

# Effet de deuil : prospections à partir des données

A partir de la SNC, on recherche tous les partenaires âgés pour recherche l'impact du décès du conjoint sur la longévité. K'axe d'étude principal est l'effet de deuil et son approche temporelle avec la forme et l'évolution de l'effet dans le temps. Peut-être partir dans le multiniveau avec une *shared frailty* par couple.

Approche par des modèles de Cox pour pouvoir suivre l'évolution dans le temps de l'effet de deuil.

## 1.1 Les couples

La SNC a déjà défini une variable partenaire à partir des recensements. Il conviendra de la retoucher car ne semble pas parfaite. On ne garde que les couples dont un des partenaires à plus de 60 ans au début de l'observation -donc on a aussi des très jeunes. En prenant les recensements 1990 et 2000 séparément on a 1'850'196 individus en couple. L'analyse ici se fait combinée sur la période 1990-2000 et 2000-2008. Il n'y a pas de lien entre la fin des années 1990 et le début 2000 (il conviendra bien sûr d'améliorer ça). Elle inclut également des non mariés.

célib	mariés	veufs	divorcés
17678	1779515	24575	28428

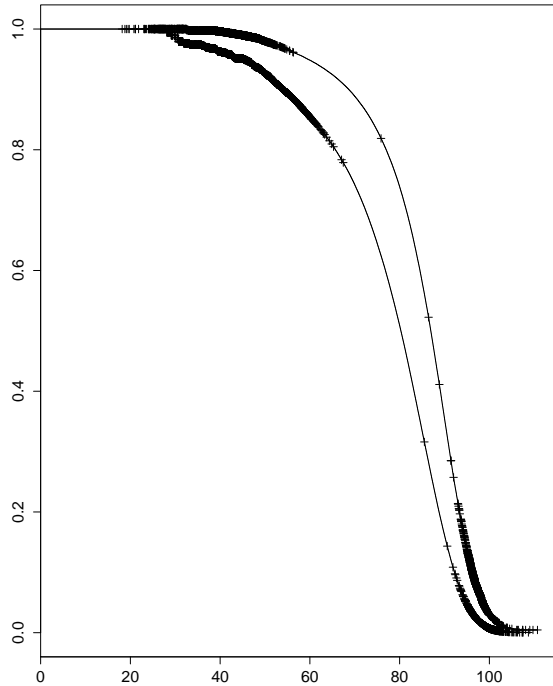
On a 416'851 décès avec 138'852 cas où les 2 conjoints décèdent (donc 69'426 couples).

## 1.2 Modèle de Cox sur le deuil avec l'âge

Création d'un nouveau fichier pour les analyses de Cox. La variable temporelle est l'âge des individus.

le seul effet qui évolue dans le temps est la perte du conjoint : création d'une nouvelle ligne lorsque cela arrive avec une variable dichotomique pour le deuil. On ajoute des variables de statut matrimonial, éducation et recensement (pour différencier les années 1990 des 2000) ainsi qu'une strate par sexe donc des niveau de force de la mortalité différent selon les sexes. En revanche on postule que les effets des autres variables sont les mêmes entre femmes et hommes.

Graphique 1.1 – Survie femmes-hommes



MODELE 2

Call:

```
coxph(formula = survie ~ strata(sex) + factor(civil) + factor(educ) +
      factor(rfp) + ev_deuil, data = D)
```

n= 2196948, number of events= 416851

	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z )	
factor(civil)2	-0.24556	0.78227	0.01797	-13.67	< 2e-16	***
factor(civil)3	-0.11327	0.89291	0.02149	-5.27	0.00000014	***
factor(civil)4	-0.07087	0.93158	0.02274	-3.12	0.0018	**
factor(educ)2	-0.12237	0.88482	0.00346	-35.40	< 2e-16	***
factor(educ)3	-0.30709	0.73558	0.00524	-58.60	< 2e-16	***
factor(educ)4	0.43494	1.54486	0.01003	43.37	< 2e-16	***
factor(rfp)2000	-0.23192	0.79301	0.00316	-73.44	< 2e-16	***
ev_deuil	0.14017	1.15047	0.00452	31.02	< 2e-16	***

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Concordance= 0.556 (se = 0.001 )

Rsquare= 0.007 (max possible= 0.989 )

Likelihood ratio test= 14626 on 8 df, p=0

Wald test = 14958 on 8 df, p=0

Score (logrank) test = 15129 on 8 df, p=0

Un effet de deuil semble ressortir et est statistiquement significatif. Le risque relatif est 15% plus élevé pour les endeuillés.

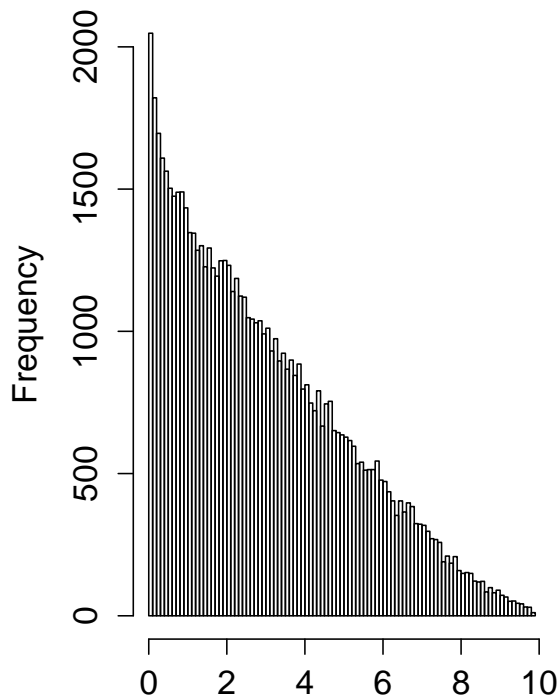
### 1.2.1 Evolution dans le temps de l'effet de deuil

On suppose que l'impact du deuil évolue différemment dans le temps. Mais quelle forme prend-il ? Une distribution quadratique (augmentation du risque suivie d'une diminution), une diminution linéaire ou encore une diminution exponentielle ? Ou peut-être un peu de tout ça. L'issue est de pouvoir donner forme par un modèle à cet effet de deuil.

Sur les 69 mille couples où les deux partenaires décèdent, il y a possiblement des effets de deuil. Le graphique montrent les écarts en années entre le décès des 2 conjoints lorsque

Graphique 1.2 – Ecart entre le décès du conjoint et le décès

`ich(D$duree_deuil > 0 & !is.na(D`



`(D$duree_deuil > 0 & !is.na(D$dod)), "dt`

les 2 sont décédés. On y constate une chute presque exponentielle des morts. Bcp de facteurs concourent à avoir des décès rapprochés. Qu'en est-il (presque) toute chose égale par ailleurs ?

