

La surmortalité des chômeurs : un effet catalyseur du chômage ?

Annie Mesrine*

Aux âges actifs, chômage ou inactivité s'accompagnent d'une surmortalité, pour les hommes comme pour les femmes. Dans les cinq ans qui suivent l'observation du chômage, le risque annuel de décès d'un homme chômeur est, à chaque âge, environ trois fois celui d'un actif occupé du même âge. La mortalité des chômeuses est environ le double, à âge égal, de la mortalité des actives occupées. L'excès de mortalité des inactifs est encore plus élevé. La surmortalité masculine est accentuée en cas de persistance du chômage ou de l'inactivité.

Les raisons de la surmortalité des chômeurs sont multiples : un état de santé déficient qui provoque le chômage, les conséquences financières et psychologiques du chômage de longue durée, le rôle « catalyseur » du chômage. Le statut matrimonial, le niveau de diplôme et le groupe socioprofessionnel expliquent également une part de ce surplus de mortalité des hommes chômeurs, mais jouent peu sur celui des femmes chômeuses.

Parmi les mères de famille âgées de 30 à 50 ans, les inactives sans diplôme ni qualification ont la mortalité la plus élevée, surtout si elles n'ont jamais exercé d'activité. Effet de sélection par la santé mise à part, l'exercice d'une activité ou la possession d'un diplôme ou d'une qualification joue un rôle intégrateur, il facilite l'accès à l'information portant sur la santé et la prévention, et contribue ainsi à la réduction du risque de mortalité.

* Annie Mesrine appartenait, au moment de la rédaction de cet article, à la division Enquêtes et études démographiques de l'Insee. Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Chômage ou inactivité s'accompagnent d'une surmortalité, pour les hommes comme pour les femmes. De nombreuses études le montrent en France et à l'étranger. En France, la mortalité d'un homme chômeur, entre 1975 et 1980, était deux fois et demie celle d'un actif occupé, la mortalité d'un homme inactif étant encore plus élevée (Desplanques, 1984). La surmortalité associée au chômage et à l'inactivité est moins marquée pour les femmes que pour les hommes. Doit-on pour autant en conclure que le chômage ou l'inactivité ont un effet néfaste sur la santé ? En fait, la causalité est difficile à établir.

La surmortalité des chômeurs peut provenir d'un effet de sélection par la santé : les personnes en bonne santé ont plus de chances d'occuper un emploi (*healthy worker effect*), les autres plus de risques de se retrouver au chômage ou en inactivité. Une santé déficiente, un handicap ou une incapacité pourrait

entraîner à la fois le chômage (ou l'inactivité) et un décès plus précoce.

Par ailleurs, la surmortalité est, en partie, due à un effet de structure : le chômage ou l'inactivité touche plus souvent des personnes sans diplôme ou des ouvriers dont la mortalité est supérieure à la moyenne.

Enfin, les situations ne sont pas figées une fois pour toutes. Un chômeur va retrouver un emploi, une femme inactive reprendre une activité. Les individus sont classés selon leur type d'activité à la date du recensement alors qu'ils ont pu en changer au cours de la période du suivi.

Les différences de mortalité constatées doivent donc s'interpréter en tenant compte de facteurs « cachés » comme l'état de santé, de facteurs structurels, comme le milieu social, et de la plus ou moins grande stabilité des situations professionnelles (cf. encadré 1).

Encadré 1

LES DONNÉES ET LA MÉTHODE UTILISÉE

Deux échantillons longitudinaux

Les résultats sont obtenus à partir de deux échantillons longitudinaux qui contiennent notamment des données individuelles issues d'une part de recensements de la population et d'autre part de l'état civil, dont les décès jusqu'en 1995.

L'un de ces échantillons est l'*Échantillon démographique permanent* (EDP). Cet échantillon contient, pour des individus repérés par leur jour de naissance (quatre jours de l'année), des données issues des recensements depuis 1968 et des données d'état civil, dont le décès éventuel. Aucune information sur la cause de décès n'est disponible.

On a utilisé pour cette étude les données suivantes des recensements de 1975, 1982 et 1990 :

- le type d'activité au moment du recensement (inactif, chômeur, actif occupé) ;
- le niveau de diplôme (sans diplôme, BEPC ou équivalent, baccalauréat ou équivalent, diplôme obtenu deux années après le baccalauréat, diplôme obtenu trois années ou plus après le baccalauréat) ;
- le groupe socioprofessionnel des actifs occupés et des chômeurs ayant déjà travaillé (agriculteur, artisan, commerçant ou chef d'entreprise, cadre ou profession libérale, profession intermédiaire, employé, ouvrier).

L'autre échantillon est un sous-échantillon de l'enquête sur la mortalité *la plus récente* (1982) qui a été enquêté

dans le cadre de l'enquête *Famille*. Complétée par les décès, l'enquête *Famille* offre, pour les femmes enquêtées, des informations rétrospectives sur leurs parcours professionnel et familial, ainsi que sur leur origine sociale. En particulier, on sait si une femme inactive au moment de l'enquête a ou non exercé une profession avant et si oui laquelle ; on connaît la profession du mari et celle des parents de l'épouse lorsqu'elle avait dix ans. L'information sur le niveau de diplôme n'est complète que pour le quart des individus. Cette enquête concernait les femmes âgées de 18 à 64 ans. L'échantillon est aréolaire.

L'étude porte sur les Français nés en France métropolitaine (c'est-à-dire départements et territoires d'outre-mer exclus), pour lesquels le relevé des décès est de bonne qualité.

Un modèle de durée

Malgré la taille des sous-échantillons de personnes d'âge actif (de 40 000 à 100 000 selon l'échantillon), les effectifs sont trop faibles pour le calcul d'indicateurs de niveau absolu de la mortalité (du type SMR ou *standardized mortality ratio*). Les commentaires s'appuient sur le risque relatif de mortalité, qui mesure la mortalité des chômeurs ou des inactifs relativement à celle des actifs occupés. Il est déduit d'un modèle de durée. Le modèle postule que la probabilité de décès d'un individu à un instant t dépend de son âge à l'instant t et de ses caractéristiques sociales de début de période (par exemple, groupe socioprofessionnel, niveau de diplôme, type d'activité). Le rapport des probabilités de



La mortalité d'un chômeur est trois fois supérieure à celle d'un actif occupé du même âge, celle d'une chômeuse deux fois supérieure

Le chômage n'est pas une situation permanente. La moitié des hommes de 30 à 49 ans

chômeurs en 1982 occupait un emploi en 1990. Cependant, le quart était encore ou de nouveau au chômage en 1990 et un sur huit était inactif (cf. tableau 1-A). Une femme sur quatre du même âge et chômeuse en 1982, soit le double, était inactive en 1990 (cf. tableau 1-B). Autre différence notable

Tableau 1

Type d'activité aux recensements de 1982 et de 1990

A - Hommes

En %

Activité en 1982	Activité en 1990					
	Actif occupé	Chômeur	Inactif (1)	Retraité	Activité inconnue	Non recensé (2)
Actif occupé	86	4	2	4	0	4
Chômeur	50	26	13	1	0	10
Inactif (1)	27	5	50	7	2	9

1. Hors retraités, étudiants et militaires du contingent.
2. Ou homme pour lequel les bulletins du recensement n'ont pu être appariés à l'échantillon.

Champ : Français, âgés de 30 à 49 ans en 1982, dont le décès n'a pas été relevé au 1^{er} avril 1990.

Hommes recensés en 1982, nés en France métropolitaine.

