

Devoir 1

Disponible sur ce site, le code source sur Github.

Exercice 1

Partie I : la mortalité des hommes et des femmes

On se propose d'étudier la mortalité d'une génération non soumise aux migrations, en l'absence d'autres causes de décès. On a construit la table masculine et féminine de mortalité générale (Table I M et I F), la table masculine de mortalité par accident (Table II M) et la table féminine de mortalité par toutes autres causes, ou table de mortalité par maladie (table III F) de cette génération.

a- Construire la table masculine de mortalité par toutes les causes autres que les accidents (ou table masculine par « maladie » de cette génération). L'appeler Table III M.

La Table III M. est la table de ceux qui ont subi le phénomène de la mortalité, mais qui n'ont pas subi le phénomène de mortalité suite à un accident. On peut calculer son quotient pour chaque âge en prenant le quotient de mortalité par accident pour chaque âge et en le soustrayant au quotient de mortalité générale pour chaque âge.

On calcule ensuite le taux brut de mortalité malade pour chaque âge.

```
Racine <- 100000
TableMortMascMaladie <- TableMortMascGeneral %>%
  select("aqx p.1000")
for (i in seq_along(row.names(TableMortMascMaladie))) {
  TableMortMascMaladie$`Sx`[i] <- Racine
  TableMortMascMaladie$`aqx p.1000`[i] <- round((1 - ((1 - (TableMortMascGeneral$`aqx p.1000`[i]/1000))
  TableMortMascMaladie$`d(x;x+a)`[i] <- round(Racine * (TableMortMascMaladie$`aqx p.1000`[i] * 0.001))
  Racine <- Racine - TableMortMascMaladie$`d(x;x+a)`[i]
}
TableMortMascMaladie <- relocate(TableMortMascMaladie, `Sx`, `d(x;x+a)`, `aqx p.1000`)
```

Table 1: Table III M.

	Sx	d(x;x+a)	aqx p.1000
0	100000	4012	40.12
1	95988	678	7.06
5	95310	185	1.94
10	95125	166	1.75
15	94959	276	2.91
20	94683	377	3.98
25	94306	546	5.79
30	93760	781	8.33
35	92979	1154	12.41
40	91825	1839	20.03

	Sx	d(x;x+a)	aqx p.1000
45	89986	3134	34.83
50	86852	4876	56.14
55	81976	6965	84.96
60	75011	9176	122.33
65	65835	11840	179.85
70	53995	14689	272.05
75	39306	16022	407.62
80	23284	13323	572.21
85	9961	7396	742.50
90	2565	NA	NA

b- A un âge quelconque à choisir, calculer pour une base de 100 000 survivants à cet âge, les décès masculins à partir des tables IM, II M et III M. Faire la somme des décès obtenus par la table IIM et IIIM et comparer avec ceux obtenus à partir de la table IM. Que mesure l'écart constaté ? Faire une interprétation allant au-delà de l'explication mécanique.

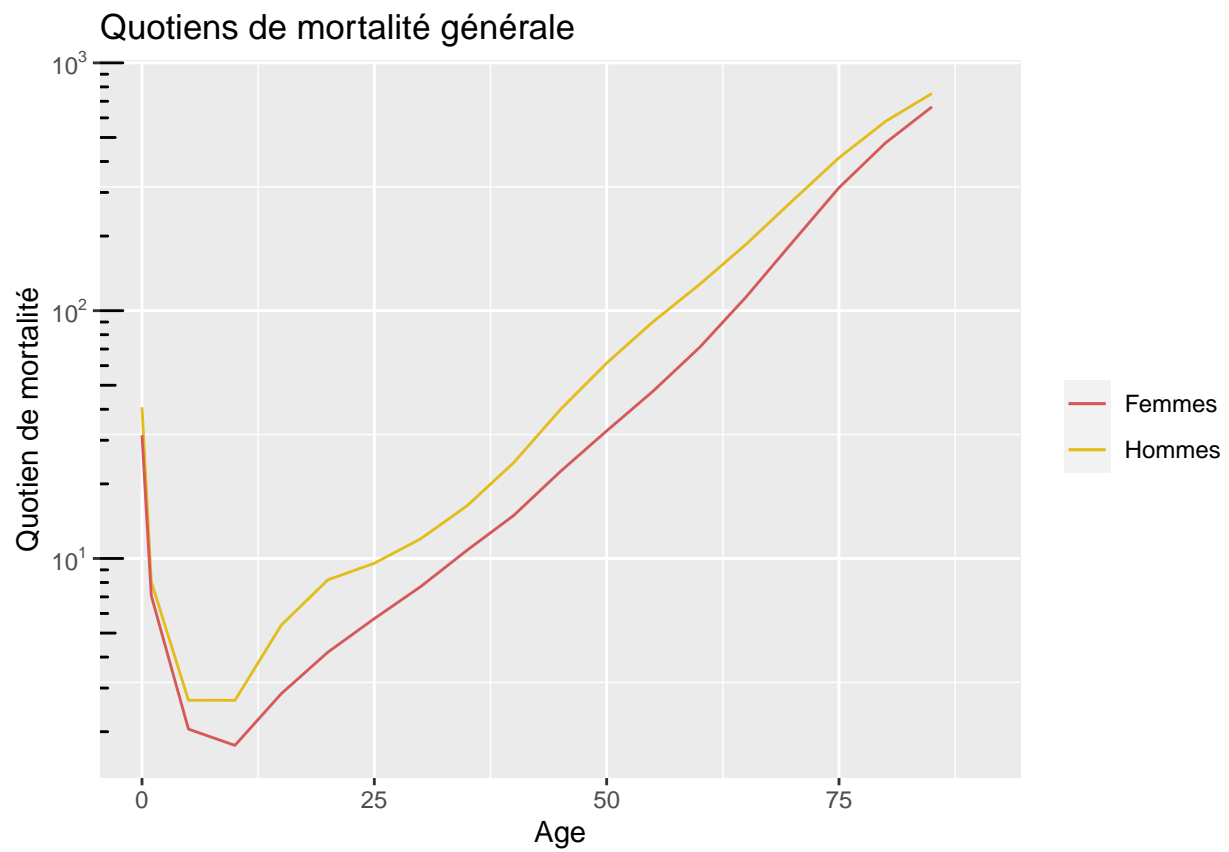
```
SommeMort <- TableMortMascGeneral %>%
  select(`d(x;x+a)` ) %>%
  rename(`d(x;x+a) Constatés` = `d(x;x+a)`)
SommeMort$d(x;x+a) Somme` <- TableMortMascAccident$d(x;x+a)` + TableMortMascMaladie$d(x;x+a)`
SommeMort$`Difference Brute` <- SommeMort$d(x;x+a) Somme` - SommeMort$d(x;x+a) Constatés`
SommeMort$`Difference p.100` <- round((SommeMort$d(x;x+a) Somme` - SommeMort$d(x;x+a) Constatés`) / S
```