#### Alternative 1

Pour en extraire l'effet temporel du deuil, on ajoute dans le modèle une interaction entre le décès du conjoint et le temps passé en état de deuil. Cette durée s'interprète par une

diminution exponentielle de l'impact du deuil. Ce dernier se trouve renforcé au moment du décès du conjoint mais diminue ensuite de 67% chaque année. Au moment du deuil le risque relatif est 9 fois plus important. Après une année il est de 5.5 fois plus élevé, 3.35 après deux ans etc. si bien qu'après 4.3 ans l'impact devient positif. Les résultats sont tellement sympas que cela cache des problèmes. Les diagnostics du modèle montrent des failles, l'hypothèse de proportionnalité n'est pas respectée pour la plupart des variables mais particulièrement pour le deuil et sa durée (à des valeurs extrêmement fortes) alors qu'elle l'est moins dans le modèle précédent. Clairement une diminution exponentielle seule n'est pas suffisante. Pourtant le pseudo Rsquare est bien monté...

### MODELE 3

Call:

```
coxph(formula = survie ~ strata(sex) + factor(civil) + factor(educ) +
      factor(rfp) + ev_deuil + duree_deuil, data = D)
```

n= 2196948, number of events= 416851

	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z )	
factor(civil)2	-0.23531	0.79033	0.01797	-13.10	< 2e-16	***
factor(civil)3	-0.10525	0.90010	0.02149	-4.90	0.00000097	***
factor(civil)4	-0.05641	0.94515	0.02274	-2.48	0.013	*
factor(educ)2	-0.12665	0.88104	0.00345	-36.67	< 2e-16	***
factor(educ)3	-0.30675	0.73583	0.00524	-58.57	< 2e-16	***
factor(educ)4	0.41720	1.51771	0.01003	41.60	< 2e-16	***
factor(rfp)2000	-0.26672	0.76588	0.00315	-84.55	< 2e-16	***
ev_deuil	2.23925	9.38631	0.00748	299.21	< 2e-16	***
duree_deuil	-0.51366	0.59830	0.00202	-253.89	< 2e-16	***

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Concordance= 0.588 (se = 0.001 )

Rsquare= 0.043 (max possible= 0.989 )

Likelihood ratio test= 96093 on 9 df, p=0

Wald test = 106250 on 9 df, p=0

Score (logrank) test = 103880 on 9 df, p=0

### Alternative 2

Au lieu d'analyser le temps par une interaction entre le temps et l'événement deuil, on peut affiner le fichier personne période par une nouvelle période par année (ou autre échelle) en état de deuil - cela devrait mieux nous permettre de voir la forme de l'effet de deuil. Création d'un nouveau fichier avec un nouvel épisode pour chaque année après l'événement (jusqu'à 5 ans). Les variables numérotées deuilx montrent la diminution de la force du fait d'être endeuillé x année après avoir connu le décès du partenaire.

L'impact est très différent de la modélisation précédente. Peut-être du au fait que l'effet de deuil est très fort sur les premiers temps et diminue rapidement ensuite avec un effet faible au delà de 4 ans. En l'état nous constatons que l'effet de deuil pour la première

année implique un risque relatif 1.27 fois plus grand que les personnes qui n'ont pas perdu leur partenaire. De la première à la deuxième année, le risque relatif passe à 1.14.

MODELE 4

Call:

```
coxph(formula = survie ~ strata(sex) + factor(civil) + factor(educ) +
      factor(rfp) + deuil0 + deuil1 + deuil2 + deuil3 + deuil4 +
      deuil5, data = D2)
```

n= 3234230, number of events= 416851

	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z )	
factor(civil)2	-0.24510	0.78263	0.01797	-13.64	< 2e-16	***
factor(civil)3	-0.11373	0.89250	0.02149	-5.29	0.0000001211183	***
factor(civil)4	-0.07000	0.93240	0.02274	-3.08	0.0021	**
factor(educ)2	-0.12236	0.88483	0.00346	-35.40	< 2e-16	***
factor(educ)3	-0.30690	0.73573	0.00524	-58.57	< 2e-16	***
factor(educ)4	0.43394	1.54333	0.01003	43.26	< 2e-16	***
factor(rfp)2000	-0.23340	0.79184	0.00316	-73.83	< 2e-16	***
deuil0	0.24150	1.27316	0.00818	29.52	< 2e-16	***
deuil1	0.13354	1.14287	0.00916	14.57	< 2e-16	***
deuil2	0.13306	1.14231	0.00985	13.51	< 2e-16	***
deuil3	0.10712	1.11307	0.01082	9.90	< 2e-16	***
deuil4	0.08319	1.08675	0.01210	6.88	0.00000000000061	***
deuil5	0.08215	1.08562	0.00914	8.99	< 2e-16	***

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Concordance= 0.556 (se = 0.001 )

Rsquare= 0.005 (max possible= 0.953 )

Likelihood ratio test= 14864 on 13 df, p=0

Wald test = 15226 on 13 df, p=0

Score (logrank) test = 15399 on 13 df, p=0

On décide alors de modifier le mesure entre chaque temps de la mesure temporelle du deuil. On regarde l'impact durant le 1er mois puis du 1er au 6e etc. Cela met bien en évidence la rapide diminution de l'impact du deuil.

Call:

```
coxph(formula = survie ~ strata(sex) + factor(civil) + factor(educ) +
      factor(rfp) + deuil0 + deuil1 + deuil2 + deuil3 + deuil4 +
      deuil5, data = D2)
```

n= 3280406, number of events= 416851

	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z )	
factor(civil)2	-0.24514	0.78260	0.01797	-13.64	< 2e-16	***
factor(civil)3	-0.11366	0.89256	0.02149	-5.29	0.00000012	***

```

factor(civil)4 -0.07007 0.93233 0.02274 -3.08 0.0021 **
factor(educ)2 -0.12236 0.88483 0.00346 -35.40 < 2e-16 ***
factor(educ)3 -0.30691 0.73572 0.00524 -58.57 < 2e-16 ***
factor(educ)4 0.43401 1.54344 0.01003 43.27 < 2e-16 ***
factor(rfp)2000 -0.23331 0.79191 0.00316 -73.81 < 2e-16 ***
deuil_1mois 0.47019 1.60030 0.02392 19.66 < 2e-16 ***
deuil_6mois 0.25471 1.29009 0.01218 20.92 < 2e-16 ***
deuil_1an 0.18233 1.20002 0.01185 15.39 < 2e-16 ***
deuil_5ans 0.11830 1.12558 0.00556 21.26 < 2e-16 ***
deuil_5+ 0.08235 1.08583 0.00914 9.01 < 2e-16 ***

```

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Concordance= 0.556 (se = 0.001 )

Rsquare= 0.005 (max possible= 0.951 )

Likelihood ratio test= 14962 on 12 df, p=0

Wald test = 15353 on 12 df, p=0

Score (logrank) test = 15531 on 12 df, p=0

## 1.2.2 Effet de genre

Par curiosité, on regarde l'impact du genre sur l'effet de deuil.

Dans le premier modèle sans impact du temps, les femmes semblent être légèrement moins touchés par l'effet de deuil.