Source : Échantillon démographique permanent, Insee.

B - Femmes

En %

Activité en 1982	Activité en 1990					
	Active occupée	Chômeuse	Inactive (1)	Retraîtée	Activité inconnue	Non recensée (2)
Active occupée	80	5	8	3	0	4
Chômeuse	47	22	24	1	0	6
Inactive (1)	26	6	63	1	0	4

1. Hors retraitées et étudiantes
2. Ou femme pour laquelle les bulletins du recensement n'ont pu être appariés à l'échantillon.

Champ : Françaises, âgées de 30 à 49 ans en 1982, dont le décès n'a pas été relevé au 1^{er} avril 1990.

Femmes recensées en 1982, nées en France métropolitaine.

Source : Échantillon démographique permanent, Insee.

Encadré 1 (fin)

décès de deux individus du même âge (risque relatif de mortalité) est supposé ne pas varier avec l'âge et ne dépendre que des caractéristiques sociales respectives des individus.

Plus précisément, pour un individu i à la date t , le risque de mortalité $h_i(t)$ s'écrit :

$$h_i(t) = a_0(t) \exp(b_1 x_{i1} + \dots + b_k x_{ik})$$

La variable dépendante est la durée d'observation en année, depuis le début du suivi jusqu'au décès, durée qui est tronquée lorsque le décès n'intervient pas pendant la période de suivi. Une année donnée, âge révolu et génération sont équivalents : par exemple, avoir 30 ans révolus au 1^{er} janvier 1982 signifie être de la génération 1951. La variable « âge » à la date t est introduite dans le modèle comme une des variables explicatives et elle est représentée par au plus cinq tranches de générations dont l'amplitude est de sept ans.

Pour chaque variable, on choisit une modalité de référence en fixant à 1 le risque de mortalité associé à cette modalité. Le risque de mortalité associé à une autre

modalité de la même variable lui est relatif. Sa valeur représente le risque de mortalité associé à cette modalité comparé au risque de mortalité de la modalité de référence, à *modalités identiques des autres variables*. Prenons l'exemple d'un modèle comportant l'âge et le type d'activité comme variables explicatives. Si la situation d'actif occupé est choisie comme modalité de référence pour le type d'activité au recensement de 1990, le modèle donne pour les hommes de 1990 à 1995 un risque relatif de mortalité de 5,1 pour les inactifs et de 3,1 pour les chômeurs. Ceci signifie que, de 1990 à 1995, le risque annuel de mortalité d'un homme inactif est cinq fois supérieur à celui d'un actif occupé *du même âge* et de 65 % supérieur à celui d'un chômeur *du même âge* (5,1 divisé par 3,1).

Pour autant, il ne faut pas en déduire que la probabilité annuelle de décès d'un inactif est durant toute sa vie d'âge actif (de 30 à 64 ans) égale à cinq fois celle d'un actif occupé du même âge. Cette valeur est une valeur « moyenne », obtenue sur une période quinquennale bien précise, consécutive à l'observation de l'inactivité lors d'un recensement. Elle ne peut s'appliquer durant les 35 ans d'âge actif.

entre les deux sexes : parmi les hommes chômeurs ou inactifs en 1982, la part de ceux qui n'ont pas été recensés en 1990 (10 %) (1) est deux fois plus importante que parmi les actifs occupés ou les femmes, ce qui pourrait être interprété comme un signe de marginalisation et/ou de précarité.

Dans les cinq ans qui suivent l'observation du chômage, le risque annuel de mortalité d'un homme chômeur est environ trois fois celui d'un actif occupé du même âge (cf. tableau 2-A). Sur la période 1975-1995, ce rapport fluctue autour de cette valeur avec une assez faible amplitude : de 2,7 à 3,2. Pour les femmes, le chômage est associé à une surmortalité moins marquée que pour les hommes (cf. tableau 2-B). Dans les cinq ans qui suivent l'observation du chômage, la mortalité des chômeuses était presque le double de celle des actives occupées du même âge, de 1982 à 1987 comme de 1990 à 1995.

Une part de la surmortalité des chômeurs est due à des effets de structure. En effet, chômage, niveau de diplôme et groupe socioprofessionnel sont liés : par exemple, le chômage touche davantage les non-diplômés et les ouvriers dont la mortalité est, par ailleurs, plus forte. Lorsqu'on neutralise les effets du diplôme et du groupe socioprofessionnel, la

surmortalité de ceux qui ont connu le chômage subsiste. De 1990 à 1995, le risque de mortalité des chômeurs en 1990 comparé, à âge égal, à celui des actifs occupés en 1990 passe de 3,1 à 2,7 lorsque diplôme et groupe socioprofessionnel sont pris en compte, soit une diminution de 13 % (cf. tableau 3-A). L'ajout du statut matrimonial accentue la baisse, mais le niveau relatif reste élevé : à diplôme, groupe socioprofessionnel, statut matrimonial et âge égaux, l'excès de mortalité des chômeurs s'établit à 2,3, soit une baisse de 25 % par rapport au niveau initial. Pour les femmes, à l'inverse, la prise en compte des mêmes caractéristiques personnelles (groupe socioprofessionnel, niveau de diplôme et statut matrimonial) est quasiment sans effet sur le risque relatif de mortalité des chômeuses (cf. tableau 3-B). Ce résultat rejoint celui observé en Finlande où la surmortalité des chômeuses diminue moins que celle des chômeurs lorsqu'on contrôle par l'âge, le niveau de diplôme, le groupe socioprofessionnel et le statut matrimonial : respectivement de 10 % et de 20 à 30 % (Martikainen et Valkonen, 1996).

1. Ce chiffre inclut les individus qui ont été recensés mais dont le bulletin individuel n'a pu être apparié à l'échantillon. Cette possibilité de non-appariement existe pour tous les individus, il est significatif en soi que les non-recensés ou non-appariés soient deux fois plus nombreux parmi ceux qui étaient chômeurs ou inactifs au recensement précédent.

Tableau 2

Risque de mortalité des inactifs et des chômeurs comparé au risque des actifs ayant un emploi

A - Hommes

	1975-1980 (situation en 1975)	1982-1987 (situation en 1982)	1990-1995 (situation en 1990)	1990-1995 (situation en 1982)
Actifs occupés	1	1	1	1
Inactifs	3,5	4,3	5,1	3,1
Chômeurs	3,2	2,7	3,1	1,9

Lecture : entre 1982 et 1987, les hommes de 30 à 64 ans, chômeurs en 1982, ont, à tout âge, une probabilité de décès 2,7 fois plus forte que les actifs du même âge qui ont un emploi.

Champ : hommes âgés de 30 à 64 ans au 1^{er} janvier de l'année d'observation de l'inactivité ou du chômage, français nés en France métropolitaine, hors retraités, étudiants et militaires du contingent.

Source : Échantillon démographique permanent, Insee.

B - Femmes

	1975-1980 (situation en 1975)	1982-1987 (situation en 1982)	1990-1995 (situation en 1990)	1990-1995 (situation en 1982)
Actives occupées	1	1	1	1
Inactives	1,4	2,0	2,5	1,4
Chômeuses	1,5	1,9	1,9	1,3

Lecture : entre 1982 et 1987, les femmes de 30 à 64 ans chômeuses en 1982, ont, à tout âge, une probabilité de décès 1,9 fois plus forte que les actives du même âge qui ont un emploi.

Champ : femmes âgées de 30 à 64 ans au 1^{er} janvier de l'année d'observation de l'inactivité ou du chômage, françaises nées en France métropolitaine, hors retraitées et étudiantes.

