

**STAT0162-1 Analyse statistique de
données qualitatives et quantitatives
en sciences sociales**

Transparents

Philippe Lambert

[http : //www.statsoc.ulg.ac.be/quali.html](http://www.statsoc.ulg.ac.be/quali.html)

Institut des Sciences Humaines et Sociales
Université de Liège

Autre modèles pour données catégorielles

Dans ce chapitre, nous étudierons de nouveaux modèles, des variantes ou des extensions des modèles de régression logistique et log-linéaire de base.

La régression logistique polytomiale

- Nous avons montré que le modèle log-linéaire permet d'analyser une table de contingence lorsque la réponse est polytomiale.
- Cependant, on pourrait déplorer sa lourdeur lorsqu'une variable réponse se dégage clairement dans l'analyse. Dans ce cas, une partie importante des estimations générées (décrivant les associations entre variables explicatives) ne présente aucun intérêt direct.
- Reprenons les données relatives à l'homosexualité ($n = 1764$) [homo3.sta].
- Réponse possibles : 1: Tout à fait d'accord ; 2: Plutôt d'accord ; 3: Ni d'accord, ni en désaccord ; 4: Plutôt en désaccord ; 5: Tout à fait en désaccord.

Age	Réaction, femmes					Réaction, hommes				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
< 30	129	85	11	7	5	109	70	34	18	10
30 – 39	70	55	7	6	4	79	59	20	6	8
40 – 49	82	59	9	12	8	66	53	18	13	8
50 – 64	94	72	18	7	12	66	76	19	8	8
> 65	47	45	20	15	17	38	45	15	8	14

La régression logistique polytomiale: le modèle

- On pourrait très bien, via 4 régressions logistiques, confronter la cote du choix '2' (resp. '3', '4', '5') à celle du choix '1' (pris comme référence).

Prenons 'Homme' ($j = 1$) et '<30 ans' ($k = 1$) comme références pour Sexe (Y) et Age (Z):

– **1ère régression**: choix '2' vs choix '1':

$$\log \frac{\pi_{2|jk}}{\pi_{1|jk}} = \mu^{(2)} + \alpha_j^{(2)} + \beta_k^{(2)} + \gamma_{jk}^{(2)} \quad \text{avec} \quad \alpha_1^{(2)} = \beta_1^{(2)} = \gamma_{1k}^{(2)} = \gamma_{j1}^{(2)} = 0$$

- La cote étant définie par

$$\text{Cote}(X = i|Y = j, Z = k) = \frac{P(X = i|Y = j, Z = k)}{P(X = 1|Y = j, Z = k)},$$

notre modèle peut s'écrire

$$\log \text{Cote}(X = 2|Y = j, Z = k) = \mu^{(2)} + \alpha_j^{(2)} + \beta_k^{(2)} + \gamma_{jk}^{(2)}$$

La régression logistique polytomiale: le modèle (2)

- Ces coefficients ont pour interprétation:

$$\alpha_j^{(2)} = \log \frac{\text{Cote}(X = 2|Y = j, Z = 1)}{\text{Cote}(X = 2|Y = 1, Z = 1)}$$

$$\alpha_j^{(2)} + \gamma_{jk}^{(2)} = \log \frac{\text{Cote}(X = 2|Y = j, Z = k)}{\text{Cote}(X = 2|Y = 1, Z = k)}$$

$$\beta_k^{(2)} = \log \frac{\text{Cote}(X = 2|Y = 1, Z = k)}{\text{Cote}(X = 2|Y = 1, Z = 1)}$$

$$\beta_k^{(2)} + \gamma_{jk}^{(2)} = \log \frac{\text{Cote}(X = 2|Y = j, Z = k)}{\text{Cote}(X = 2|Y = j, Z = 1)}$$

- Ils ont des équivalents dans le modèle de régression log-linéaire saturé $X + (Y + Z + YZ) + XY + XZ + XYZ$:

$$\alpha_j^{(2)} = \lambda_{2j}^{XY} \quad ; \quad \beta_k^{(2)} = \lambda_{2k}^{XZ} \quad ; \quad \gamma_{jk}^{(2)} = \lambda_{2jk}^{XYZ}$$

La régression logistique polytomiale: le modèle (3)