Call:

```

coxph(formula = survie ~ strata(sex) + factor(civil) + factor(educ) +
      factor(rfp) + ev_deuil + ev_deuil:sex, data = D)

```

n= 2196948, number of events= 416851

```

           coef exp(coef) se(coef)      z Pr(>|z|)
factor(civil)2 -0.24339 0.78396 0.01797 -13.54 < 2e-16 ***
factor(civil)3 -0.11279 0.89333 0.02149 -5.25 0.00000015 ***
factor(civil)4 -0.06932 0.93303 0.02274 -3.05 0.0023 **
factor(educ)2 -0.12258 0.88463 0.00346 -35.47 < 2e-16 ***
factor(educ)3 -0.30663 0.73593 0.00524 -58.51 < 2e-16 ***
factor(educ)4 0.43473 1.54455 0.01003 43.35 < 2e-16 ***
factor(rfp)2000 -0.23208 0.79288 0.00316 -73.49 < 2e-16 ***
ev_deuil 0.17890 1.19590 0.00626 28.57 < 2e-16 ***
ev_deuil:sex -0.07919 0.92386 0.00899 -8.81 < 2e-16 ***

```

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Concordance= 0.556 (se = 0.001 )

Rsquare= 0.007 (max possible= 0.989 )

Likelihood ratio test= 14703 on 9 df, p=0  
Wald test = 15053 on 9 df, p=0  
Score (logrank) test = 15226 on 9 df, p=0

Lorsqu'on ajoute une dimension temporelle (le produit de `ev_deuil` avec le temps passé veuf), on constate au contraire un impact plus fort pour les femmes du deuil mais que celui-ci diminue plus rapidement. Intéressant, mais on a vu que ce modèle n'était pas très fiable. En revanche le modèle avec les échelons dans le temps montrent pour chaque période, un moindre impact pour les femmes.

### 1.2.3 Amélioration des modèles

En l'état on garde la seconde alternative donc avec une variable catégorielle pour prendre en compte l'évolution dans le temps de l'impact du deuil. Il convient d'aller plus loin. Pour faire qq tests, on garde que les années 2000, et surprise l'impact d'une variable dichotomique de l'effet de deuil disparaît ! Significativité zéro. En interaction avec le sexe on remarque un petit effet compensatoire, surmortalité des hommes sous pour les femmes. En ajoutant l'impact dans le temps (donc 1 mois, 6 mois, etc) l'effet est visible : il y a une sous-mortalité après 3-4 ans qui compense l'effet des premiers temps.

Dans les trucs à creuser après discussion avec Reto. Selon lui, la forme du fichier est chelou, plutôt approche avec le temps calendrier plutôt que l'âge. Aussi il faut penser aux causes de décès du partenaire parti et également à la fragilité ou la variabilité non observé qu'on peut modéliser comme une frailty ou dans une approche multiniveau avec un effet aléatoire au niveau de l'individu. Ou encore comme le proposait Reto comme une partie aléatoire de l'impact du deuil soit  $\beta_{deuil+e_i}$  plutôt que  $\beta_{deuil} + e_i$  avec  $e_i$  un terme aléatoire variant pour chaque individu. En outre, on peut aussi penser à une frailty au niveau du couple en plus de celle de l'individu.

## 1.3 Modèle de Cox sur le deuil avec le temps, 2000

Au lieu de considérer la temporalité selon l'âge des gens, on va plutôt utiliser le calendrier donc  $t_0$ , le jour du recensement à la place de l'âge au moment du recensement. Une des raisons de la variante par l'âge est qu'elle me semblait intuitive et qu'en outre, une grande partie de l'hétérogénéité de la mortalité provient de l'âge qui seraient donc capté par le modèle (l'âge par  $\beta_{0t}$  et le sexe par une stratification). Par contre personne ne fait ça et ça donne une fausse impression de longitudinal alors qu'on suit pas les personnes sur tout leur parcours de vie. L'autre variante permet aussi facilement de passer à d'autres méthodes d'estimation genre du poisson. Donc à voir.

Faire un fichier selon le temps calendrier s'avère en fait vachement plus compliqué que prévu puisque on a l'âge qui évolue dans le temps (on a considéré les classes d'âge quinquennales) et aussi le deuil (qu'il faut absolument prendre en compte dans le temps puisque comme nous l'avons vu son effet varie passablement- on a gardé 4 catégories). On a choisit un fichier personne-classe d'âge avec une nouvelle ligne à chaque fois que l'individu change d'âge ou d'état face au deuil avec le temps mesuré au jour près depuis le rfp 2000. L'autre variante aurait été un fichier par année de calendrier qui permet les

régressions logistiques mais est beaucoup plus grossier pour mesurer l'impact du deuil.

Après quelques grosses lignes de codes et un peu de patience, on a le fichier. La difficulté provient du fait qu'on a deux types d'événements qui changent plusieurs fois dans le temps et qui s'entrecroisent. Ex :

id	agev0	age_veuvage	agedeces	tstart	tstop	agecl	deuil_0	deuil_1mois	deuil_6mois	deuil_1an	deuil_4an	deces
1	89.153	92.873	95.546	0	310	85	0	0	0	0	0	0
1	89.153	92.873	95.546	310	1359	90	0	0	0	0	0	0
1	89.153	92.873	95.546	1359	1389	90	1	0	0	0	0	0
1	89.153	92.873	95.546	1389	1539	90	0	1	0	0	0	0
1	89.153	92.873	95.546	1539	1724	90	0	0	1	0	0	0
1	89.153	92.873	95.546	1724	2136	90	0	0	0	1	0	0
1	89.153	92.873	95.546	2136	2335	95	0	0	0	1	0	1

En comparant les modèles basiques avec les données par âge, on trouve des résultats similaires pour les covariables. L'avantage des données temporelles, c'est qu'on respecte davantage les hypothèses de proportionnalité - en effet le modèle de cox requiert un risque proportionnel dans le temps et c'était clairement pas le cas dans la première alternative : l'impact de l'éducation, du statut matrimonial et du deuil varie en fonction du temps donc de l'âge. Alors qu'en prenant la durée-calendrier, la proportionnalité joue un peu mieux, bien qu'il y ait toujours problème pour le sexe et les classes d'âge 70 et 80-95 ans. En stratifiant par âge et sexe, on trouve cette un léger problème pour les deuils entre 1 et 4 ans.

Voici un modèle pour 2000

Call:

```
coxph(formula = survi ~ factor(sex) + factor(civil) + factor(educ) +
      factor(agecl, levels = c(65, seq(50, 105, by = 5)[-4])) +
      deuil_0 + deuil_1mois + deuil_6mois + deuil_1an + deuil_4an,
      data = D)
```

n= 2976852, number of events= 178531

	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z )	
factor(sex)1	-0.70357	0.49482	0.00548	-128.37	< 2e-16	***
factor(civil)2	-0.31095	0.73275	0.02445	-12.72	< 2e-16	***
factor(civil)3	-0.15354	0.85766	0.02984	-5.15	0.00000026672	***
factor(civil)4	-0.14151	0.86804	0.03127	-4.52	0.00000604387	***
factor(educ)2	-0.13856	0.87061	0.00535	-25.91	< 2e-16	***
factor(educ)3	-0.32554	0.72214	0.00758	-42.97	< 2e-16	***
factor(educ)4	-0.08494	0.91856	0.02345	-3.62	0.00029	***
factor(agecl, 50)	-0.97376	0.37766	0.07673	-12.69	< 2e-16	***
factor(agecl, 55)	-0.71200	0.49066	0.02918	-24.40	< 2e-16	***
factor(agecl, 60)	-0.39297	0.67505	0.01417	-27.74	< 2e-16	***
factor(agecl, 70)	0.48608	1.62594	0.00958	50.75	< 2e-16	***
factor(agecl, 75)	1.02942	2.79944	0.00915	112.51	< 2e-16	***
factor(agecl, 80)	1.63812	5.14547	0.00902	181.61	< 2e-16	***
factor(agecl, 85)	2.23690	9.36424	0.00952	234.96	< 2e-16	***
factor(agecl, 90)	2.79891	16.42680	0.01136	246.33	< 2e-16	***
factor(agecl, 95)	3.24328	25.61769	0.02020	160.55	< 2e-16	***