Source : Échantillon démographique permanent, Insee.

Chômage causé par une santé altérée...

L'écart de mortalité entre les hommes ou les femmes chômeurs une année donnée et ceux et celles qui occupent un emploi à la même date s'atténue au fil du temps mais il reste néanmoins significatif. Comparé à celui des actifs occupés en 1982, le risque de mortalité des chômeurs de 1982, qui est presque le triple à âge égal entre 1982 et 1987, reste encore à peu près le double huit ans plus tard entre 1990 et 1995. Le risque de mortalité des chômeuses de 1982, qui est environ deux fois celui des actives occupées de 1982 durant la période 1982-1987, passe à moins d'une fois et demie entre 1990 et 1995. Ce résultat est la conséquence de la sélection par la santé. En effet, les chômeurs qui avaient quitté leur emploi avec un risque vital menacé à court terme ont disparu, dans le même temps certains actifs occupés sont tombés malades : l'écart de mor-

talité entre les deux groupes diminue avec les années.

Un autre effet de la sélection par la santé est le lien entre variations du taux de chômage et variations de l'excès de mortalité des chômeurs. Cet effet peut s'exercer selon deux mécanismes. Selon le premier mécanisme, une augmentation du chômage s'accompagne d'une diminution de la surmortalité relative des chômeurs ; selon le second, une augmentation du chômage s'accompagne d'une augmentation de cette surmortalité.

Selon le premier mécanisme, la surmortalité associée au chômage pourrait diminuer au fur et à mesure que les chômeurs deviennent plus nombreux. En effet, la montée du chômage touche en premier les individus les moins qualifiés ou les plus fragiles, puis s'étend à des catégories moins exposées. L'écart de mortalité

Tableau 3

Mortalité des chômeurs comparée à celle des actifs occupés avant et après contrôle (1990-1995)

A - Hommes

Modèle	Variables	P (1)	Modalités	Risque de mortalité
Chômage	chômage	0,0001	chômeur actif occupé	3,1 1
Chômage + groupe socioprofessionnel + diplôme	chômage groupe social diplôme	0,0001 0,0002 0,0037	chômeur actif occupé	2,7 1
Chômage + groupe socioprofessionnel + diplôme + statut matrimonial	chômage groupe social diplôme statut matrimonial	0,0001 0,0008 0,0137 0,0001	chômeur actif occupé	2,3 1
1. La probabilité P mesure la significativité du test.				

Champ : hommes recensés en 1990, français nés en France métropolitaine, actifs âgés de 30 à 64 ans révolus en 1990, hors retraités, militaires du contingent et étudiants.

Effectifs : 43 482

Source : Échantillon démographique permanent, Insee.

B - Femmes

Modèle	Variables	P (1)	Modalités	Risque de mortalité
Chômage	chômage	0,0001	chômeuse active occupée	1,9 1
Chômage + groupe socioprofessionnel + diplôme	chômage groupe social diplôme	0,0004 0,0739 0,9089	chômeuse active occupée	1,8 1
Chômage + groupe socioprofessionnel + diplôme + statut matrimonial	chômage groupe social diplôme statut matrimonial	0,0005 0,0971 0,9279 0,0010	chômeuse active occupée	1,8 1
1. La probabilité P mesure la significativité du test.				

Champ : femmes recensées en 1990, françaises nées en France métropolitaine, actives âgées de 30 à 64 ans révolus en 1990, hors retraitées et étudiantes.

Effectifs : 34 283

Source : Échantillon démographique permanent, Insee.

entre chômeurs et actifs occupés diminue lorsque le chômage augmente car les disparités de santé entre les deux groupes s'atténuent. Cette baisse de la surmortalité des chômeurs a été observée en Finlande, pour les hommes comme pour les femmes, en période d'accroissement rapide du chômage (Martikainen et Valkonen, 1996). Dans ce pays, le taux de chômage a fortement augmenté au début des années 90 : de 5 % à la fin des années 80, il a atteint 15 % en 1992 et 19 % en 1994. Dans le même temps, la surmortalité des chômeurs a diminué. Parmi les hommes en emploi depuis 1987, le surcroît de mortalité des chômeurs par rapport aux actifs occupés a été 40 % moins fort dans l'année qui a suivi le chômage parmi ceux qui ont été pour la première fois au chômage en 1992 que parmi ceux qui l'ont été pour la première fois en 1990. La surmortalité des femmes entre les deux dates a baissé de 20 % (2).

En France, le même phénomène est observé pour les hommes durant la décennie 1975-1985. Ainsi, entre les années 70 et 80, la surmortalité des hommes chômeurs par rapport aux hommes actifs occupés est passée de 3,2 à 2,7 alors que la proportion de chômeurs parmi les hommes d'âge actif passait de 1,5 % à 3,5 %.

Le lien entre variations du taux de chômage et variations de la surmortalité des chômeurs s'inverse durant la décennie suivante. Au début des années 90, bien que le chômage ait continué à augmenter (5,5 % de chômeurs parmi les hommes d'âge actif), la mortalité relative des chômeurs s'est légèrement accrue pour retrouver son niveau de 1975. Le résultat se confirme par groupe socioprofessionnel : dans chaque catégorie, la surmortalité des chômeurs est au moins aussi élevée entre 1990 et 1995 qu'entre 1982 et 1987 alors que la proportion de chômeurs y est généralement plus forte (cf. tableau 4-A).

Ce constat semble aller à l'encontre de l'hypothèse de sélection. En fait, tout dépend de la manière dont la sélection agit. Dans le processus décrit plus haut, l'écart de mortalité entre actifs occupés et chômeurs diminue car, lorsque le chômage s'étend, des individus en bonne santé perdent leur emploi et se retrouvent chômeurs. Un autre processus d'éviction peut jouer : des individus en mauvaise santé quittent l'emploi pour le chômage ou l'inactivité. L'écart de mortalité entre actifs occupés et chômeurs augmente car les actifs occupés sont globalement en meilleure santé. Saurel-

Cubizolles *et al.* (1999) montre que ce processus d'éviction a été à l'œuvre en France entre 1990 et 1995. Parmi les salariés occupant un emploi en 1990, ceux atteints d'une maladie invalidante ont été ultérieurement plus exposés au chômage, surtout les travailleurs manuels appelés à des travaux pénibles. Les maladies invalidantes ne présentent pas, la plupart du temps, de risque vital mais les plus usés physiquement par leur travail sont sans doute aussi les premiers privés de leur emploi. Cela pourrait expliquer, en partie, l'augmentation de la surmortalité relative des chômeurs ouvriers entre 1985 et 1995. Dans les autres catégories socioprofessionnelles où les contraintes physiques du travail existent moins, l'augmentation du surplus de mortalité des chômeurs entre ces deux dates s'explique moins bien par ce biais.

... ou santé altérée par le chômage ?

Le chômage peut être cause d'une part de l'excès de mortalité des chômeurs et l'évolution constatée entre 1985 et 1995 peut traduire une aggravation relative des conditions de vie des chômeurs entre 1990 et 1995.

Le chômage peut être la cause d'une part du surcroît de mortalité des chômeurs. La pauvreté relative, l'isolement social et la perte d'estime de soi, l'adoption de comportements à risque pour la santé, l'impact du chômage sur la nature de l'emploi ultérieur (plus précaire ou plus risqué) en seraient les vecteurs. La diminution de leurs revenus conduit les chômeurs à modifier leur mode de vie d'autant plus profondément que le chômage dure : dans ce dernier cas, les restrictions de dépense touchent l'alimentation (Fournier *et al.*, 1984 ; Portier *et al.*, 1990). Le manque de moyens financiers joint à l'isolement social restreint leur accès aux soins de santé alors qu'ils sont en moins bonne santé que l'ensemble de la population. La persistance du chômage s'accompagne souvent de troubles psychologiques qui peuvent amener à des comportements à risque (alcoolisme, tabagisme, etc.), et, dans les cas extrêmes, au suicide.