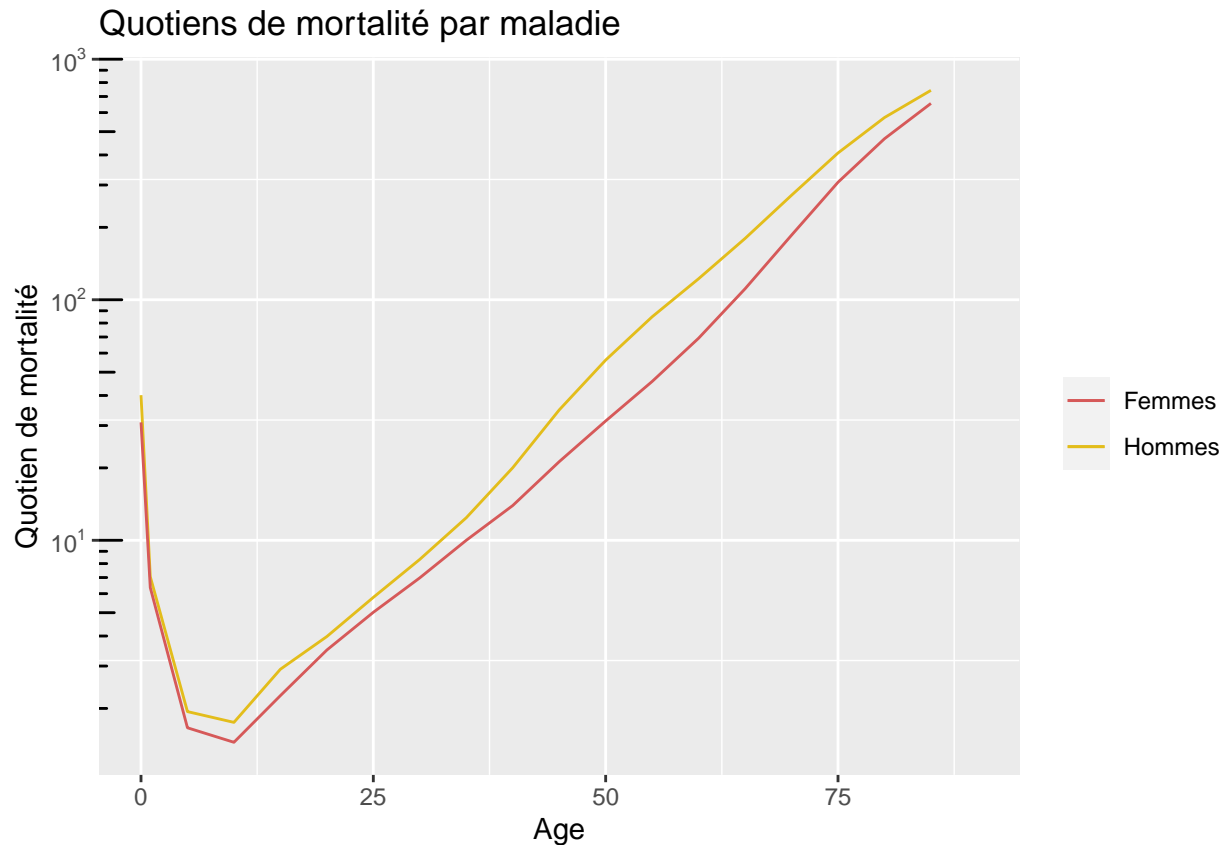
Table 2: Décès observés, sommes des décès calculés et différence

	d(x;x+a) Constatés	d(x;x+a) Somme	Difference Brute	Difference p.100
0	4076	4079	3	0.07
1	773	778	5	0.65
5	255	259	4	1.57
10	254	259	5	1.97
15	510	524	14	2.75
20	772	798	26	3.37
25	893	922	29	3.25
30	1111	1147	36	3.24
35	1493	1545	52	3.48
40	2190	2272	82	3.74
45	3492	3639	147	4.21
50	5172	5420	248	4.80
55	7132	7524	392	5.50
60	9176	9758	582	6.34
65	11627	12489	862	7.41
70	14192	15445	1253	8.83
75	15271	17040	1769	11.58
80	12542	15090	2548	20.32
85	6828	11070	4242	62.13
90	NA	NA	NA	NA

On constate que les décès calculés sont plus nombreux, surtout en fin de vie. On peut présupposer que cet écart est dû à une interference entre les deux phénomènes.