factor(agecl, 100	3.40001	29.96445	0.07500	45.33	< 2e-16	***
factor(agecl, 105	3.35248	28.57362	0.50007	6.70	0.00000000002	***
deuil_0	0.37287	1.45189	0.03840	9.71	< 2e-16	***
deuil_1mois	0.16852	1.18355	0.01963	8.59	< 2e-16	***
deuil_6mois	0.10803	1.11408	0.01883	5.74	0.00000000961	***
deuil_1an	0.05906	1.06084	0.00977	6.05	0.00000000147	***
deuil_4an	-0.06209	0.93980	0.01470	-4.22	0.00002401140	***

## 1.4 L'hétérogénéité non observée : approche multiniveau ou frailty, Cox 2000

Il convient de passer à une approche multiniveau pour deux raisons (en tout cas). La première est qu'on a des données longitudinales avec plusieurs observations par individus dont les caractéristiques qui évoluent. Il convient donc de prendre en compte le niveau individuel avec une variable par individu dont on évaluera pas la valeur mais qui sera prise en compte par le modèle. D'autre part, le modèle peut être affecté par de l'hétérogénéité non observée ou de la fragilité par exemple des effets de sélection ou lorsqu'il y a des facteurs non observés(-ables). Cela rend le hazard à un niveau agrégé différent de celui individuel et peut sous-estimer les coefficients de régression. Dans ce cas aussi, on introduirait un effet aléatoire par individu.

Il y a deux façon d'implémenter des modèles de survie dans R avec du multiniveau, soit avec un argument `frailty` (pour lequel on peut donner une distribution -gamma ou gaussian par ex) ou avec la fonction `coxme` (tjs gaussian) qui permet des modèles de Cox hiérarchiques.

Dans un modèle avec la fonction `frailty` dans R, on peut imposer différentes valeurs de DF - j'ai pas encore trop compris mais apparemment il y a une relation entre le nombre *effectif* de df et la variance de l'effet aléatoire. Voir the Hodges and Sargent paper in Biometrika (2001). Après, on peut faire de la validation croisée pour chercher le mieux. D'après Therneau (le mec qui a fait les 2 packages) pour les modèles de cox, le modèle `coxme` sont mieux qu'un `cox` avec l'argument `frailty` car plus récents et mieux implémentés (ils sont aussi plus efficaces, plus rapides). Après on pourrait aussi faire du paramétriques et là utiliser les `frailty`. A voir...

En faisant qq tests sur les modèles avec des effets aléatoires au niveau de l'individu ou du couple, les différentes variantes amènent au même résultat (parfois la 4e ou 5e décimale de  $\exp(\beta)$  change). Cela ne modifie pas le modèle initial. D'ailleurs dans les modèles avec `frailty`, le paramètre de fragilité n'est pas significatif. De même si on fait des analyses de déviance, le coup d'un paramètre supplémentaire (la variance de l'effet aléatoire) ne fait pas progresser le modèle.

### Analysis of Deviance Table

Cox model: response is survi

Model 1: ~factor(sex) + factor(civil) + factor(educ) + factor(agecl, levels = c(65, + deuil\_0 + deuil\_1mois + deuil\_6mois + deuil\_1an + deuil\_4an

Model 2: ~factor(sex) + factor(civil) + factor(educ) + factor(agecl, levels = c(65,

```
+ deuil_0 + deuil_1mois + deuil_6mois + deuil_1an + deuil_4an + (1 | id)
```

```
loglik Chisq Df P(>|Chi|)
1 -2350261
2 -2350261 0.01 1 0.94
```

## 1.5 Modélisation par du poisson

C'est une autre alternative que d'évaluer la mortalité par des GLM : quasipoisson ou binez

## 1.6 Améliorations des modèles

Après discussion avec Michel, il propose de prendre en compte l'âge au moment du deuil puisqu'on s'en doute les effets du deuil varient selon notre âge de la perte dramatique du conjoint.

Résultat, en mettant une interaction entre l'âge au veuvage et le moment du deuil, ça améliore significativement le modèle malgré les 30 degrés de liberté rajoutés. Les effets montrent globalement un impact plus fort du deuil pour les plus jeunes. C'est très flagrant dans les premiers temps puis, au delà de 6 mois, l'impact se fait à nouveau plus fort pour les plus vieux (donc un peu un U selon les âges). Sur le moyen terme, l'effet de deuil est moindre pour les 65-85 ans. Ainsi, *les jeunots* sont longtemps marqués par le deuil, l'effet diminue lentement, alors que l'impact du deuil persiste pour les aînés qui n'ont pas pu s'y habituer. Les âges intermédiaires sont suffisamment jeunes pour parvenir à terme à surmonter la vulnérabilité du deuil. Il y a qqch à creuser ici...

Call:

```
coxph(formula = survi ~ factor(sex) + factor(civil) + factor(educ) +
      factor(agecl, levels = c(65, seq(50, 105, by = 5)[-4])) +
      deuil_0:factor(agecl_veuvage) + deuil_1mois:factor(agecl_veuvage) +
      deuil_6mois:factor(agecl_veuvage) + deuil_1an:factor(agecl_veuvage) +
      deuil_4an:factor(agecl_veuvage), data = D)
```