L'évolution constatée entre 1985 et 1995 peut alors traduire une aggravation relative des conditions de vie des chômeurs entre 1990 et

2. Les auteurs ont éliminé une partie des effets de structure : âge, niveau de diplôme, catégorie socioprofessionnelle, statut matrimonial.

1995. Le chômage de longue durée s'est étendu et ses conséquences psychologiques et financières se sont accrues. L'indemnisation du chômage est plus restrictive depuis 1992 et est nettement moins favorable aux salariés qui ont peu cotisé. Lorsque les chômeurs retrouvent du travail, c'est plus souvent un travail temporaire. Leur insertion dans le monde du travail est plus incertaine et le niveau de leurs revenus plus faible. Selon une étude sur les relations entre revenus et mortalité aux États-Unis, plus les revenus sont bas ou instables, plus la mortalité à âge égal est élevée, même en tenant compte d'une incapacité initiale (McDonough, 1997).

L'évolution de la surmortalité des chômeuses entre 1975 et 1995 est plus difficile à interpréter. Elle varie selon les groupes socioprofessionnels (cf. tableau 4-B). Depuis 1975, la surmortalité relative des chômeuses ouvrières diminue parallèlement à l'augmentation de la part des chômeuses dans ce groupe. En revanche, la surmortalité relative des chômeuses employées a augmenté de 1975 à 1985, ainsi que celle des chômeuses cadres ou membres des professions libérales ou intermédiaires de 1985 à 1995. Bien que d'une

manière difficile à définir, ceci est sans doute à relier avec l'augmentation de l'activité féminine : parmi les femmes de 30 à 64 ans, la part des actives (en emploi ou au chômage) est passée de 50 % en 1975 à 60 % en 1982 et à 70 % en 1990.

La persistance du chômage ou de l'inactivité accroît la surmortalité

On peut penser que s'il y a effet du chômage sur la santé, celui-ci se fait d'autant plus sentir lorsque cette situation perdure : ses impacts psychologique et financier ont alors le temps de jouer pleinement. À l'inverse, si une santé déficiente est à l'origine du chômage, la permanence de celle-ci peut s'accompagner à la fois d'une surmortalité aggravée et d'un chômage durable.

De fait, parmi les hommes chômeurs ou inactifs en 1982, ceux qui ont retrouvé un emploi en 1990 ont une probabilité de décès significativement plus faible que ceux du même âge qui sont encore ou de nouveau chômeurs ou inactifs : comparé à celui des actifs occupés aux deux dates, le risque relatif de mortalité

Tableau 4

Risque de mortalité des chômeurs comparé à celui des actifs occupés selon le groupe socio-professionnel en début de période

A - Hommes

	1975-1980 (situation en 1975)	1982-1987 (situation en 1982)	1990-1995 (situation en 1990)
Cadre ou profession intermédiaire	1,3 (n.s.)	2,6	2,7
Employé	2,3	1,8	3,2
Ouvrier	3,4	2,5	2,9
Ensemble des groupes	3,2	2,7	3,1
n.s. : non significativement différent du risque de mortalité d'un actif occupé du même groupe socioprofessionnel au seuil de 5 %.			

Lecture : entre 1982 et 1987, les ouvriers de 30 à 64 ans, chômeurs en 1982, ont, à tout âge, une probabilité de décès 2,5 fois plus forte que les ouvriers du même âge qui ont un emploi.

Champ : hommes âgés de 30 à 64 ans au 1^{er} janvier de l'année d'observation de l'inactivité ou du chômage, français nés en France métropolitaine, hors retraités, étudiants et militaires du contingent.

Source : Échantillon démographique permanent, Insee.

B - Femmes

	1975-1980 (situation en 1975)	1982-1987 (situation en 1982)	1990-1995 (situation en 1990)
Cadre ou intermédiaire	1,8 (n.s.)	1,4 (n.s.)	4,9
Employée	1,0 (n.s.)	1,8	1,6
Ouvrière	2,3	1,8 (n.s.)	1,6 (n.s.)
Ensemble des groupes	1,5	1,9	1,9
n.s. : non significativement différent du risque de mortalité d'une active occupée du même groupe socioprofessionnel au seuil de 5 %.			

Lecture : entre 1982 et 1987, les employées de 30 à 64 ans, chômeuses en 1982, ont, à tout âge, une probabilité de décès 1,8 fois plus forte que les employées du même âge qui ont un emploi.

Champ : femmes âgées de 30 à 64 ans au 1^{er} janvier de l'année d'observation de l'inactivité ou du chômage françaises nées en France métropolitaine, hors retraitées et étudiantes.

Source : Échantillon démographique permanent, Insee.

des premiers vaut 2,7 contre 5,2 pour le risque des seconds (cf. tableau 5-A). Pour ceux qui retrouvent rapidement un emploi, l'effet du chômage sur la santé doit être plus limité, sauf si les allers et retours entre emploi et chômage se multiplient. Ceux qui se sont retirés du marché du travail (découragement, raison de santé, accident) ont des risques de mortalité plus élevés. Néanmoins, si les chômeurs en 1982 qui ont retrouvé un emploi en 1990 ont une mortalité plus faible que ceux qui sont encore ou de nouveau sans emploi, leur surmortalité reste forte (risque relatif égal à 2,7). De plus, elle n'est pas significativement différente de celle des hommes qui, actifs occupés en 1982, n'ont plus d'emploi en 1990, qu'ils soient chômeurs, inactifs ou préretraités (risque relatif égal à 3,1). Au total, ce qui différencie significativement la mortalité d'un homme selon son type d'activité en 1982 et 1990 est son appartenance à l'un des trois groupes suivants : avoir occupé un emploi aux deux dates, avoir été sans emploi à une seule des deux dates, avoir été sans emploi aux deux dates.

Des résultats proches, mais sur une période plus courte, ont été observés en Finlande sur le lien entre mortalité et persistance du chômage. Martikainen et Valkonen (1996) ont comparé la mortalité des hommes et des femmes selon leur situation vis-à-vis de l'emploi aux trois dates 1987-1989, 1990 et 1991. La surmortalité masculine est d'autant plus forte que le chômage est continu ou les épisodes de chômage plus nombreux, à âge, niveau de diplôme, groupe socioprofessionnel et statut matrimonial égaux. Les variations sont plus faibles pour les femmes.

Le chômage comme catalyseur ?

Si l'effet de sélection est indéniable et ne doit pas être sous-estimé, l'effet direct du chômage sur la santé semble également de nature à expliquer l'accentuation de la surmortalité des chômeurs entre 1990 et 1995 ainsi que son intensité en cas d'exclusion permanente de l'emploi. Les échantillons longitudinaux ne permettent pas, en France, d'éliminer l'effet de

Tableau 5
Mortalité entre 1990 et 1995 selon les types d'activité en 1982 et 1990

A - Hommes

Activité en 1982	Activité en 1990	Risque relatif de mortalité	Répartition (en %)
Actif occupé	Actif occupé	1	84
Actif occupé	Chômeur ou inactif (1)	3,1	11
Chômeur ou inactif	Actif occupé	2,7	2
Chômeur ou inactif	Chômeur ou inactif (1)	5,2	3
1. Y compris préretraité en 1990.			