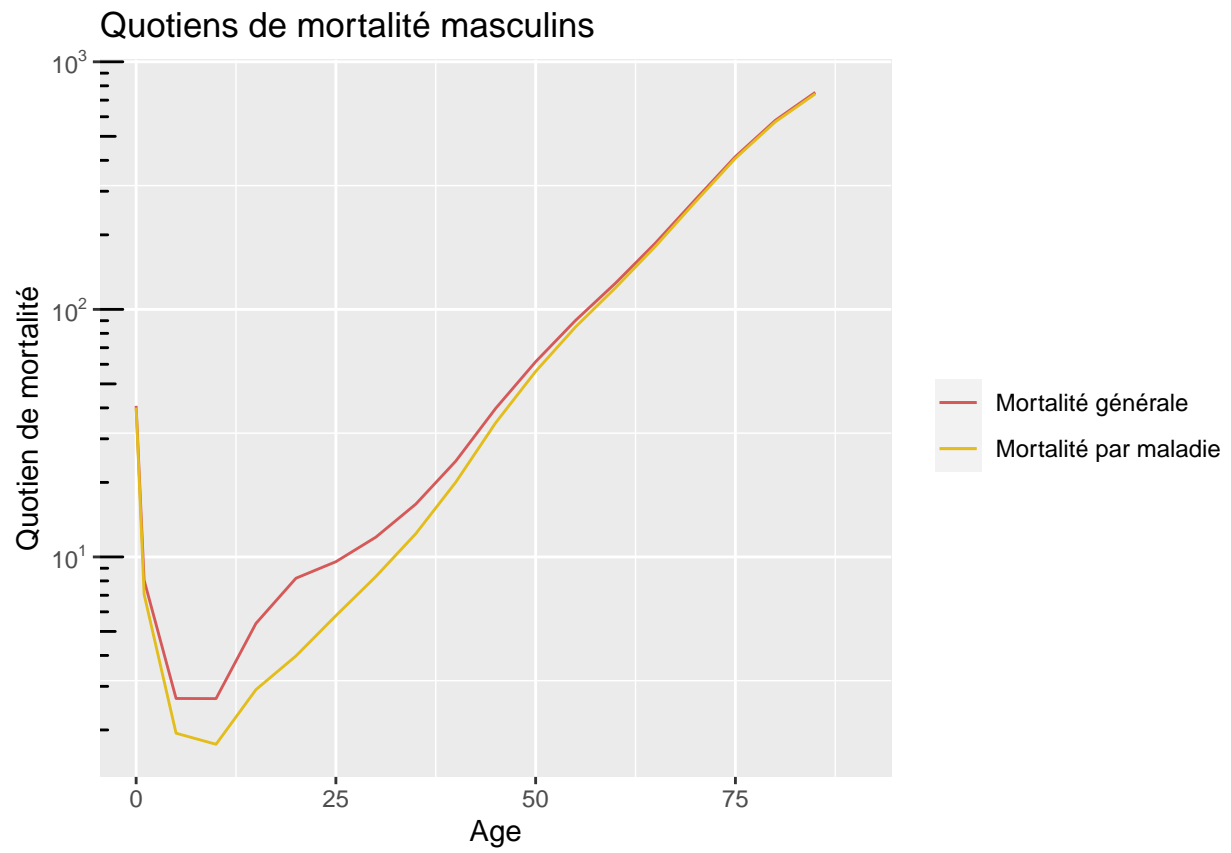
c- Tracer un graphique (échelle semi logarithmique) avec les quotients masculins et féminins des tables I M et I F et un autre avec les quotients masculins et féminins des tables III M et III F. Comparer les deux graphiques et commenter.

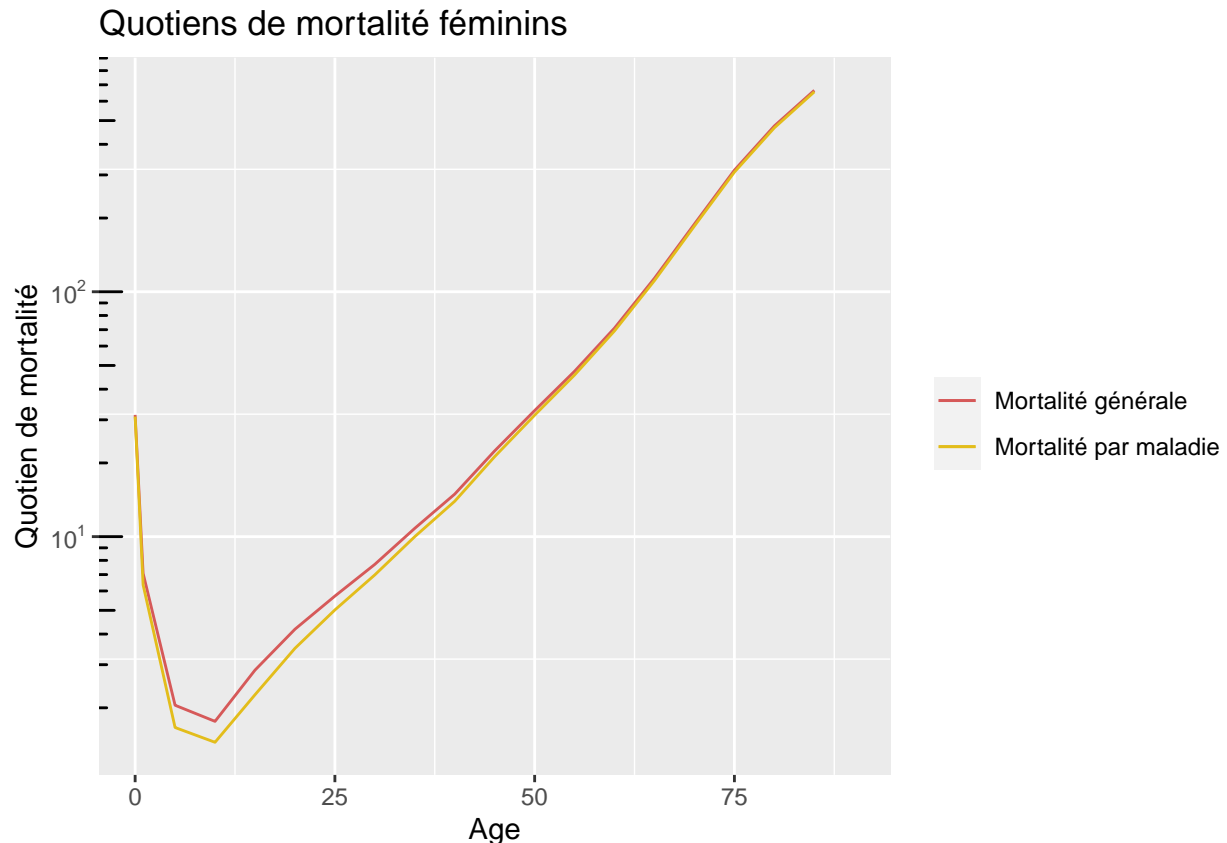




La mortalité générale des hommes est plus élevée que celle des femmes à tout âge. La différence s'amenuise avec le temps et un pic est constaté entre 15 et 25 ans. La mortalité due à une maladie des hommes est toujours supérieure à celle des femmes, mais la différence est beaucoup moins marquée, son pic ayant lieu autour de 55 ans.

d- Tracer un graphique (avec une échelle semi logarithmique) avec les quotients masculins des tables I M et III M. et un autre avec les quotients féminins des tables I F et III F. Commenter.