n= 2976852, number of events= 178531

	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z )	
factor(sex)1	-0.70201	0.49559	0.00548	-128.08	< 2e-16	***
factor(civil)2	-0.31196	0.73201	0.02446	-12.75	< 2e-16	***
factor(civil)3	-0.15129	0.85960	0.02984	-5.07	0.000000398764516	***
factor(civil)4	-0.14213	0.86751	0.03128	-4.54	0.000005515710876	***
factor(educ)2	-0.13867	0.87051	0.00535	-25.93	< 2e-16	***
factor(educ)3	-0.32560	0.72209	0.00758	-42.98	< 2e-16	***
factor(educ)4	-0.08336	0.92002	0.02345	-3.56	0.00038	***
factor(agecl, levels = c(65, seq(50, 105, by = 5)[-4]))50	-0.97879	0.37576	0.07675	-12.75	< 2e-16	***
factor(agecl, levels = c(65, seq(50, 105, by = 5)[-4]))55	-0.71783	0.48781	0.02924	-24.55	< 2e-16	***
factor(agecl, levels = c(65, seq(50, 105, by = 5)[-4]))60	-0.39689	0.67241	0.01424	-27.86	< 2e-16	***
factor(agecl, levels = c(65, seq(50, 105, by = 5)[-4]))70	0.48785	1.62881	0.00967	50.44	< 2e-16	***
factor(agecl, levels = c(65, seq(50, 105, by = 5)[-4]))75	1.03622	2.81856	0.00930	111.46	< 2e-16	***
factor(agecl, levels = c(65, seq(50, 105, by = 5)[-4]))80	1.64580	5.18517	0.00919	179.01	< 2e-16	***
factor(agecl, levels = c(65, seq(50, 105, by = 5)[-4]))85	2.23565	9.35252	0.00979	228.40	< 2e-16	***
factor(agecl, levels = c(65, seq(50, 105, by = 5)[-4]))90	2.77519	16.04161	0.01203	230.77	< 2e-16	***
factor(agecl, levels = c(65, seq(50, 105, by = 5)[-4]))95	3.18491	24.16512	0.02206	144.40	< 2e-16	***
factor(agecl, levels = c(65, seq(50, 105, by = 5)[-4]))100	3.33442	28.06204	0.07574	44.03	< 2e-16	***
factor(agecl, levels = c(65, seq(50, 105, by = 5)[-4]))105	3.35231	28.56875	0.50007	6.70	0.00000000020325	***
deuil_0:factor(agecl_veuvage)60	1.01452	2.75804	0.22388	4.53	0.000005856798821	***
deuil_0:factor(agecl_veuvage)65	0.53686	1.71063	0.18913	2.84	0.00453	**
deuil_0:factor(agecl_veuvage)70	0.07270	1.07541	0.16025	0.45	0.65007	

deuil_0:factor(agecl_veuvage)75	0.41428	1.51328	0.09551	4.34	0.000014413599905	***
deuil_0:factor(agecl_veuvage)80	0.40972	1.50640	0.07412	5.53	0.000000032381512	***
deuil_0:factor(agecl_veuvage)85	0.32693	1.38670	0.07607	4.30	0.000017239044559	***
deuil_0:factor(agecl_veuvage)90	0.36844	1.44547	0.08849	4.16	0.000031340381169	***
factor(agecl_veuvage)60:deuil_1mois	0.43769	1.54913	0.13285	3.29	0.00099	***
factor(agecl_veuvage)65:deuil_1mois	0.15539	1.16811	0.10230	1.52	0.12878	
factor(agecl_veuvage)70:deuil_1mois	0.29056	1.33718	0.06454	4.50	0.000006739301719	***
factor(agecl_veuvage)75:deuil_1mois	0.14572	1.15687	0.04919	2.96	0.00305	**
factor(agecl_veuvage)80:deuil_1mois	0.13876	1.14885	0.03871	3.58	0.00034	***
factor(agecl_veuvage)85:deuil_1mois	0.16397	1.17818	0.03829	4.28	0.000018538356783	***
factor(agecl_veuvage)90:deuil_1mois	0.17466	1.19084	0.04655	3.75	0.00018	***
factor(agecl_veuvage)60:deuil_6mois	0.27101	1.31129	0.12836	2.11	0.03474	*
factor(agecl_veuvage)65:deuil_6mois	0.18268	1.20043	0.09037	2.02	0.04324	*
factor(agecl_veuvage)70:deuil_6mois	0.17651	1.19305	0.06153	2.87	0.00412	**
factor(agecl_veuvage)75:deuil_6mois	0.07486	1.07773	0.04598	1.63	0.10352	
factor(agecl_veuvage)80:deuil_6mois	0.03456	1.03517	0.03744	0.92	0.35592	
factor(agecl_veuvage)85:deuil_6mois	0.13792	1.14789	0.03650	3.78	0.00016	***
factor(agecl_veuvage)90:deuil_6mois	0.15833	1.17156	0.04598	3.44	0.00057	***
factor(agecl_veuvage)60:deuil_1an	0.14360	1.15442	0.05780	2.48	0.01298	*
factor(agecl_veuvage)65:deuil_1an	0.01276	1.01284	0.04266	0.30	0.76487	
factor(agecl_veuvage)70:deuil_1an	-0.03456	0.96603	0.03015	-1.15	0.25157	
factor(agecl_veuvage)75:deuil_1an	-0.04981	0.95141	0.02192	-2.27	0.02305	*
factor(agecl_veuvage)80:deuil_1an	0.02826	1.02866	0.01787	1.58	0.11373	
factor(agecl_veuvage)85:deuil_1an	0.14471	1.15571	0.01896	7.63	0.000000000000023	***
factor(agecl_veuvage)90:deuil_1an	0.23989	1.27111	0.02685	8.93	< 2e-16	***
factor(agecl_veuvage)60:deuil_4an	-0.09526	0.90914	0.07722	-1.23	0.21736	
factor(agecl_veuvage)65:deuil_4an	-0.04333	0.95760	0.05490	-0.79	0.42998	
factor(agecl_veuvage)70:deuil_4an	-0.14832	0.86215	0.04031	-3.68	0.00023	***
factor(agecl_veuvage)75:deuil_4an	-0.07180	0.93072	0.02885	-2.49	0.01282	*
factor(agecl_veuvage)80:deuil_4an	-0.07173	0.93079	0.02708	-2.65	0.00809	**
factor(agecl_veuvage)85:deuil_4an	-0.01078	0.98927	0.03256	-0.33	0.74047	
factor(agecl_veuvage)90:deuil_4an	0.14832	1.15989	0.05737	2.59	0.00972	**

Peut-être prendre moins de classes. Avec 3 (-65, 65 :85, +85) ca donne des résultats pas mal.

Après il faudra passer dans les causes du partenaire décédé. Faire plusieurs variantes. Soit ajouter comme variable explicative le décès du conjoint, soit faire des modèles à risque concurrent avec un modèle par cause et regarder les impacts. Aussi quel est l'impact de la même cause (c'est-à-dire si les deux partenaires meurent de la même cause).

Michel propose encore de tester plus finement l'impact du temps (en subdivisant le premier mois et aussi davantage les autres intervalles).

Reto se demande l'impact d'une pente aléatoire sur l'effet du deuil. C'est qqch oui qui mériterait d'être traité.

## 1.7 les Causes de décès, 2000

### 1.7.1 Les causes

The underlying cause of death is the disease or injury which initiated the train of morbid events leading directly to death, or the circumstances of the accident or violence which produced the fatal injury (WHO 1949)

Les registres de décès (données SNC) rendent compte de plusieurs causes de décès classifiées selon l'ICD 10 (pour les années 2000) :

- Definitive primary cause (?)
- Initial disease 1A (OFS : la maladie qui est à l'origine du processus morbide ayant conduit au décès.)

- Consecutive disease 1B (OFS : qui a causé directement le décès (non le mode survenu du décès, p. ex. arrêt cardiaque))
- Concomitant disease 2A (OFS : les autres pathologies importantes qui, sans être en rapport avec la maladie elle-même ou avec ce qui a causé la maladie, ont contribué au décès)
- Concomitant disease 2B

La cause du décès est souvent multiple. Il vous appartient de procéder à une pondération et d'inscrire sous 1A la cause qui a eu la plus grande part à l'issue fatale. Cette cause sera généralement retenue pour la statistique unicausale des décès, quoique les règles de l'OMS exigent dans certains cas un choix différent. Les autres causes déclarées pourront être prises en considération dans le cadre d'analyses plus détaillées (site OFS).