Remarque : le risque relatif de mortalité d'un homme qui est actif occupé en 1982 et chômeur ou inactif en 1990 (3,1) n'est pas significativement différent (au seuil de 5 %) de celui d'un homme qui est chômeur ou inactif en 1982 et actif occupé en 1990 (2,7).

Champ : hommes recensés en 1982 et en 1990, âgés de 30 à 50 ans en 1982.

Effectifs : 27 901

Source : Échantillon démographique permanent, Insee.

B - Femmes

Activité en 1982	Activité en 1990	Risque relatif de mortalité	Répartition (en %)
Active occupée	Active occupée	1	50
Active occupée	Inactive (1)	2,2	8
Inactive	Active occupée	0,8	9
Inactive	Inactive (1)	2,2	24
1. Y compris préretraitée en 1990.			

Remarque : le risque de mortalité d'une femme qui est inactive en 1982 et active occupée en 1990 (0,8) n'est pas significativement différent (au seuil de 5 %) de celui d'une femme qui est active occupée en 1982 et en 1990.

Champ : femmes recensées en 1982 et en 1990, âgées de 30 à 50 ans en 1982.

Effectifs : 29 060

Source : Échantillon démographique permanent, Insee.

l'état de santé antérieur au chômage. Une étude menée au Royaume-Uni a pu prendre ce dernier en compte (Morris *et al.*, 1994) : 6 000 hommes âgés de 40 à 59 ans en emploi continu depuis au moins cinq ans ont subi un examen médical en 1978-1980. Cinq ans après, ils ont été interrogés sur leur situation vis-à-vis de l'emploi depuis l'examen. La mortalité de l'échantillon a été suivie jusqu'en 1990. Ce dispositif a permis de mesurer la mortalité des chômeurs compte tenu de leur état de santé initial et de l'existence de facteurs de risque pour la santé (tabagisme, consommation d'alcool, poids). Une fois éliminé l'effet de ces facteurs et de facteurs socio-économiques (ville, classe sociale), la surmortalité des hommes qui ont connu un épisode de chômage n'a baissé que de 10 % (de 2,13 à 1,95). Ce résultat plaide en faveur d'un effet du chômage sur la santé.

Le seul argument que les auteurs voient à l'encontre de cette conclusion est que le surcroît de mortalité est du même ordre de grandeur pour les décès par cancer que pour ceux par maladie cardiovasculaire : ils jugent peu probable que le chômage soit cause d'un cancer sur une aussi courte durée de suivi.

C'est sans doute qu'au-delà de son effet direct sur la santé, le chômage peut jouer le rôle d'un *catalyseur*. L'instabilité financière et psychologique qui l'accompagne peut mettre à jour ou raviver des fragilités latentes. En l'absence de chômage, ces fragilités ne se manifestent pas, elles n'altèrent pas la santé et elles ne sont pas de nature à provoquer la perte de l'emploi. En cas de rupture comme le chômage, une fragilité psychologique sans inconvénient en période de travail et de vie stables peut s'aggraver jusqu'à la dépression, une fragilité physique peut empirer jusqu'à la maladie. Le chômage ne cause l'altération de la santé qu'en liaison avec la composante personnelle qu'est l'histoire du chômeur (familiale, médicale, sociale) : c'est un catalyseur. Cette aggravation a d'autant plus de risques de se réaliser si, comme durant la décennie 90, le chômage est suivi par l'exercice d'emplois temporaires ou s'il devient récurrent. On assiste alors à des *processus cumulatifs* où des risques en appellent d'autres. Un décès prématuré peut en être la résultante.

La surmortalité des hommes inactifs : essentiellement un effet de sélection

L'inactivité (hors retraite) est une situation peu fréquente pour un homme : entre 30 et

64 ans, 3,5 % des hommes étaient inactifs en 1990. Mais cette situation est souvent durable : parmi les hommes inactifs de 30 à 49 ans en 1982, la moitié l'étaient encore ou de nouveau en 1990. Un homme est inactif essentiellement à cause d'une santé altérée, d'un handicap ou d'une incapacité. De manière logique, l'inactivité s'accompagne d'une surmortalité plus forte que celle des chômeurs.

Les inactifs sont plus souvent sans diplôme et célibataires que les actifs occupés. Éliminer une part de l'effet de structure imputable au niveau de diplôme fait baisser la surmortalité des inactifs de 10 % (cf. tableau 6-A). Entre 1990 et 1995, la mortalité des inactifs, compte tenu du diplôme, reste plus de quatre fois plus forte que celle des actifs occupés. Après élimination de l'effet du statut matrimonial, elle reste plus du triple de la mortalité des actifs.

Comme pour les hommes au chômage, la surmortalité des inactifs en 1982 comparée à celle des actifs occupés en 1982 s'atténue au fil du temps. La diminution est cependant un peu plus faible, compte tenu de la plus forte persistance de l'inactivité chez les hommes : le risque de mortalité des inactifs de 1982, qui était quatre fois supérieur à celui des actifs occupés du même âge entre 1982 et 1987, passe à trois fois celui-ci huit ans plus tard entre 1990 et 1995 (cf. tableau 2-A).

Plus difficile à interpréter que la fluctuation observée pour les chômeurs, l'aggravation de la surmortalité des inactifs par rapport aux actifs occupés est continue de 1975 à 1995 : le risque relatif, de 3,5 entre 1975 et 1980, passe à 5,1 entre 1990 et 1995.

La surmortalité des femmes inactives, moins élevée...

Pour les femmes comme pour les hommes, l'inactivité est associée à une surmortalité mais moins marquée que pour ces derniers. L'image la plus courante associée à l'inactivité d'une femme est celle d'une femme mariée qui reste au foyer pour élever ses enfants et s'occuper de sa maison, *a priori* à l'abri du stress et de la pénibilité qui peuvent être liés à l'exercice d'une profession. Leur surmortalité pourrait donc paraître surprenante. Elle n'était pas observée au début du siècle où la mortalité aux âges actifs des femmes sans profession était à peu près du même niveau que celle des femmes actives (Huber, 1912). Pour

les hommes, la mortalité des inactifs était, comme maintenant, supérieure à celle des actifs. L'inactivité féminine était alors plutôt le fait des milieux aisés. De nos jours, avec la généralisation du travail des femmes, l'inactivité féminine a changé de caractéristiques (cf. encadré 2). Ce changement est perceptible au travers de la mortalité.

Entre 1990 et 1995, la mortalité des femmes âgées de 30 à 64 ans qui étaient inactives en 1990 était, à chaque âge, deux fois et demie supérieure à celle des actives occupées à cette date, contre cinq fois chez les hommes (cf. tableau 2-B). Elle est légèrement supérieure à celle des chômeuses durant la même période (1,9) alors que l'écart entre le risque de mortalité des hommes inactifs et celui des hommes chômeurs est beaucoup plus important.

Pour les femmes inactives de 30 à 64 ans, comme pour les chômeuses, la prise en compte du niveau de diplôme et du statut matrimonial n'a quasiment pas d'effet apparent sur le risque relatif de mortalité (cf. tableau 6-B). C'est l'inverse qui est observé pour les hommes chômeurs ou inactifs.

