vieillesse et perspectives des retraites : analyses démo-économiques*, 1991, 120 p.
- N° 32.– Noël BONNEUIL, *Démographie de la nuptialité au XIX^e siècle*, 1990, 32 p.
- N° 31.– Jean-Paul SARDON, *L'évolution de la fécondité en France depuis un demi-siècle*, 1990, 102 p.
- N° 30.– Benoît RIANDEY, *Répertoire des enquêtes démographiques : bilan pour la France métropolitaine*, 1989, 24 p.
- N° 29.– Thérèse LOCOH, *Changement social et situations matrimoniales : les nouvelles formes d'union à Lomé*, 1989, 44 p.
- N° 28.– Catherine ENEL, Gilles PISON, et Monique LEFEBVRE, *Migrations et évolution de la nuptialité. L'exemple d'un village joola du sud du Sénégal, Mlomp, (Sénégal) depuis 50 ans*, 1^{ère} édition : 1989, 36 p. ; 2^{ème} édition revue et augmentée : 1990, 48 p.
- N° 27.– Nicolas BROUARD, *L'extinction des noms de famille en France : une approche*, 1989, 22 p.
- N° 26.– Gilles PISON, Monique LEFEBVRE, Catherine ENEL et Jean-François TRAPE, *L'influence des changements sanitaires sur l'évolution de la mortalité : le cas de Mlomp*
- N° 25.– Alain BLUM et Philippe FARGUES, *Estimation de la mortalité maternelle dans les pays à données incomplètes. Une application à Bamako (1974-1985) et à d'autres pays en développement*, 1989, 36 p.
- N° 24.– Jacques VALLIN et Graziella CASELLI, *Mortalité et vieillissement de la population*, 1989, 30 p.
- N° 23.– Georges TAPINOS, Didier BLANCHET et Olivia EKERT-JAFFÉ, *Population et demande de changements démographiques, demande et structure de consommation*, 1989, 46 p.
- N° 22.– Benoît RIANDEY, *Un échantillon probabiliste de A à Z : l'exemple de l'enquête Peuplement et dépeuplement de Paris. INED (1986)*, 1989, 12 p.
- N° 21.– Noël BONNEUIL et Philippe FARGUES, *Prévoir les de la mortalité. Chronique des causes de décès à Bamako de 1964 à 1985*, 1989, 44 p.
- N° 20.– France MESLÉ, *Morbidité et causes de décès chez les personnes âgées*, 1988, 18 p.
- N° 19.– Henri LERIDON, *Analyse des biographies matrimoniales dans l'enquête sur les situations familiales*, 1988, 64 p.
- N° 18.– Jacques VALLIN, *La mortalité en Europe de 1720 à 1914 : tendances à long terme et changements de structure par âge et par sexe*, 1988, 40 p.
- N° 17.– Jacques VALLIN, *Évolution sociale et baisse de la mortalité : conquête ou reconquête d'un avantage féminin ?* 1988, 36 p.
- N° 16.– Gérard CALOT et Graziella CASELLI, *La mortalité en Chine d'après le recensement de 1982:*
I.– *Analyse selon le sexe et l'âge au niveau national et provincial*, 1988, 72 p.
II.– *Tables de mortalité par province*, 1988, 112 p.
- N° 15.– Peter AABY (s'adresser à J. VALLIN), *Le surpeuplement, un facteur déterminant de la mortalité par rougeole en Afrique*, 1987, 52 p.
- N° 14.– Jacques VALLIN, *Théorie(s) de la baisse de la mortalité et situation africaine*, 1987, 44 p.

- N° 13.– Kuakuvi GBENYON et Thérèse LOCOH, *Différences de mortalité selon le sexe, dans l'enfance en Afrique au Sud du Sahara*, 1987, 30 p.
- N° 12.– Philippe FARGUES, *Les saisons et la mortalité urbaine en Afrique. Les décès à Bamako de 1974 à 1985*, 1987, 38 p.
- N° 11.– Gilles PISON, *Les jumeaux en Afrique au Sud du Sahara : fréquence, statut social et mortalité*, 1987, 48 p.
- N° 10.– Philippe FARGUES, *La migration obéit-elle à la conjoncture pétrolière dans le Golfe ? L'exemple du Koweït*, 1987, 30 p.
- N° 9.– Didier BLANCHET, *Deux études sur les relations entre démographie et systèmes de retraite*, 1986, 26 p.
- N° 8.– Didier BLANCHET, *Équilibre malthusien et liaison entre croissances économique et démographique dans les pays en développement : un modèle*, 1986, 20 p.
- N° 7.– Jacques VALLIN, France MESLÉ et Alfred NIZARD, *Reclassement des rubriques de la 8ème révision de la Classification internationale des maladies selon l'étiologie et l'anatomie*, 1986, 56 p.
- N° 6.– Philippe FARGUES, *Un apport potentiel des formations sanitaires pour mesurer la mortalité dans l'enfance en Afrique*, 1986, 34 p.
- N° 5.– Jacques VALLIN et France MESLÉ, *Les causes de décès en France de 1925 à 1978*, 1986, 36 p.
- N° 4.– Graziella CASELLI, Jacques VALLIN, J. VAUPEL et A. YASHIN, *L'évolution de la structure par âge de la mortalité en Italie et en France depuis 1900*, 1986, 28 p.
- N° 3.– Paul PAILLAT, *Le vécu du vieillissement en 1979*, 1981, 114 p.
- N° 2.– Claude LÉVY, *Aspects socio-politiques et démographiques de la planification familiale en France, en Hongrie et en Roumanie*, 1977, 248 p.
- N° 1.– Georges TAPINOS, *Les méthodes d'analyse en démographie économique*, 1976, 288 p.