– **$(i - 1)$ ème régression**: choix 'i' vs choix '1':

$$\log \frac{\pi_{i|jk}}{\pi_{1|jk}} = \mu^{(i)} + \alpha_j^{(i)} + \beta_k^{(i)} + \gamma_{jk}^{(i)} \quad \text{avec} \quad \alpha_1^{(i)} = \beta_1^{(i)} = \gamma_{1k}^{(i)} = \gamma_{j1}^{(i)} = 0$$

• Ces coefficients ont pour interprétation:

$$\alpha_j^{(i)} = \log \frac{\text{Cote}(X = i | Y = j, Z = 1)}{\text{Cote}(X = i | Y = 1, Z = 1)}$$

$$\alpha_j^{(i)} + \gamma_{jk}^{(i)} = \log \frac{\text{Cote}(X = i | Y = j, Z = k)}{\text{Cote}(X = i | Y = 1, Z = k)}$$

$$\beta_k^{(i)} = \log \frac{\text{Cote}(X = i | Y = 1, Z = k)}{\text{Cote}(X = i | Y = 1, Z = 1)}$$

$$\beta_k^{(i)} + \gamma_{jk}^{(i)} = \log \frac{\text{Cote}(X = i | Y = j, Z = k)}{\text{Cote}(X = i | Y = j, Z = 1)}$$

• Ils ont des équivalents dans le modèle de régression log-linéaire saturé $X + (Y + Z + YZ) + XY + XZ + XYZ$:

$$\alpha_j^{(i)} = \lambda_{ij}^{XY} \quad ; \quad \beta_k^{(i)} = \lambda_{ik}^{XZ} \quad ; \quad \gamma_{jk}^{(i)} = \lambda_{ijk}^{XYZ}$$

La régression logistique polytomiale: sélection du modèle

- Les tableaux suivants (Tests de type I) vont permettre de procéder à la sélection:

Reaction - Test Vraisemblance Type 1 (hon Distribution : MULTINOMIALE Fonction de Liaison : LOGIT				
Effet	Degré de Liberté	Log-Vraisbnc	Chi ²	p
Ord.Orig.	4	-2246,44		
Sexe	4	-2238,73	15,41537	0,003913
Age	16	-2211,28	54,90658	0,000004
Sexe*Age	16	-2200,57	21,42196	0,162855

Reaction - Test Vraisemblance Type 1 (hon Distribution : MULTINOMIALE Fonction de Liaison : LOGIT				
Effet	Degré de Liberté	Log-Vraisbnc	Chi ²	p
Ord.Orig.	4	-2246,44		
Age	16	-2219,89	53,09457	0,000007
Sexe	4	-2211,28	17,22738	0,001746
Sexe*Age	16	-2200,57	21,42196	0,162855

- L'interaction entre Age et Sexe n'est pas significative (P-valeur=0.16), indiquant que l'hypothèse que l'effet Sexe (Age) ne dépend pas de l'Age (Sexe) est plausible.

Les mêmes valeurs avaient été obtenues pour le test et sa P-valeur dans le modèle de régression log-linéaire lorsque le retrait du terme XYZ avait été envisagé !

- La simplification du modèle ne peut pas se poursuivre au-delà car
 - un effet significatif (P-val=0.000004) de l'Age sur la réponse apportée pour une catégorie de Sexe donnée a été détecté.
 - un effet significatif (P-val=0.0017) du Sexe sur la réponse apportée pour une catégorie d'Age donnée a été détecté.

La régression logistique polytomiale: estimations

- Chacun des 4 paquets de paramètres correspond à une des $I - 1$ régressions envisagées.
- Comme annoncé, on obtient bien les mêmes estimations qu'en régression log-linéaire.
- Interprétons, à titre d'exemple, le 4ème paquet correspondant à la cote du choix '5' (qui confronte le choix '5' au détriment du choix de référence '1'):
 - seuls les >65 ans semblent plus enclins que les < 30 ans (de même sexe) à choisir '5' au détriment de '1' ;
 - pas de différence significative entre hommes et femmes d'un âge donné à ce titre.