Parmi les femmes non mariées, l'inactivité en 1982 s'accompagne d'une surmortalité plus forte que celle constatée parmi les femmes mariées. Leur risque de mortalité entre 1982 et 1987 était à chaque âge presque quatre fois plus fort (3,8) que celui des actives occupées non mariées, un rapport proche de celui observé chez les hommes (4,3) durant la même période. Entre 1990 et 1995, le surcroît de mortalité par rapport aux actives occupées est similaire entre femmes mariées et non mariées (respectivement 2,5 et 3,3), ce qui

Tableau 6
Mortalité des inactifs comparée à celle des actifs occupés avant et après contrôle (1990-1995)
A - Hommes

Modèle	Variables	P (1)	Modalités	Risque de mortalité
Inactivité	inactivité	0,0001	inactif <i>actif occupé</i>	4,9 1
Inactivité + diplôme	inactivité	0,0001	inactif <i>actif occupé</i>	4,4 1
	diplôme	0,0001		
Inactivité + diplôme + statut matrimonial	inactivité	0,0001	inactif <i>actif occupé</i>	3,7 1
	diplôme	0,0001		
	statut matrimonial	0,0001		

1. La probabilité P mesure la significativité du test.

Champ : hommes recensés en 1990, français nés en France métropolitaine, âgés de 30 à 64 ans révolus en 1990, non chômeurs, hors retraités, militaires du contingent, étudiants et chômeurs.

Effectifs : 42 636

Source : Échantillon démographique permanent, Insee.

B - Femmes

Modèle	Variables	P (1)	Modalités	Risque de mortalité
Inactivité	inactivité	0,0001	inactive <i>active occupée</i>	2,5 <i>1</i>
Inactivité + diplôme	inactivité	0,0001	inactive <i>active occupée</i>	2,4 <i>1</i>
	diplôme	0,2115		
Inactivité + diplôme + statut matrimonial	inactivité	0,0001	inactif <i>active occupée</i>	2,6 <i>1</i>
	diplôme	0,2212		
	statut matrimonial	0,0001		
1. La probabilité P mesure la significativité du test.				

Champ : femmes recensées en 1990, françaises nées en France métropolitaine, âgées de 30 à 64 ans révolus en 1990, non chômeuses, hors retraitées, étudiantes et chômeuses, hors retraitées, étudiantes et chômeuses.

Effectifs : 46 146

Source : Échantillon démographique permanent, Insee.

peut être une conséquence de la diffusion de la vie en couple hors mariage. En 1982 comme en 1990, l'inactivité est moitié moins fréquente pour les femmes non mariées que pour les femmes mariées, tout en étant cinq fois plus fréquente que pour les hommes : en 1990, le taux d'inactifs entre 30 et 64 ans est respectivement de 18,5 %, 35 % et 3,5 % pour ces trois catégories. L'inactivité a un effet plus néfaste et elle est de plus mauvais augure parmi les femmes qui vivent seules. Sans doute le surplus de mortalité est-il encore plus élevé et le taux d'inactivité plus bas chez les femmes non mariées qui vivent sans conjoint.

... s'explique, en partie, par des raisons de santé...

Une part de cette surmortalité est due à des raisons de santé. Deux résultats le confirment. Tout d'abord, à âge égal, la mortalité de celles qui étaient inactives en 1982 s'est rapprochée au fil du temps de celle des actives occupées à cette date. Huit ans après, en 1990, les plus gravement malades ont disparu ; les autres ont retrouvé une meilleure santé, une part a repris le travail ; parallèlement, l'état de santé d'une part des actives occupées s'est détérioré.

Enfin, le surplus de mortalité des inactives augmente de 1975 à 1995, en parallèle à la diminution du taux d'inactivité. Au fur et à mesure que l'inactivité devient moins fréquente, le poids des femmes de santé fragile augmente parmi les inactives.

Une part des femmes qui cessent leur activité le fait pour raison de santé, une autre pour raisons familiales. Reprendre le travail est pour les premières le signe d'une amélioration, pour les secondes la fin d'une parenthèse sans conséquences sur leur santé. Une inactivité passée est ainsi sans influence sur le niveau de mortalité : entre 1990 et 1995, le risque annuel de décès d'une femme inactive en 1982 qui occupe un emploi en 1990 n'est pas significativement distinct de celui d'une active occupée aux deux dates (cf. tableau 5-B). Une inactivité récente s'accompagne du même niveau de mortalité qu'une inactivité durable. Ce qui différencie la mortalité des femmes entre 1990 et 1995 est leur situation au regard de l'inactivité ou de l'emploi en 1990 indépendamment de leur situation en 1982 : les femmes inactives en 1990 ont la même mortalité qu'elles aient été inactives ou non en 1982 ; de même, les actives occupées en 1990 ont la même mortalité qu'elles aient été inactives ou non en 1982.

Encadré 2

LES FEMMES INACTIVES

L'inactivité est beaucoup plus répandue parmi les femmes que parmi les hommes. Par exemple, en 1990, entre 30 et 64 ans, trois femmes sur dix étaient inactives contre trois hommes sur cent (cf. tableau A). Cependant, de 1975 à 1995, la proportion des inactives parmi les femmes âgées de 30 à 64 ans, retraitées exclues, n'a cessé de diminuer tandis que celle des chômeuses augmentait. Durant cette période, l'exercice d'un emploi est devenu majoritaire parmi les femmes, la proportion de celles ayant un emploi passant de 49 % en 1975 à 62 % en 1990. Cette augmentation concerne les générations les plus récentes : en 1990, la part d'inactives était moins élevée parmi les femmes nées entre 1945 et 1959 (22 %) que parmi celles nées entre 1930 et 1944 (37,5 %). Malgré tout, en 1990, le taux d'actives occupées est encore faible comparé à celui des hommes (91 %).

Il est possible qu'une part des femmes qui se déclarent inactives soit en attente d'emploi. Parmi les chômeurs âgés de 30 à 49 ans en 1982, la proportion des inactifs en 1990 est plus élevée parmi les femmes que parmi les hommes : 24 % contre 13 %. Soit la femme s'est

effectivement retirée du marché du travail, soit elle attend sans le rechercher activement tout emploi qui lui convienne et qui se présenterait. Parmi les actifs occupés en 1982, la part des inactifs en 1990 est deux fois plus importante parmi les femmes que parmi les hommes : les passages entre activité et inactivité sont plus fréquents pour les premières.

Tableau A

Répartition du type d'activité parmi les femmes selon les dates

	En %		
	1975	1982	1990
Actives occupées	49	55	62
Inactives	49	41	31
Chômeuses	2	4	7

Champ : femmes âgées de 30 à 64 ans au 1^{er} janvier de l'année d'observation, hors retraitées et étudiantes.

Source : Échantillon démographique permanent, Insee.



Encadré 2 (fin)

Le plus souvent sans réelle qualification ou épouses de cadres ou d'ouvriers

La proportion d'inactives est plus élevée dans les générations plus anciennes que dans les plus récentes. Elle varie également selon le milieu socio-professionnel, le niveau de diplôme ou le statut matrimonial (cf. tableaux B à E). L'inactivité concerne plus souvent les femmes sans réelle qualification ou dont l'emploi est peu rémunéré : non diplômées, femmes

sans profession, ouvrières. L'inactivité est plus souvent le fait des femmes mariées et, parmi elles, des épouses de cadres ou d'ouvriers. Les professions indépendantes sont peu représentées parmi les inactives et les maris d'inactives. Une épouse d'agriculteur ou de commerçant qui travaille avec son mari a tendance à lier déclaration d'activité et métier : le plus souvent elle se déclare active et du même métier que celui-ci ; sinon elle se déclare inactive et sans profession.