La mortalité féminine générale est quasi indistincte de la mortalité par maladie. La mortalité masculine générale est très influencée par la mortalité par maladie à partir de 40 ans. Entre la naissance et cet âge, il y a une différence constatée entre les deux valeurs, avec un pic autour de 20 ans.

e- A partir des commentaires des questions c) et d) que conclure sur les populations d'hommes et de femmes vis-à-vis de la mortalité par accident et par maladie (en 2 ou 3 lignes maximum)

La surmortalité des hommes autour de 20 ans, sans que le quotient de mortalité par maladie ne subisse de pic à cet âge, doit donc s'expliquer par une forte surmortalité accidentelle à ces âges. La mortalité féminine générale est quasi indistincte de la mortalité par maladie, indice que la mortalité par accident est marginale dans cette population quelque soit l'âge.

f- Calculer les espérances de vie à la naissance dans les tables I M et I F et III M et III F et compléter le tableau ci-dessous. Commenter les valeurs obtenues et conclure.

```

EsperanceDeVieNaissance <- function (Age, Population) {
  Annees <- Population
  Racine <- Population[1]
  AnneesVecues <- data.frame(Population, row.names = Age)
  SommeAV <- 0
  for (i in seq_along(Age)){
    AnneesVecues$Annees[i] <- ((Population[i] + Population[i+1])/2) * (as.numeric(Age[i+1]) - as.numeric(Age[i]))
    SommeAV <- SommeAV + ifelse(!is.na(AnneesVecues$Annees[i]), AnneesVecues$Annees[i], 0)
  }
  return(round(SommeAV/Racine,2))
}

```

Table 3: Espérance de vie

Table I Sexe Masculin	Table I Sexe Feminin	Table III Sexe Masculin	Table III Sexe Feminin
64.98	70.94	66.44	71.47

L'espérance de vie générale des hommes est de 6 années de moins, l'impact des accidents sur l'espérance de vie des hommes est d'une année et demi alors qu'il n'est que d'une demi année pour les femmes. Sans accidents l'écart d'espérance de vie entre les sexes n'est que de 5 ans.

Partie II : la mortalité de la population hommes et femmes réunis

49 000 hommes et 51 000 femmes de cette génération atteignent l'âge de 55 ans. On se propose d'établir une partie de la table de mortalité par accident sexes réunis de la génération.

a- Combien de décès masculins par accident et par « maladie » a-t-on observé dans cette génération entre 55-60 ans, 60-65 ans, 65 et 70 ans et entre 70 et 75 ans ?

```
PopHomme55ans <- 49000
TableMortMasc <- TableMortMascAccident %>%
  slice(13:16) %>%
  select(`aqx p.1000`)
for (i in seq_along(TableMortMasc$`aqx p.1000`)) {
  TableMortMasc$`Px`[i] <- PopHomme55ans
  TableMortMasc$`d'(x;x+5) Accidents`[i] <- round(TableMortMasc$`Px`[i] * (TableMortMascAccident$`aqx p.1000`[i]))
  TableMortMasc$`d'(x;x+5) Maladie`[i] <- round(TableMortMasc$`Px`[i] * (TableMortMascMaladie$`aqx p.1000`[i]))
  PopHomme55ans <- PopHomme55ans - TableMortMasc$`d'(x;x+5) Accidents`[i] - TableMortMasc$`d'(x;x+5) Maladie`[i]
  if (i == length(TableMortMasc$`aqx p.1000`)) {
    TableMortMasc <- TableMortMasc %>% add_row(Px = PopHomme55ans)
    row.names(TableMortMasc)[i+1] <- 75
  }
}
TableMortMasc <- TableMortMasc %>% select(-`aqx p.1000`)
```

Table 4: Table des mortalités masculine

	Px	d'(x;x+5) Accidents	d'(x;x+5) Maladie
55	49000	272	4151
60	44577	254	5437
65	38886	241	6970
70	31675	219	8583
75	22873	NA	NA

b- Le tableau en annexe donne le nombre de décès féminins par accident et par « maladie » observés dans la génération à ces âges. Calculer les quotients par accident (sexes réunis) $5q^{a55}$, $5q^{a60}$, $5q^{a65}$ et $5q^{a70}$ à l'aide des données d'observation et de celles obtenues à la question II-a. Que peut-on dire de ces indicateurs compte tenu des conclusions de la partie I ?

```
DecesFemmesObservees <- read_excel("../data/exo1/fobservee.xlsx") %>% column_to_rownames("Age x")
Px <- DecesFemmesObservees$Px[1]
for (i in seq_along(DecesFemmesObservees$`Décès par accident observés D'a(x;x+5)`)) {
```

```

DecesFemmesObserve$Px[i] <- Px
Px <- Px - DecesFemmesObserve$`Décès par accident observés D'a(x;x+5)`[i] - DecesFemmesObserve$`Décès par maladie observés D'm(x;x+5)`[i]
if (i == length(DecesFemmesObserve$`Décès par accident observés D'a(x;x+5)`)) {
  DecesFemmesObserve <- DecesFemmesObserve %>% add_row(Px = Px)
  row.names(DecesFemmesObserve)[i+1] <- 75
}
}
DecesSexesReunis <- TableMortMasc
DecesSexesReunis$d'(x;x+5) Accidents` <- DecesSexesReunis$d'(x;x+5) Accidents` + DecesFemmesObserve$`Décès par accident observés D'a(x;x+5)`
DecesSexesReunis$d'(x;x+5) Maladie` <- DecesSexesReunis$d'(x;x+5) Maladie` + DecesFemmesObserve$`Décès par maladie observés D'm(x;x+5)`
DecesSexesReunis$Px <- DecesSexesReunis$Px + DecesFemmesObserve$Px
for (i in seq(DecesSexesReunis$Px)) {
  DecesSexesReunis$5q'ax`[i] <- round(DecesSexesReunis$d'(x;x+5) Accidents`[i]/(DecesSexesReunis$Px[i]))
}

```

Table 5: Table des décès réunis

	Px	d'(x;x+5) Accidents	d'(x;x+5) Maladie	5q'ax
55	100000	358	6482	3.70
60	93160	349	8796	3.93
65	84015	360	11977	4.61
70	71678	376	15992	5.90
75	55310	NA	NA	NA

Quand on prend les paramètres sans faire la distinction des sexes en additionnant les quotients (une sorte de moyenne), il y a une bien plus grande mortalité des femmes que constaté avec les chiffres réels. Si on reconstruit le quotient de mortalité par accident peu importe le sexe avec ces chiffres, il baisse considérablement. Avec les éléments obtenus plus haut, on en déduit que la mortalité accidentelle est bien plus présente chez les hommes que chez les femmes, même dans cette période de la vie.