La *Definitive primary cause* n'apparaît nulle part dans les classifications, c'est un terme pas du tout utilisé dans le langage épidémiologique. Mais c'est pourtant la seule qui est complète pour tout le monde. Elle ne correspond pas toujours à la cause initiale, c'est peut-être pour satisfaire aux critères de l'OMS (?).

Sur les données des couples de plus de 50 ans, il y a 25 types pour lesquels on a une absence de causes de décès. On les vire des analyses ainsi que leur partenaire. Après on a 2.7% des gens qui n'ont pas d'initiale. Concernant la *Primary* : 87.4% des gens ont la même que l'initiale, 7.1% c'est la consécutive, 1.6% c'est la concomitante 1 et 0.26% c'est la concomitante 2. Il reste 3.6% des cas où ce n'est aucune des 4 possibilités. Mais pour ces cas là, parfois c'est vraiment louche (genre un mec qui meure en primaire d'une maladie digestive, mais dont la cause initiale est une mort violente avec comme consécutive une maladie de l'appareil circulatoire, comme concomitantes une maladie ischémique du coeur et de l'alzheimer..) mais, ça reste dans les mêmes familles.

Alors que prendre comme cause de décès ? Dans l'immédiat basons-nous sur la primary qui semble relativement bien – mais faudrait demander à Adrian.

## 1.7.2 Re codification

Trop de variétés de causes : il y a 1081 causes de décès ICD10 différentes observées dans les années 2000.

### La "liste européenne succincte" des causes de décès 65 causes issus de 17 groupes différents

Le top 10 :

I25	C34	I21	I64	I50	F03	J44	R99	J18	C50
52726	23200	22436	19568	17697	14145	12657	11700	11133	10887

Cardiopathies ischémiques, Tumeur maligne du larynx, de la trachée, des bronches et du poumon, Cardiopathies ischémiques, Maladies cérébrovasculaires, Autres cardiopathies, Troubles mentaux et du comportement, Maladies chroniques des voies respiratoires inférieures, Causes inconnues ou non précisées, Pneumonie, Tumeur maligne du sein

Que 103 deces qui n'appartiennent pas à la classification. La classification est tout de même très large et en fait beaucoup trop précise

## Une liste OFS

Dans une revue récente de l'OFS, **la mortalité par cause de décès [...]**, ils ne gardent que 9 causes principales (éventuellement 12).

Il y a Tumeurs, maladies infectieuses, maladies cérébrovasculaires, maladies ischémiques du coeur, autres maladies de l'appareil circulatoire, Maladies de l'appareil respiratoire, maladies de l'appareil digestif, morts violentes et autres. Ils évoquent aussi trois autres causes qui prennent de l'importance numériquement les troubles mentaux (dont la démence), les maladies du système nerveux (dont alzheimer) et les maladies endocrinienens, nutritionnelles et métaboliques (dont le diabète sucré). C'est peut-être une alternative comme classification. Il y a aussi les code ICD-10 et ICD-8...

Avec 12 c'est peut-être mieux surtout dans notre cadre théorique avec Alzheimer et démence qui sont des pathologies lourdes en soins et en soutiens.

On met une forte option sur cette variante.

Sur les couples de 2000, on a 178506 décès parmi les couples qui ont les 2 plus de 50 ans au début. Voici la distribution selon le recodage OFS :

	Autres	
		9099
Autres maladies de l'appareil circulatoire		24252
Maladies cérébro-vasculaires		12119
Maladies de l'appareil digestif		6541
Maladies de l'appareil respiratoire		12207
Maladies infectieuses		1654
Maladies ischémiques du coeur		29128
Morts violentes		6728
Tumeurs		58207
maladies du système		8043
maladies endocriniennes, nutritionnelles et métaboliques		4836
troubles mentaux		5689

### 1.7.3 Lien entre la cause de décès des 2 conjoints

On se demande s'il y a une relation entre les causes de décès des deux conjoints.

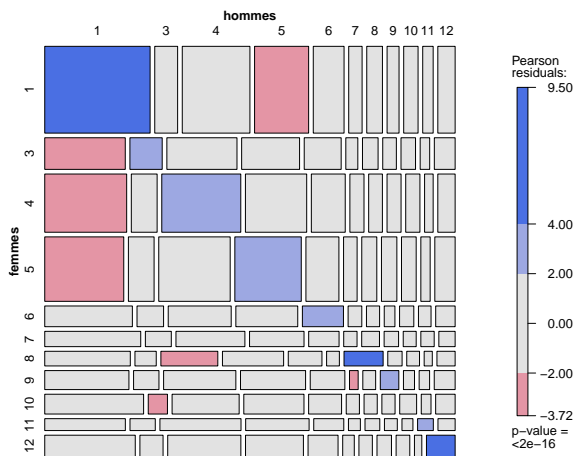
Il y en a 23791 couples où les 2 décèdent sur l'observation.

Ils ont la distribution suivante (selon le codage de l'OFS) avec les femmes en lignes et les hommes en colonnes :

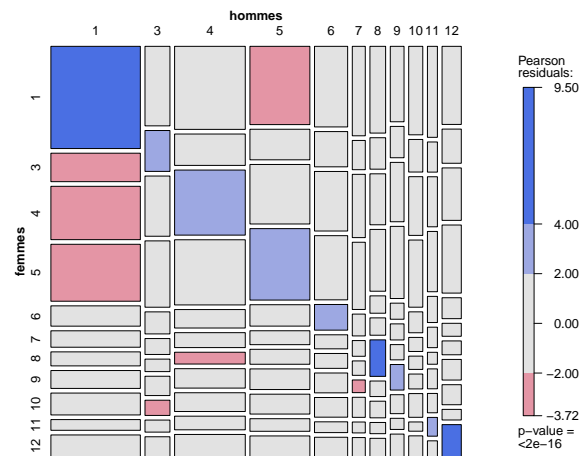
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	1612	57	350	1035	827	471	205	240	183	220	160	265
2	65	0	9	51	40	17	8	5	5	12	16	9
3	449	20	180	391	323	206	67	87	76	81	53	116
4	841	24	265	811	629	348	145	141	144	146	88	178
5	898	28	292	812	755	375	154	171	175	167	106	231
6	320	11	97	230	226	150	50	48	39	52	46	71
7	259	9	70	186	147	82	36	48	39	35	36	44
8	221	7	55	147	158	87	33	101	37	33	21	47
9	282	9	85	242	218	116	29	43	62	37	35	70
10	345	12	67	234	210	115	46	46	46	59	34	68
11	169	8	53	170	133	63	25	31	27	23	33	36
12	344	11	88	278	220	114	44	51	55	52	28	109

'1' = 'Tumeurs'; '2' = 'Maladies infectieuses'; '3' = 'Maladies cérébro-vasculaires'; '4' = 'Maladies ischémiques du coeur'; '5' = 'Autres maladies de l'appareil circulatoire'; '6' = 'Maladies de l'appareil respiratoire'; '7' = 'Maladies de l'appareil digestif'; '8' = 'Morts violentes'; '9' = 'troubles mentaux'; '10' = 'maladies du système nerveux'; '11' = 'maladies endocriniennes, nutritionnelles et métaboliques'; '12' = 'Autres'

Graphique 1.3 – Carré unitaire des causes de décès des 2 conjoints (conditionnelle selon les hommes)



Graphique 1.4 – Carré unitaire des causes de décès des 2 conjoints (conditionnelle selon les femmes)



Il y a évidemment dépendance entre ces deux variables. On le voit mieux sur les sym-  
pathiques carré unitaires (1.3 et 1.4) dont les (ternes) colorations indiquent des écarts  
à l'indépendance. Seulement pour les Maladies de l'appareil digestif et les maladies du  
système nerveux, il ne semble pas y avoir de lien.