Tableau B

Type d'activité selon le sexe et le statut matrimonial

En %

Type d'activité	Hommes (situation en 1982)	Femmes non mariées (situation en 1982)	Femmes mariées (situation en 1982)
Actifs occupés	92,5	71,5	51,5
Inactifs	4,0	22,5	45,0
Chômeurs	3,5	0,1	3,5
Effectifs EDP	42 342	8 857	36 615

Champ : hommes et femmes âgées de 30 à 64 ans au 1^{er} janvier 1982, français nés en France métropolitaine, hors retraités, étudiants et militaires du contingent.

Source : Échantillon démographique permanent, Insee

Tableau C

Inactives par tranche d'âges selon le niveau de diplôme

En %

	Sans diplôme	CAP, BEPC, BEP	Baccalauréat ou +	Ensemble
30-64 ans	47	30,5	22	39,5
30-50 ans	41,5	27	19,5	33,5

Sources : enquête Famille de 1982 et recensement de la population, Insee.

Tableau D

Inactives selon le groupe socioprofessionnel

En %

Groupe socioprofessionnel en 1982	Inactives
Agricultrice	15
Artisane ou commerçante	18
Cadre ou profession libérale	11
Profession intermédiaire	19
Employée	33
Ouvrière	49
Sans profession	100
Ensemble	39

Champ : femmes âgées de 30 à 64 ans en 1982, hors retraitées et étudiantes en 1982.

Source : enquête Famille de 1982, Insee.

Tableau E

Inactives parmi les femmes mariées selon le groupe socioprofessionnel du mari

En %

Groupe socioprofessionnel du mari en 1982	Inactives
Agriculteur	28
Artisan ou commerçant	38
Cadre ou profession libérale	49
Profession intermédiaire	42
Employé	46
Ouvrier	49
Autre	52
Ensemble	44

Champ : femmes âgées de 30 à 64 ans en 1982, hors retraitées et étudiantes en 1982.

Source : enquête Famille de 1982, Insee.

... et est accentuée par l'absence de diplôme ou d'activité antérieure

Afin de mieux cerner les origines de la surmortalité qui accompagne l'inactivité féminine, on peut restreindre l'analyse aux femmes les plus susceptibles d'être inactives pour des raisons autres que la santé, à savoir les femmes mariées âgées de 30 à 50 ans ayant au moins un enfant.

Une femme inactive à un moment donné peut avoir travaillé avant une interruption d'activité ou peut n'avoir jamais travaillé (3). Parmi les femmes mariées âgées de 30 à 50 ans ayant au moins un enfant, si l'inactivité concernait 39 % d'entre elles en 1982, les femmes n'ayant jamais travaillé n'en représentaient que 9 %.

Pour cette catégorie de femmes, l'absence ou non de diplôme ou de qualification est discriminante lorsqu'elle est croisée avec l'absence ou non d'activité antérieure (cf. tableau 7).

Selon ces critères, trois groupes de femmes se distinguent de manière significative en termes de mortalité (cf. tableau 8). Le premier groupe, dont la mortalité est la plus faible, se compose des femmes qui possèdent à la fois un emploi et un diplôme (ou une qualification). Le deuxième groupe comprend les femmes qui possèdent soit un emploi soit un diplôme ou une qualification en 1982 : leur risque annuel de mortalité dans les dix ans qui suivent vaut une fois et demie celui des femmes du premier groupe (risque relatif de 1,5 à 1,8). Le dernier groupe est celui des femmes qui sont à la fois inactives et sans diplôme ni qualification : leur risque annuel de mortalité entre 1982 et 1992 vaut deux fois et demie celui des femmes du premier groupe. Parmi ces inactives qui ne sont ni diplômées ni qualifiées, celles qui n'ont jamais travaillé ont la mortalité la plus élevée (risque relatif

3. L'enquête Famille de 1982 permet cette distinction, contrairement à l'Echantillon démographique permanent.

Tableau 7

Mortalité des femmes inactives entre 1982 et 1992 selon qu'elles ont ou non déjà travaillé et qu'elles possèdent ou non un diplôme (femmes mariées ayant au moins un enfant et âgées de 30 à 50 ans en 1982)

Qualification ou diplôme en 1982	Type d'activité en 1982	Risque relatif de mortalité	Effectif (sur 100)
Avec diplôme	Active occupée	1	30
	Inactive déjà travaillé	1,5	12
	Jamais travaillé	1,7	2
Sans diplôme	Active occupée	1,8	30
	Inactive déjà travaillé	2,5	19
	Jamais travaillé	2,7	7

Lecture : entre 1982 et 1992, les femmes sans diplôme qui occupaient un emploi (actives occupées) ont eu, à tout âge, un risque de décès 1,8 fois plus élevé que les femmes du même âge ayant un diplôme et un emploi.

Champ : femmes enquêtées par l'enquête Famille, recensées au quart, mariées et âgées de 30 à 50 ans en 1982, ayant au moins un enfant en 1982, hors étudiantes et chômeuses en 1982.

Effectifs : 21 455

Source : enquête Famille de 1982, Insee.

Tableau 8

Quelques tests de significativité

Modalité 1 (diplôme / type d'activité)	Modalité 2 (diplôme / type d'activité)	P (1)
Avec / déjà travaillé	Avec / active occupée	0,0488
Avec / jamais travaillé	Avec / déjà travaillé	0,7837
Sans / active occupée	Avec / déjà travaillé	0,4223
Sans / active occupée	Avec / active occupée	0,0004
Sans / déjà travaillé	Sans / active occupée	0,0095
Sans / déjà travaillé	Avec / déjà travaillé	0,0103
Sans / jamais travaillé	Sans / déjà travaillé	0,6254

1. La probabilité P mesure la significativité du test.

Lecture : le risque de mortalité d'une femme diplômée, inactive ayant déjà travaillé (modalité Avec/déjà travaillé) est significativement différent au seuil de 5 % ($P = 0,0488$) du risque de mortalité d'une femme diplômée, occupant un emploi (modalité Avec/active occupée) mais il n'est pas significativement différent au seuil de 5 % ($P = 0,7837$) du risque de mortalité d'une femme diplômée n'ayant jamais travaillé (modalité Avec/jamais travaillé).

Source : calculs de l'auteur.

égal à 2,7) bien qu'elle ne se distingue pas significativement de la mortalité des femmes ayant exercé une activité antérieure (4).

En revanche, les effets de structure socioprofessionnelle sont peu apparents sur le niveau de mortalité des mères de famille inactives âgées de 30 à 50 ans, qu'elles aient ou non exercé une activité antérieure. Le niveau relatif du surplus de mortalité des inactives, avec ou sans profession, est inchangé lorsqu'on éli-

mine les effets de l'origine sociale, du groupe socioprofessionnel du mari ou de celui de la femme lorsque celle-ci a travaillé auparavant (cf. tableau 9).

4. À partir de l'Échantillon démographique permanent, on trouve des résultats proches sur un champ un peu plus large (femmes mariées âgées de 30 à 50 ans en 1982). Mesuré sur la période 1982-1992, le niveau de mortalité est croissant selon les groupes suivants : actives occupées avec diplôme ou qualification, actives occupées sans diplôme ni qualification, inactives avec diplôme ou qualification, inactives sans diplôme ni qualification.