Reaction - Paramètres estimés (homo3.sta)
Distribution : MULTINOMIALE
Fonction de Liaison : LOGIT

Effet	Niveau Effet	Niveau Réponse	Colonne	Estimat.	Standard Erreur	Wald Stat.	p
Ord.Orig 1		2	1	-0,35777	0,117067	9,33966	0,002242
Age	30-39	2	2	0,15488	0,161817	0,91615	0,338489
Age	40-49	2	3	0,15352	0,162392	0,89372	0,344472
Age	50-64	2	4	0,35670	0,153967	5,36707	0,020520
Age	>65	2	5	0,49513	0,183339	7,29331	0,006921
Age	<30	2	6	0,00000			
Sexe	Femme	2	7	-0,13883	0,108403	1,64009	0,200313
Sexe	Homme	2	8	0,00000			
Ord.Orig 2		3	9	-1,36041	0,176875	59,15675	0,000000
Age	30-39	3	10	-0,07225	0,266104	0,07372	0,785993
Age	40-49	3	11	-0,01925	0,266136	0,00523	0,942347
Age	50-64	3	12	0,22983	0,245576	0,87584	0,349343
Age	>65	3	13	0,82331	0,260063	10,02233	0,001547
Age	<30	3	14	0,00000			
Sexe	Femme	3	15	-0,68699	0,174281	15,53809	0,000081
Sexe	Homme	3	16	0,00000			
Ord.Orig 3		4	17	-2,09344	0,232019	81,40865	0,000000
Age	30-39	4	18	-0,28022	0,366714	0,58389	0,444793
Age	40-49	4	19	0,48305	0,301877	2,56054	0,109561
Age	50-64	4	20	-0,09999	0,342529	0,08522	0,770348
Age	>65	4	21	0,96786	0,315964	9,38314	0,002190
Age	<30	4	22	0,00000			
Sexe	Femme	4	23	-0,32749	0,214365	2,33389	0,126585
Sexe	Homme	4	24	0,00000			
Ord.Orig 4		5	25	-2,62692	0,285591	84,60694	0,000000
Age	30-39	5	26	0,23281	0,401382	0,33641	0,561908
Age	40-49	5	27	0,54638	0,374509	2,12843	0,144589
Age	50-64	5	28	0,69642	0,356797	3,80982	0,050953
Age	>65	5	29	1,77307	0,339506	27,29903	0,000000
Age	<30	5	30	0,00000			
Sexe	Femme	5	31	-0,27756	0,221464	1,57070	0,210105
Sexe	Homme	5	32	0,00000			
Echelle				1,00000	0,000000		

La régression logistique polytomiale: estimations (2)

- Interprétons aussi le 1er paquet correspondant à la cote du choix '2' (qui confronte le choix '2' au détriment du choix de référence '1'):
 - les 50 – 64 et les >65 ans semblent plus enclins que les < 30 ans (de même sexe) à choisir '2' (exprimant une légère réserve) au détriment de '1' ;
 - pas de différence significative entre hommes et femmes d'un âge donné à ce titre.

Remarque

- Comme il s'agit d'une régression logistique, il est possible de faire apparaître une variable explicative continue. Si l'âge était intégré sans catégorisation, la $(i - 1)$ ème régression s'écrirait

$$\log \frac{P(X = i | Y = j, Z = \hat{\text{âge}})}{P(X = 1 | Y = j, Z = \hat{\text{âge}})} = \mu^{(i)} + \alpha_j^{(i)} + (\beta^{(i)} + \tau_j^{(i)}) \times \hat{\text{âge}} ,$$

la pente associée à Z variant avec Y (grâce à $\tau_j^{(i)}$) si une interaction entre Y et Z est envisagée.

Le modèle à cotes proportionnelles (pour données ordinales)

- Ce modèle exploite le caractère ordinal de la variable réponse X .
- Le point de départ est la distribution cumulée $P(X \leq x)$ de X .
- En chaque valeur possible pour X , on considère,:

$$\frac{P(X \leq i | Y = j, Z = k)}{P(X > i | Y = j, Z = k)} = \text{Cote}(X \leq i | Y = j, Z = k)$$

comparant la probabilité pour X d'être 'en bas de l'échelle' ($X \leq i$: 'être plutôt tolérant') avec celle d'être 'en haut de l'échelle' ($X > i$: 'être plutôt intolérant') pour une configuration donnée de Y et Z .