c-Plaçons-nous dans l'hypothèse où la mortalité par « maladie » des hommes serait égale à celle des femmes. Dans ce cas les décès masculins observés seraient les suivants. Les décès féminins restent inchangés. Calculer, dans cette hypothèse, les quotients par accident (sexes réunis) aux mêmes âges que précédemment. Les comparer aux quotients calculés à la question IIb. Commenter.

```

DecesHommesObserve <- read_excel("./data/exo1/mobservee.xlsx") %>% column_to_rownames("Age x")
DecesSexesReunisObs <- TableMortMasc
DecesSexesReunisObs$d'(x;x+5) Accidents` <- DecesSexesReunisObs$d'(x;x+5) Accidents` + DecesFemmesObserve$`Décès par accident observés D'a(x;x+5)`
DecesSexesReunisObs$d'(x;x+5) Maladie` <- DecesSexesReunisObs$d'(x;x+5) Maladie` + DecesFemmesObserve$`Décès par maladie observés D'm(x;x+5)`
DecesSexesReunisObs$Px <- DecesSexesReunisObs$Px + DecesSexesReunisObs$Px
for (i in seq(DecesSexesReunisObs$Px)) {
  DecesSexesReunisObs$5qax`[i] <- round(DecesSexesReunisObs$d'(x;x+5) Accidents`[i]/(DecesSexesReunisObs$Px[i]))
}

```

Table 6: Table des morts par accidents

	Px	d'(x;x+5) Accidents	d'(x;x+5) Maladie	5qax
55	98000	358	4151	3.73
60	89154	349	5437	4.04
65	77772	360	6970	4.85
70	63350	376	8583	6.37

	Px	d'(x;x+5) Accidents	d'(x;x+5) Maladie	5qax
75	45746	NA	NA	NA

On retrouve des quotients du même ordre qu'à la question IIa, quotients plus élevés que les quotients de la question IIb. Cela confirme que le quotient de mortalité par accident si on prend en compte la population théorique masculine et la population réelle féminine biaise les résultats, preuve que la mortalité féminine par accident est plus faible.

d- Construire les deux tables partielles de mortalité par accident (sexes réunis), de 55 à 75 ans, correspondant aux deux séries de quotients. Calculer $20q''a55$ dans les deux cas.

```
PopulationHommeFemme <- 100000
TableMortFunc <- function (Age, Racine, Quotients) {
  Res <- data.frame(Quotients, row.names = Age)
  for (i in seq_along(Age)){
    Res$`Sx`[i] <- Racine
    Res$`d(x;x+a)`[i] <- round(Res$`Quotients`[i] * Res$`Sx`[i] / 1000)
    Racine <- Racine - Res$`d(x;x+a)`[i]
  }
  Res <- relocate(Res, `Sx`, `d(x;x+a)`, `aqx P.1000` = `Quotients`)
  return(Res)
}
TableMortAccidentSecond <- TableMortFunc(row.names(DecesSexesReunisObs), PopulationHommeFemme, DecesSexesReunisObs)
TableMortAccidentObs <- TableMortFunc(row.names(DecesSexesReunis), PopulationHommeFemme, DecesSexesReunisObs)
SommeDecesSexeReunis <- sum(TableMortAccidentSecond$`d(x;x+a)`, na.rm=TRUE)
SommeDecesSexeReunisObs <- sum(TableMortAccidentObs$`d(x;x+a)`, na.rm=TRUE)
Quotient20qSeconda55 <- SommeDecesSexeReunis/PopulationHommeFemme * 1000
Quotient20qa55 <- SommeDecesSexeReunisObs/PopulationHommeFemme * 1000
```

	Sx	d(x;x+a)	5q' 'ax P.1000
55	100000	373	3.73
60	99627	402	4.04
65	99225	481	4.85
70	98744	629	6.37
75	98115	NA	NA

	Sx	d(x;x+a)	5qax P.1000
55	100000	370	3.70
60	99630	392	3.93
65	99238	457	4.61
70	98781	583	5.90
75	98198	NA	NA

e- La probabilité de décéder par accident des deux sexes réunis entre 55 ans et 75 ans ($20q''a55$) est en fait une moyenne pondérée des probabilités de décéder par accident de chaque sexe aux mêmes âges, les coefficients de pondération étant les taux de masculinité et de féminité à 55 ans. Calculer cette probabilité ($20q''a55$) à l'aide de cette relation.

```

ProbabiliteDecesSecond <- ((SommeDecesSexeReunis/PopulationHommeFemme * 0.51) + (SommeDecesSexeReunis/P
ProbabiliteDecesObs <- ((SommeDecesSexeReunisObs/PopulationHommeFemme * 0.51) + (SommeDecesSexeReunisObs

```

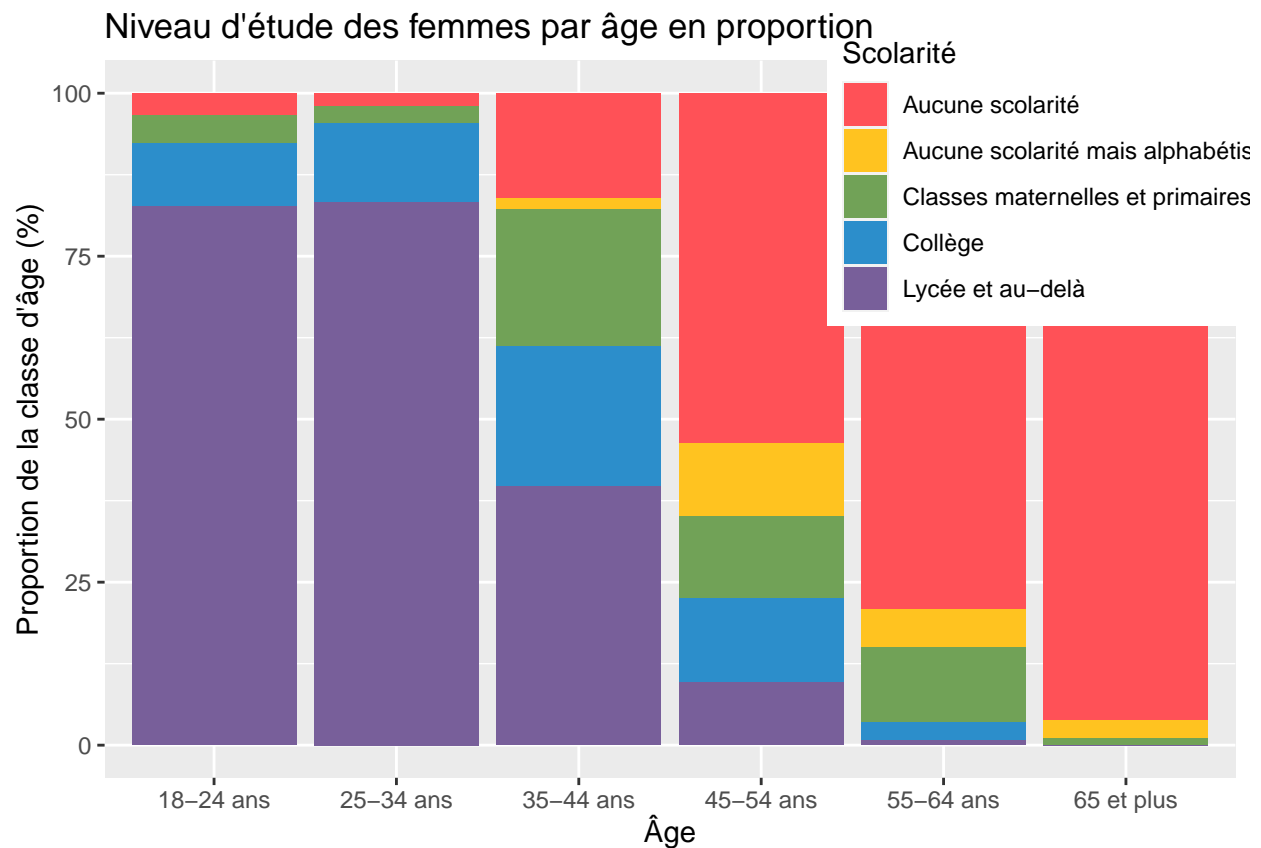
Table 9: Probabilités de mourir entre 55 et 75 ans