### 1.7.4 Modélisation du deuil avec les causes

On essaie des modèles de Cox pour regarder l'impact de la cause du décès du partenaire  
sur la mortalité d'ego. Déjà sur l'ensemble, on voit que des causes n'ont pas toutes un  
impact durables (il faut se rappeler aussi que pour les données 2000, l'impact du deuil sur  
toute la période est faible).

Mais c'est évidemment plus intéressant avec la vision temporelle de l'effet de deuil. Il en  
ressort plusieurs éléments : pas toutes les causes ont un effet sig. Au delà de 4 ans de  
deuil, il n'y a plus aucune cause qui agit positivement sur la mortalité (donc qui cause  
une surmortalité). Mêmes certaines engendrent une sous-mortalité (1, 2, 3, 12). Après 1  
an, les causes 4,5,6,7, 11 ajoute une risque 10% à 15% plus élevé pour les endeuillés (la 2  
aussi mais n'est pas sig.).

Les maladies du système nerveux (10) ne sont aucune fois significatives : pas d'impact,  
bam. C'est principalement Alzheimer (enfin à vérifier)!

L'effet des tumeurs (1) diminue rapidement. Après 6 mois, il y a plus d'impact et au delà  
de 4 ans, il y a même une sous-mortalité.

Pour les maladies infectieuses (2) c'est un peu délicat car peu d'effectif, ça varie pas mal  
et les effets sont assez forts sans être toujours sign ( $n$  est petit).

Les morts violentes (8) ont bcp d'effet au début ( $\exp(\beta) = 2.4$ ) - il y a certes un risque  
qu'un accident cause le décès des 2 partenaires. Elle reste la cause qui a l'impact le plus  
élevé pendant les 6 premiers mois mais n'est ensuite pas significativement différent de 1  
(valeur de 1.11 pour 6mois-1an mais proche de 1 ensuite).

Les troubles mentaux (9) dont la démence n'ont pas tellement une allure particulière.

Call:

```
coxph(formula = survi ~ factor(sex) + factor(civil) + factor(educ) +
      factor(agec1, levels = c(65, seq(50, 105, by = 5)[-4])) +
      deuil_0:factor(part_cause_OFS) + deuil_1mois:factor(part_cause_OFS) +
      deuil_6mois:factor(part_cause_OFS) + deuil_1an:factor(part_cause_OFS) +
      deuil_4an:factor(part_cause_OFS), data = D)
```

n= 2976646, number of events= 178503

	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z )
factor(sex)1	-0.70481	0.49420	0.00549	-128.46	< 2e-16 ***
factor(civil)2	-0.30955	0.73378	0.02446	-12.66	< 2e-16 ***
factor(civil)3	-0.15211	0.85889	0.02984	-5.10	0.00000034483 ***
factor(civil)4	-0.14055	0.86888	0.03128	-4.49	0.00000700102 ***
factor(educ)2	-0.13803	0.87107	0.00535	-25.81	< 2e-16 ***
factor(educ)3	-0.32499	0.72253	0.00758	-42.89	< 2e-16 ***
factor(educ)4	-0.08482	0.91868	0.02345	-3.62	0.00030 ***
factor(agec1, levels = c(65, seq(50, 105, by = 5)[-4]))50	-0.97309	0.37791	0.07673	-12.68	< 2e-16 ***
factor(agec1, levels = c(65, seq(50, 105, by = 5)[-4]))55	-0.71133	0.49099	0.02918	-24.38	< 2e-16 ***
factor(agec1, levels = c(65, seq(50, 105, by = 5)[-4]))60	-0.39270	0.67523	0.01417	-27.72	< 2e-16 ***
factor(agec1, levels = c(65, seq(50, 105, by = 5)[-4]))70	0.48638	1.62641	0.00958	50.78	< 2e-16 ***
factor(agec1, levels = c(65, seq(50, 105, by = 5)[-4]))75	1.02956	2.79983	0.00915	112.50	< 2e-16 ***
factor(agec1, levels = c(65, seq(50, 105, by = 5)[-4]))80	1.63773	5.14347	0.00902	181.52	< 2e-16 ***
factor(agec1, levels = c(65, seq(50, 105, by = 5)[-4]))85	2.23601	9.35593	0.00953	234.70	< 2e-16 ***
factor(agec1, levels = c(65, seq(50, 105, by = 5)[-4]))90	2.79677	16.39162	0.01138	245.72	< 2e-16 ***
factor(agec1, levels = c(65, seq(50, 105, by = 5)[-4]))95	3.23890	25.50570	0.02023	160.09	< 2e-16 ***