- Le *modèle à cotes proportionnelles* suppose que

$$\log \text{Cote}(X \leq i | Y = j, Z = k) = \mu_i + (\alpha_j + \beta_k + \gamma_{jk}) \quad \text{avec} \quad \alpha_1 = \beta_1 = \gamma_{1k} = \gamma_{j1} = 0$$

Remarque

- Tout fonctionne comme si, lorsque $Y = 1$ et $Z = 1$, il existait une variable *latente* continue X^* telle que

$$X = i \quad \text{si} \quad \mu_{i-1} < X^* \leq \mu_i$$

Le modèle à cotes proportionnelles: interprétations

- Les paramètres ont pour interprétation (indépendamment de i !):

$$\alpha_j = \log \frac{\text{Cote}(X \leq i | Y = j, Z = 1)}{\text{Cote}(X \leq i | Y = 1, Z = 1)}$$

$$\alpha_j + \gamma_{jk} = \log \frac{\text{Cote}(X \leq i | Y = j, Z = k)}{\text{Cote}(X \leq i | Y = 1, Z = k)}$$

$$\beta_k = \log \frac{\text{Cote}(X \leq i | Y = 1, Z = k)}{\text{Cote}(X \leq i | Y = 1, Z = 1)}$$

$$\beta_k + \gamma_{jk} = \log \frac{\text{Cote}(X \leq i | Y = j, Z = k)}{\text{Cote}(X \leq i | Y = j, Z = 1)}$$

Remarques

- Cette indépendance vis-à-vis de i est une conséquence de la spécification du modèle.
- Si cette hypothèse est raisonnable, cela simplifie considérablement l'évaluation de l'effet de Y (Z) sur X pour un Z (Y) donné, cfr. les $I - 1$ 'paquets' de paramètres du modèle de régression logistique polynomiale ou log-linéaire n'exploitant pas le caractère ordinal de la réponse X .

Le modèle à cotes proportionnelles: sélection du modèle

- Les tableaux suivants (Tests de type I) vont permettre de procéder à la sélection:

Effet	Degré de Liberté	Log-Vraisbnc	Chi²	p
Ord.Orig.	4	-2246,44		
Sexe	1	-2241,97	8,95080	0,002773
Age	4	-2221,98	39,97516	0,000000
Sexe*Age	4	-2219,30	5,34956	0,253273

Effet	Degré de Liberté	Log-Vraisbnc	Chi²	p
Ord.Orig.	4	-2246,44		
Age	4	-2227,05	38,77267	0,000000
Sexe	1	-2221,98	10,15330	0,001440
Sexe*Age	4	-2219,30	5,34956	0,253273

- L'interaction entre Age et Sexe n'est pas significative (P-valeur=0.25), indiquant que l'hypothèse que l'effet Sexe (Age) ne dépend pas de l'Age (Sexe) est plausible.
- La simplification du modèle ne peut pas se poursuivre au-delà car
 - un effet significatif (P-val<1e-6) de l'Age sur la réponse apportée pour une catégorie de Sexe donnée a été détecté.
 - un effet significatif (P-val=0.0017) du Sexe sur la réponse apportée pour une catégorie d'Age donnée a été détecté.

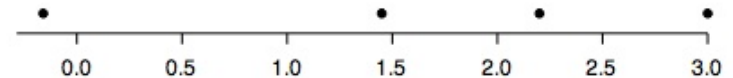
Le modèle à cotes proportionnelles: estimations

- Seuls les >65 ans sont significativement moins 'tolérants' que les < 30 ans: en effet, $\hat{\beta}_{>65} = -0.85$ (P-val $<1e-6$) indique que la cote de la 'tolérance' chez les plus âgés est plus faible que celle des < 30 ans de même sexe.

Effet	Niveau Effet	Colonne	Estimat.	Standard Erreur	Wald Stat.	p
Ord.Orig 1		1	-0,163902	0,098214	2,7850	0,095153
Ord.Orig 2		2	1,445892	0,104884	190,0427	0,000000
Ord.Orig 3		3	2,205581	0,115811	362,6987	0,000000
Ord.Orig 4		4	3,000426	0,137474	476,3489	0,000000
Age	30-39	5	-0,028886	0,137141	0,0444	0,833176
Age	40-49	6	-0,208703	0,134445	2,4097	0,120583
Age	50-64	7	-0,248055	0,128850	3,7062	0,054210
Age	>65	8	-0,854650	0,142257	36,0936	0,000000
Age	<30	9	0,000000			
Sexe	Femme	10	0,283774	0,089162	10,1294	0,001459
Sexe	Homme	11	0,000000			

- A un âge donné, les femmes sont significativement plus 'tolérantes' que les hommes: la cote de la tolérance est estimée $1.33 (= e^{0.284})$ plus grande que celle des hommes d'un même âge.