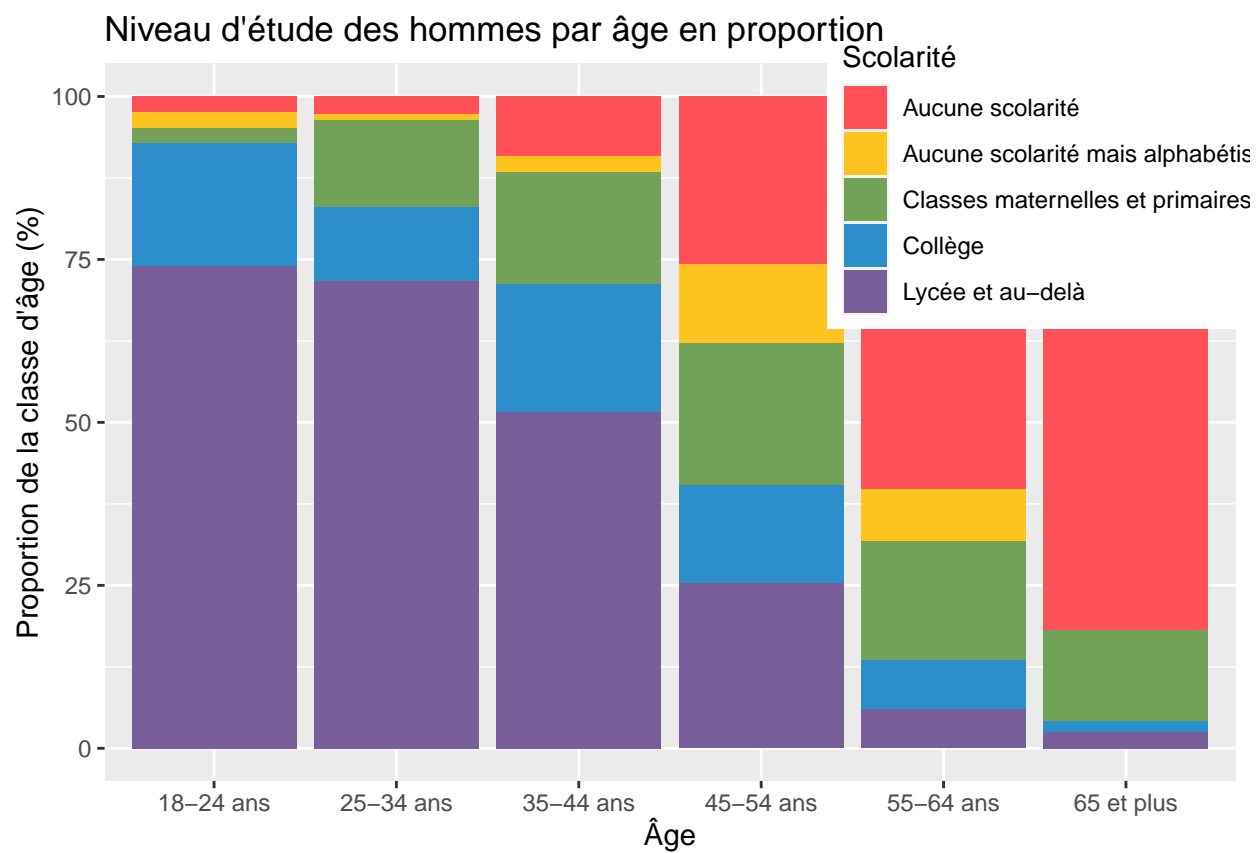
Probabilité de la table de mortalité calculée	Probabilité de la table de mortalité “Observée”
18.85	18.02