Tableau 9

Mortalité des inactives comparée à celle des actives occupées, avant et après contrôle (1982-1987)

A - Femmes mariées de 30 à 50 ans ayant au moins un enfant en 1982

Modèle	Variables	P (1)	Modalités	Risque de mortalité
Inactivité	inactivité	0,0001	inactive ayant profession sans profession active occupée	1,7 1,6 1
Inactivité + origine sociale	inactivité	0,0001	inactive ayant profession sans profession active occupée	1,7 1,6 1
	origine sociale	0,3864		
Inactivité + groupe socioprofessionnel du mari	inactivité	0,0001	inactive ayant profession sans profession active occupée	1,7 1,5 1
	groupe du mari	0,0096		
Inactivité + groupe socioprofessionnel du mari + origine sociale	inactivité	0,0001	inactive ayant profession sans profession active occupée	1,7 1,6 1
	origine sociale	0,2167		
	groupe du mari	0,0050		
1. La probabilité P mesure la significativité du test.				

Champ : femmes âgées de 30 à 50 ans en 1982, mariées ayant au moins un enfant, hors étudiantes et chômeuses.

Effectifs : 69 666

Source : enquête Famille de 1982, Insee.

B - Femmes mariées de 30 à 50 ans ayant exercé une activité et ayant au moins un enfant en 1982

Modèle	Variables	P (1)	Modalités	Risque de mortalité
Inactivité	inactivité	0,0001	inactive active occupée	1,7 1
Inactivité + groupe socioprofessionnel	inactivité	0,0001	inactive active occupée	1,6 1
	groupe socioprofessionnel	0,0812		
Inactivité + origine sociale	inactivité	0,0001	inactive active occupée	1,7 1
	origine sociale	0,7084		
Inactivité + groupe socioprofessionnel du mari	inactivité	0,0001	inactive active occupée	1,7 1
	groupe du mari	0,0829		
Inactivité + groupe social + origine sociale + groupe socioprofessionnel du mari	inactivité	0,0001	inactive active occupée	1,6 1
	groupe socioprofessionnel	0,1716		
	origine sociale	0,0968		
	groupe du mari	0,2049		
1. La probabilité P mesure la significativité du test.				

Champ : femmes âgées de 30 à 50 ans en 1982, mariées ayant au moins un enfant et ayant déjà travaillé, hors étudiantes et chômeuses.

Effectifs : 62 915

Source : enquête Famille de 1982, Insee.

Comme on l'a déjà indiqué, certaines des femmes qui interrompent leur activité le font pour raison de santé, d'autres pour des raisons familiales. L'absence d'activité antérieure, quant à elle, est parfois plus définitive, liée pour certaines à un handicap durable. Effet de sélection par la santé mis à part, l'exercice d'un emploi ou la possession d'un diplôme ou d'une qualification apparaissent comme des éléments protecteurs, le plus bénéfique étant la conjonction des deux. En revanche, l'inactivité sans diplôme ni qualification apparaît comme particulièrement défavorable. La sur-

mortalité pourrait provenir d'une méconnaissance des règles de prévention ainsi que d'une moindre vigilance sur la santé en l'absence d'appartenance à un réseau social. Chenu (1988) évoquait déjà l'isolement social lié à l'inactivité féminine dans les milieux d'ouvriers ou d'employés. La surmortalité des inactives est alors à mettre en parallèle avec celle de leurs nouveau-nés : la mortalité infantile parmi les enfants de mère inactive est, pour une même catégorie professionnelle du père, supérieure à celle des enfants de mère active (Dinh, 1998). □

BIBLIOGRAPHIE

Bartley M. (1994), « Unemployment and Ill Health : Understanding the Relationship », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 48, pp. 333-337.

Bartley M. et Owen C. (1996), « Relation between Socioeconomic Status, Employment, and Health during Economic Change », 1973-93, *British Medical Journal*, 313, pp. 445-449.

Blanpain N. et Eneau D. (1999), « État de santé et accès aux soins des allocataires du RMI », *Insee Première*, n° 655.

Chenu A. (1988), « Sexe et mortalité en France, 1906-1980 », *Revue française de sociologie*, XXIX, pp. 293-324.

Desplanques G. (1984), « La mortalité des adultes, période 1955-1980 », *Les Collections de l'Insee*, série D, n° 102, pp. 40-44.

Desplanques G. (1991), « Les cadres vivent plus vieux », *Insee Première*, n° 158.

Dinh Q. C. (1998), « Les inégalités sociales de la mortalité infantile s'estompent », *Économie et Statistique*, n° 314, pp. 89-106.

Fournier G., Glaude M. et Reynaud E. (1984), « Familles ouvrières et chômage : des budgets difficilement compressibles », *Économie et Statistique*, n° 170, pp. 37-52.

Guignon N., Mormiche P. et Sermet C. (1994), « La consommation régulière de psychotropes », *Insee Première*, n° 310.

Huber M. (1912), « Mortalité suivant la profession. D'après les décès enregistrés en France pendant les années 1907 et 1908 », *Bulletin de la Statistique générale de la France*, juillet, pp. 402-439.

Insee (1997), « Variations individuelles de revenus : une première analyse du lien avec les trajectoires d'activité sur vingt-quatre mois », *Synthèses, Revenus et patrimoine des ménages*, n° 11, pp. 53-64, Insee.

Koskinen S. et Martellin T. (1994), « Pourquoi les femmes sont-elles moins inégales que les hommes devant la mort ? Une analyse des données finlandaises », *Population*, n° 2, pp. 395-414, Ined.

L'Horty Y. (1997), « Les flux entre emploi, chômage et inactivité : leurs effets sur les variations du chômage », *Économie et Statistique*, n° 306, pp. 58-75.

Mc Donough P., Duncan G., Williams D. et House J. (1997), « Income Dynamics and Adult Mortality in United States, 1972 through 1989 », *American Journal of Public Health*, vol. 87, n° 9, pp. 1476-1483.

Martikainen P. et Valkonen T. (1996), « Excess Mortality of Unemployed Men and Women during a Period of Rapidly Increasing Unemployment », *The Lancet*, 348, pp. 909-912.

Martikainen P. et Valkonen T. (1998), « The Effects of Differential Rate Increases of Occupation Groups on Change in Mortality », *American Journal of Public Health*, 88, pp. 1859-1861.

Moser K., Goldblatt P., Fox A. et Jones D. (1987), « Unemployment and Mortality: Comparison of the 1971 and 1981 Longitudinal Study Census Samples », *British Medical Journal*, 294, pp. 86-90.

Mesrine A. (1999), « Les différences de mortalité par milieu social restent fortes », *Données sociales*, Insee, pp. 228-235.

Montgomery S., Bartley M., Cook D. et Wadsworth M. (1996), « Health and Social Precursors of Unemployment in Young Men in Great Britain », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 50, pp. 415-422.

Morris J., Cook D. et Shaper G. (1994), « Loss of Employment and Mortality », *British Medical Journal*, 308, pp. 1135-1139.

Portier S., Rabier R., Salvatori P., Scherrer P. et Viatte R. (1990), « Des difficultés budgétaires accrues pour les chômeurs ouvriers », *Données sociales*, Insee, pp. 194-196.

Saurel-Cubizolles M. -J., Bardot F., Berneron B., Fromet M., Lafargues G., Minois M.-C., Monfort C., Robida C., Rondeau du Noyer C. et Derriennic F. (1999), « État de santé perçu et perte d'emploi », colloque « Santé-Travail-Vieillesse », 18-19 novembre, ministère de l'Emploi et de la Solidarité, Paris.

Valkonen T. et Martikainen P. (1995), « Problems of Comparability Resulting from the Exclusion of Economically Active Persons in Studies on Social Class Differences in Mortality », *European Association for Population Studies (EAPS)*, Ürgüp (Turquie), pp. 96-114.