factor(agec1, levels = c(65, seq(50, 105, by = 5)[-4]))100	3.39760	29.89240	0.07501	45.29	< 2e-16	***
factor(agec1, levels = c(65, seq(50, 105, by = 5)[-4]))105	3.35250	28.57397	0.50007	6.70	0.00000000002	***
deuil_0:factor(part_cause_OFS)1	0.25794	1.29426	0.07986	3.23	0.00124	**
deuil_0:factor(part_cause_OFS)2	0.95436	2.59701	0.28870	3.31	0.00095	***
deuil_0:factor(part_cause_OFS)3	0.17235	1.18809	0.14590	1.18	0.23751	
deuil_0:factor(part_cause_OFS)4	0.38704	1.47261	0.09252	4.18	0.00002870568	***
deuil_0:factor(part_cause_OFS)5	0.49491	1.64036	0.08987	5.51	0.00000003654	***
deuil_0:factor(part_cause_OFS)6	0.60791	1.83659	0.13024	4.67	0.00000304648	***
deuil_0:factor(part_cause_OFS)7	0.27176	1.31227	0.20854	1.30	0.19252	
deuil_0:factor(part_cause_OFS)8	0.87337	2.39496	0.16016	5.45	0.00000004952	***
deuil_0:factor(part_cause_OFS)9	0.32112	1.37867	0.18902	1.70	0.08934	.
deuil_0:factor(part_cause_OFS)10	-0.09237	0.91177	0.21323	-0.43	0.66487	
deuil_0:factor(part_cause_OFS)11	0.32612	1.38559	0.23572	1.38	0.16651	
deuil_0:factor(part_cause_OFS)12	0.35138	1.42102	0.16443	2.14	0.03261	*
factor(part_cause_OFS)1:deuil_1mois	0.14017	1.15047	0.03852	3.64	0.00027	***
factor(part_cause_OFS)2:deuil_1mois	0.38009	1.46241	0.17681	2.15	0.03158	*
factor(part_cause_OFS)3:deuil_1mois	0.10069	1.10593	0.06925	1.45	0.14597	
factor(part_cause_OFS)4:deuil_1mois	0.20526	1.22785	0.04631	4.43	0.00000931835	***
factor(part_cause_OFS)5:deuil_1mois	0.20549	1.22813	0.04775	4.30	0.00001683555	***
factor(part_cause_OFS)6:deuil_1mois	0.10546	1.11122	0.07656	1.38	0.16835	
factor(part_cause_OFS)7:deuil_1mois	0.17692	1.19354	0.10005	1.77	0.07700	.
factor(part_cause_OFS)8:deuil_1mois	0.46694	1.59511	0.08986	5.20	0.00000020355	***
factor(part_cause_OFS)9:deuil_1mois	0.21629	1.24146	0.09253	2.34	0.01941	*
factor(part_cause_OFS)10:deuil_1mois	-0.00743	0.99259	0.09331	-0.08	0.93649	
factor(part_cause_OFS)11:deuil_1mois	0.33047	1.39162	0.10726	3.08	0.00206	**
factor(part_cause_OFS)12:deuil_1mois	0.02180	1.02204	0.08880	0.25	0.80610	
factor(part_cause_OFS)1:deuil_6mois	0.02608	1.02642	0.03765	0.69	0.48854	
factor(part_cause_OFS)2:deuil_6mois	0.21053	1.23434	0.17964	1.17	0.24120	
factor(part_cause_OFS)3:deuil_6mois	0.16387	1.17806	0.06235	2.63	0.00859	**
factor(part_cause_OFS)4:deuil_6mois	0.22256	1.24927	0.04268	5.21	0.00000018402	***
factor(part_cause_OFS)5:deuil_6mois	0.13451	1.14397	0.04627	2.91	0.00365	**
factor(part_cause_OFS)6:deuil_6mois	0.24161	1.27329	0.06576	3.67	0.00024	***
factor(part_cause_OFS)7:deuil_6mois	-0.09970	0.90511	0.10665	-0.93	0.34989	
factor(part_cause_OFS)8:deuil_6mois	0.10334	1.10887	0.10056	1.03	0.30411	
factor(part_cause_OFS)9:deuil_6mois	-0.14898	0.86159	0.10490	-1.42	0.15555	
factor(part_cause_OFS)10:deuil_6mois	-0.01613	0.98400	0.08710	-0.19	0.85309	
factor(part_cause_OFS)11:deuil_6mois	0.12628	1.13460	0.11116	1.14	0.25595	
factor(part_cause_OFS)12:deuil_6mois	0.16368	1.17784	0.07700	2.13	0.03353	*
factor(part_cause_OFS)1:deuil_1an	0.01178	1.01185	0.01787	0.66	0.50956	
factor(part_cause_OFS)2:deuil_1an	0.11771	1.12492	0.09024	1.30	0.19210	
factor(part_cause_OFS)3:deuil_1an	0.00769	1.00772	0.03247	0.24	0.81275	
factor(part_cause_OFS)4:deuil_1an	0.09426	1.09884	0.02182	4.32	0.00001564463	***
factor(part_cause_OFS)5:deuil_1an	0.11122	1.11764	0.02303	4.83	0.00000136787	***
factor(part_cause_OFS)6:deuil_1an	0.14912	1.16081	0.03303	4.51	0.00000633264	***
factor(part_cause_OFS)7:deuil_1an	0.10101	1.10629	0.04646	2.17	0.02971	*
factor(part_cause_OFS)8:deuil_1an	0.03214	1.03266	0.05033	0.64	0.52313	
factor(part_cause_OFS)9:deuil_1an	0.05617	1.05777	0.04892	1.15	0.25096	
factor(part_cause_OFS)10:deuil_1an	-0.04270	0.95820	0.04258	-1.00	0.31589	
factor(part_cause_OFS)11:deuil_1an	0.14599	1.15719	0.05204	2.81	0.00503	**
factor(part_cause_OFS)12:deuil_1an	0.03145	1.03195	0.03911	0.80	0.42131	
factor(part_cause_OFS)1:deuil_4an	-0.10413	0.90111	0.02601	-4.00	0.00006248786	***
factor(part_cause_OFS)2:deuil_4an	-0.38123	0.68302	0.16910	-2.25	0.02417	*
factor(part_cause_OFS)3:deuil_4an	-0.10576	0.89964	0.05019	-2.11	0.03512	*
factor(part_cause_OFS)4:deuil_4an	-0.03782	0.96288	0.03358	-1.13	0.26000	
factor(part_cause_OFS)5:deuil_4an	-0.00442	0.99559	0.03620	-0.12	0.90284	
factor(part_cause_OFS)6:deuil_4an	0.00279	1.00279	0.05143	0.05	0.95681	
factor(part_cause_OFS)7:deuil_4an	0.04876	1.04997	0.06868	0.71	0.47773	
factor(part_cause_OFS)8:deuil_4an	-0.00977	0.99027	0.07597	-0.13	0.89763	
factor(part_cause_OFS)9:deuil_4an	-0.01674	0.98340	0.08409	-0.20	0.84221	
factor(part_cause_OFS)10:deuil_4an	-0.09844	0.90625	0.06715	-1.47	0.14268	
factor(part_cause_OFS)11:deuil_4an	-0.02969	0.97074	0.08290	-0.36	0.72020	
factor(part_cause_OFS)12:deuil_4an	-0.14198	0.86763	0.06163	-2.30	0.02123	*

Pour aller encore un peu plus loin, on pourrait lancer une boucle avec un modèle sur l'impact du deuil pour chacune des causes de décès du partenaire.

Aussi il faudrait en regarder l'impact sur la cause d'ego. Ou aussi ajouter sur le dernier modèle une interaction avec l'âge, et mettre comme le proposait Reto, un pente aléatoire sur le deuil pour voir quel part de cette variabilité de l'effet de deuil on peut faire baisser



par des interactions (interaction du sexe, de la durée de deuil, des causes et de l'âge par ex). Et puis, tant qu'à essayer des interactions, ajouter aussi le niveau d'éducation - des papiers ont justement testé un effet buffer du SES sur l'effet de deuil. Aussi des modèles de frailty qui peut-être ont plus d'effet sur une fragilité partagée au niveau du couple selon la cause.

Notons aussi qu'il va être difficile d'étudier le deuil plus finement selon la durée car parfois les effectifs sont un peu limités lorsqu'il y a peu d'exposés.

### **1.7.5 Multi causes**

Pour rigoler on pourrait encore approcher la mortalité par du multicausal, voir Déesquelles 2010 par ex.

## **1.8 Conclusion**

Il faudrait commencer gentiment à poser un cadre et définir une recherche précise avec une problématique de fond. Une réflexion plus théorique sur le fait d'être en couple et perdre son partenaire (cf Palloni 2011) : qu'est ce que cela signifie en termes de support social et de niveau de vie notamment (selon l'âge et le sexe).

L'intérêt des causes aussi, pourquoi la perte du conjoint n'a pas tout le temps le même effet. S'interroger sur un soulagement (genre Alzheimer), sur l'impact psychologique et social de la perte soudaine ou inattendue du conjoint.