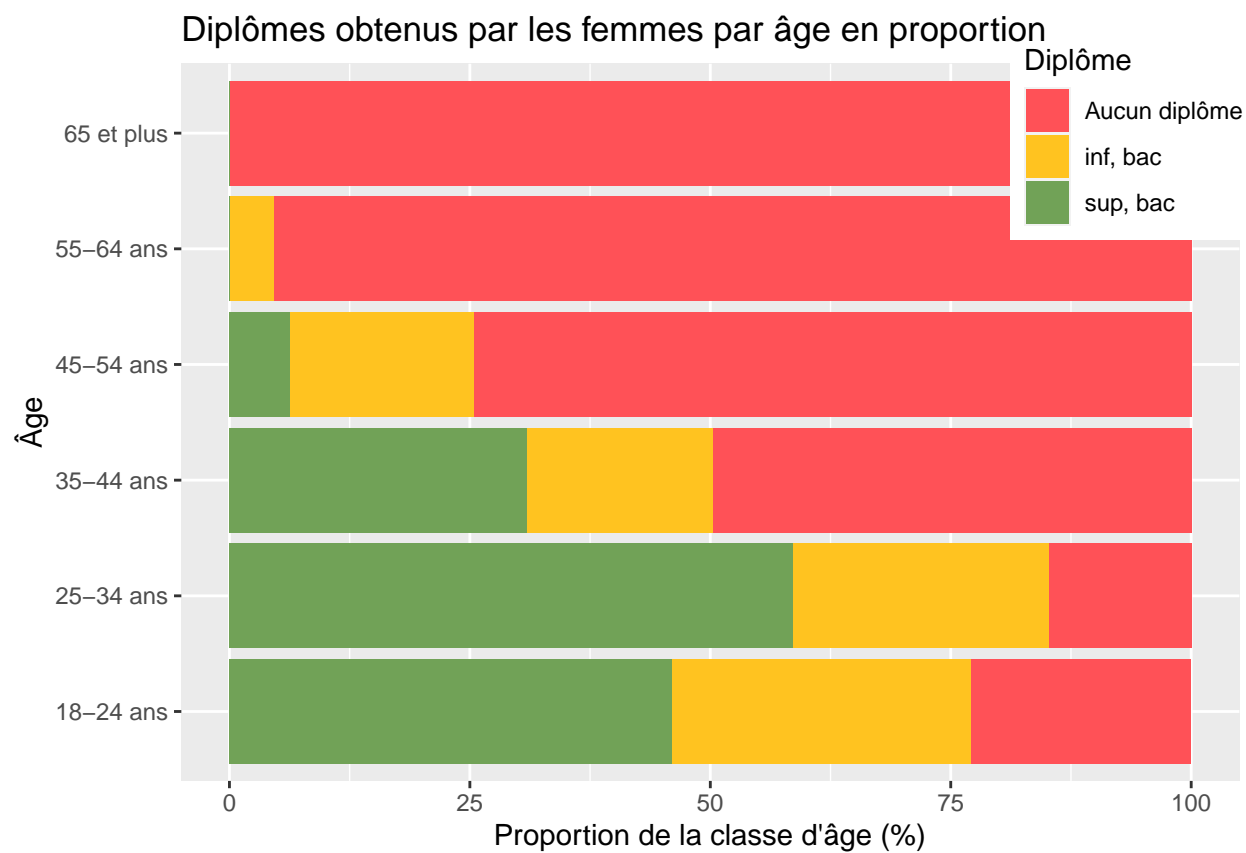
Comparer les valeurs obtenues à la question II d et dire dans quel cas la relation définie ci-dessus est vérifiée. Commenter.

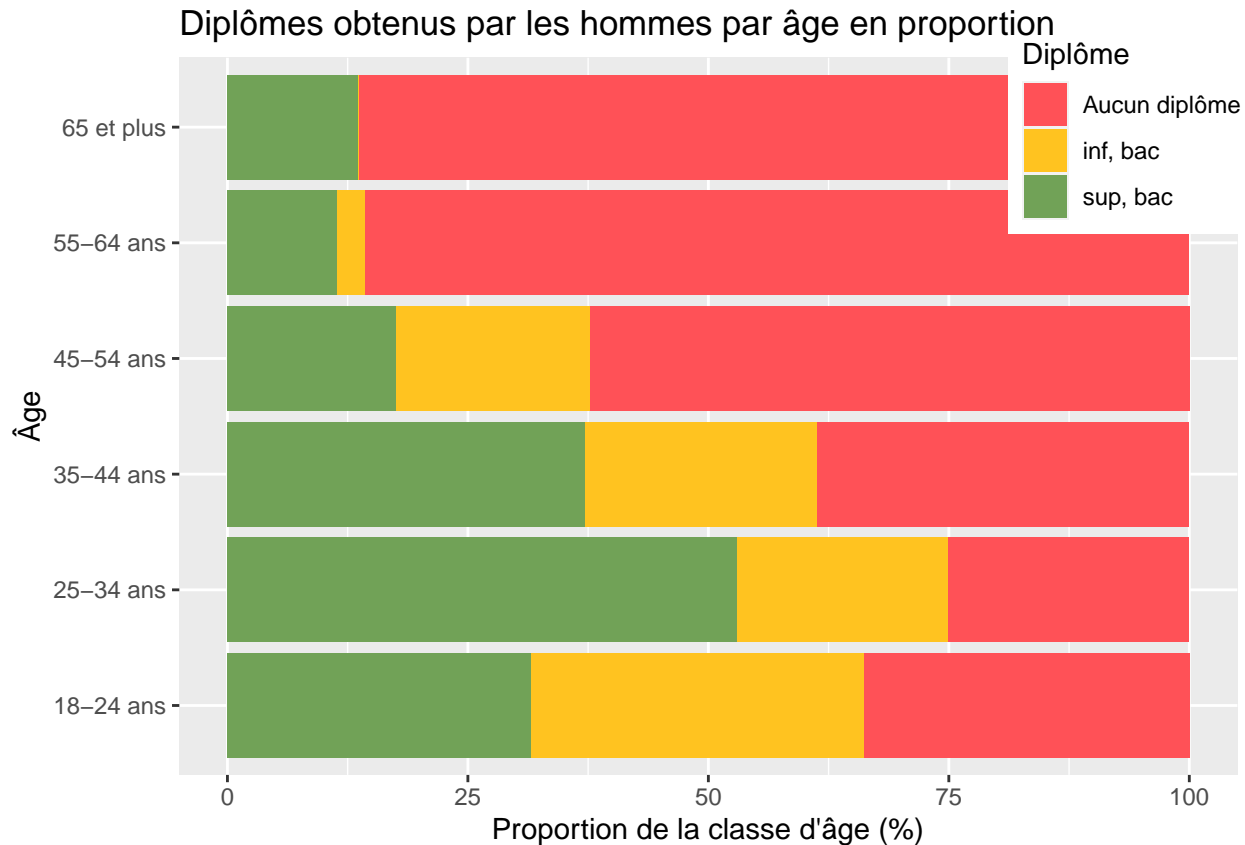
Exercice 2

Porter ces données du tableau 1 sur deux graphiques et les données du tableau 2 sur deux graphiques et commenter en portant en abscisse les générations des personnes. Commenter en étant le plus synthétique possible en montrant les effets d’âge, de génération et de sexe.









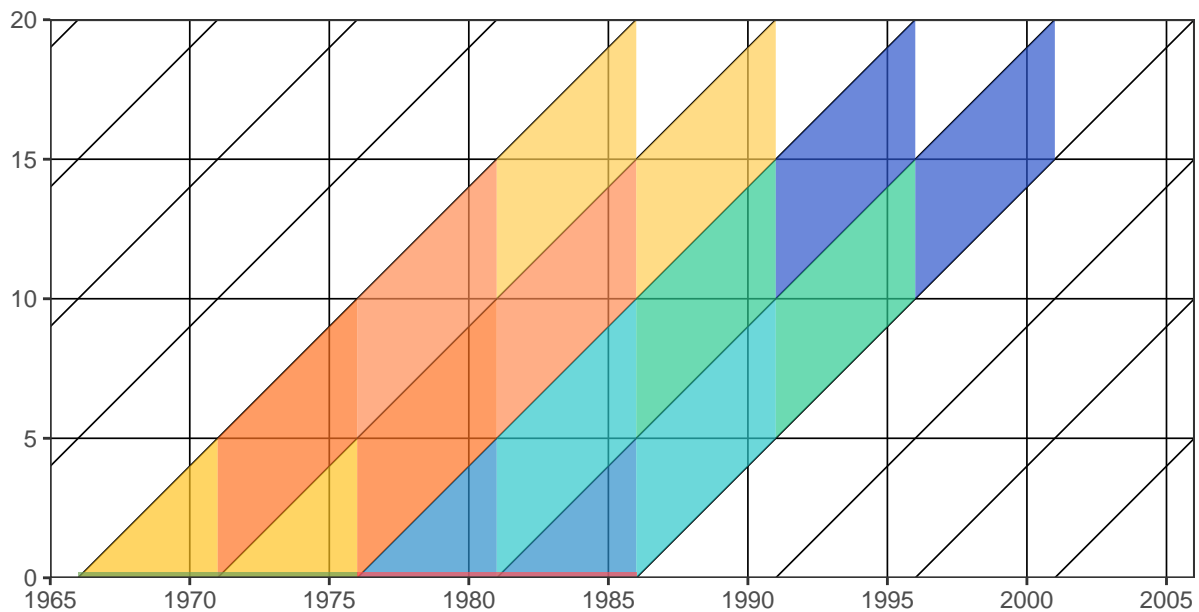
TODO : Rédaction commentaire - Niveau d'étude s'inverse complètement entre les générations - 35-44 ans generation de transition chez les femmes, 45-54 ans pour les hommes - Femmes plus diplômées du lycée et au delà à partir de 18-24 - 18-24, Gen en construction de diplôme du supérieur - Femmes plus diplômées et plus diplômes du supérieur avant 45 ans, moins après

Exercice 3

Une enquête rétrospective réalisée en 2005 auprès d'un échantillon représentatif d'hommes et de femmes âgés de 18-79 ans, donne les renseignements suivants :

- 1486 femmes ont déclaré avoir eu un enfant entre les années 1976 et 1985 et vivre en couple au moment de la naissance cet enfant
- 1362 femmes ont déclaré avoir eu un enfant entre les années 1966 et 1975 et vivre en couple au moment de la naissance cet enfant
- 1114 hommes ont déclaré avoir eu un enfant entre les années 1976 et 1985 et vivre en couple au moment de la naissance cet enfant
- 1041 femmes ont déclaré avoir eu un enfant entre les années 1966 et 1975 et vivre en couple au moment de la naissance cet enfant

Un certain nombre des unions sont rompues au fil des années qui suivent la naissance. Elles sont rompues soit du fait d'une séparation, soit à cause du décès du conjoint. Les personnes déclarent les causes de la rupture de chacune de leurs unions.



- 1362 femmes et 1041 hommes ont un enfant

- 1486 femmes et 1114 hommes ont un enfant

// 68 séparations, 13 décès de conjoint chez les femmes, 71 séparations chez les hommes

// 95 séparations, 15 décès de conjoint chez les femmes, 59 séparations, 2 décès de conjoint chez les hommes

// 107 séparations, 17 décès de conjoint chez les femmes, 59 séparations, 6 décès de conjoint chez les hommes

// 81 séparations, 21 décès de conjoint chez les femmes, 50 séparations, 7 décès de conjoint chez les hommes

// 135 séparations, 12 décès de conjoint chez les femmes, 128 séparations, 14 décès de conjoint chez les hommes

// 128 séparations, 14 décès de conjoint chez les femmes, 104 séparations, 3 décès de conjoint chez les hommes

// 110 séparations, 11 décès de conjoint chez les femmes, 58 séparations, 4 décès de conjoint chez les hommes

// 23 séparations, 5 décès de conjoint chez les femmes, 16 séparations, 2 décès de conjoint chez les hommes

2- Comparer, pour les enfants les proportions d'enfants vivant encore avec ses deux parents à 19 ans révolus (vivant et encore en couple) dans chacun des 4 cas. Commenter. Ces mesures sont-elles des mesures brutes ou nettes ? Expliciter.

```
EnfantsDeuxParentsF66.75 <- round((PopFEnfants66.75 - sum(FinUnionFEnfants66.75$`Décès du conjoint`) - sum(FinUnionFEnfants66.75$`Décès de conjoint`)) / 2)
EnfantsDeuxParentsH66.75 <- round((PopHEnfants66.75 - sum(FinUnionHEnfants66.75$`Décès du conjoint`) - sum(FinUnionHEnfants66.75$`Décès de conjoint`)) / 2)
EnfantsDeuxParentsF76.85 <- round((PopFEnfants76.85 - sum(FinUnionFEnfants76.85$`Décès du conjoint`) - sum(FinUnionFEnfants76.85$`Décès de conjoint`)) / 2)
EnfantsDeuxParentsH76.85 <- round((PopHEnfants76.85 - sum(FinUnionHEnfants76.85$`Décès du conjoint`) - sum(FinUnionHEnfants76.85$`Décès de conjoint`)) / 2)
```

Nés entre 1966 et 1975		Nés entre 1976 et 1985	
Selon les mères	Selon les pères	Selon les mères	Selon les pères
69.38	75.6	70.52	73.43

Proportions d'enfants vivant encore avec ses deux parents à 19 ans révolus (en %)

Les pères ont tendance à moins déclarer leurs enfants comme vivant sans leurs deux parents que les mères. Ces mesures sont nettes, elles décrivent une proportion finale sans isolations d'événements spécifiques.

3- Utiliser les méthodes d'analyse démographique pour comparer l'évolution des probabilités de connaître la séparation par rupture de ses parents dans les différentes cohortes et selon le sexe du répondant (construction de tables). Commenter.

```
#FinUnionFEnfants66.75 <- FinUnionFEnfants66.75 %>% mutate(`5dx` = )
```

Voir la méthode à utiliser en fonction des données.

4- Quelles hypothèses faites-vous pour le calcul du point 3.

5- Calculer les indices de calendrier de séparation par rupture d'avec ses parents dans les différentes générations d'enfants selon que ce soit le père ou la mère qui réponde. Commenter.