- Les 4^{èmes} estimations réfèrent aux μ_i :



Leurs valeurs relatives suggèrent que, pour une personne d'un sexe et d'un âge donné, la 'distance' entre les choix '2' et '3' est bien plus grande qu'entre les choix '3' et '4' par exemple (cfr. interprétation des μ_i comme les seuils d'une variable latente).

Variables réponses

- Intéressons-nous à la réaction des personnes (de 30 ans et plus) soumises, dans le cadre de l'European Social Survey (année 2002 pour la Belgique), aux affirmations suivantes [fichier `Femme-et-travail.sta`]:
 - *Une femme doit être prête à réduire son activité rémunérée pour le bien de la famille* (variable `WMCPWRK`),
 - *Quand les emplois sont rares, la priorité doit être donnée aux hommes plutôt qu'aux femmes pour un emploi* (variable `MNRGTJB`).
- Un positionnement sur une échelle à 5 points a été proposée.
- Nous avons réexprimé ces réponses sur une échelle à 3 niveaux (1=D'accord, 2=Ni d'accord ni en désaccord, 3=En désaccord \Rightarrow variables `WMCPWRK3` et `MNRGTJB3`).

Variable réponse multivariée (2)

Variables explicatives

• Parmi les éléments susceptibles d'expliquer ce positionnement, nous avons retenu a priori:

1. EDUC3: le niveau d'éducation de la personne questionnée (imparfaitement) mesuré sur une échelle à 3 niveaux à partir du *plus haut niveau de formation terminé* (1=Primaire au plus, 2=secondaire, 3=supérieur).
2. Age . cat: âge de la personne questionnée sur une échelle à 3 niveaux (1=Primaire au plus, 2=secondaire, 3=supérieur).
3. Sexe: sexe de la personne questionnée.
4. Pere3: le niveau d'éducation du père de la personne questionnée (imparfaitement) mesuré sur une échelle à 3 niveaux à partir du *plus haut niveau de formation terminé* (1=Primaire au plus, 2=secondaire, 3=supérieur).
5. Mere3: idem pour la mère.

Variable réponse multivariée (3)

Statistiques descriptives

Age	Educ			Total
	1	2	3	
30-39	27 (5%)	297 (56%)	208 (39%)	532 (100%)
40-64	57 (18%)	169 (53%)	92 (29%)	318 (100%)
65+	81 (36%)	112 (50%)	30 (14%)	223 (100%)
Total	165 (15%)	578 (54%)	330 (28%)	1073 (100%)

Sexe	Educ			Total
	1	2	3	
Homme	73 (14%)	297 (56%)	160 (30%)	530 (100%)
Femme	92 (17%)	281 (52%)	170 (31%)	543 (100%)
Total	165 (15%)	578 (54%)	330 (31%)	1073 (100%)

Variable réponse multivariée (4)

Pere	Educ			Total
	1	2	3	
≤ Primaire	148 (29%)	301 (59%)	62 (12%)	511 (100%)
Secondaire	15 (4%)	232 (57%)	162 (40%)	409 (100%)
Supérieur	2 (1%)	45 (29%)	106 (69%)	153 (100%)
Total	165 (15%)	578 (54%)	330 (31%)	1073 (100%)

Mere	Educ			Total
	1	2	3	
≤ Primaire	152 (25%)	365 (61%)	86 (14%)	603 (100%)
Secondaire	11 (3%)	195 (49%)	190 (48%)	396 (100%)
Supérieur	2 (3%)	18 (24%)	54 (73%)	74 (100%)
Total	165 (15%)	578 (54%)	330 (31%)	1073 (100%)

Mere	Pere			Total
	≤ Primaire	Secondaire	Supérieur	
≤ Primaire	443 (87%) (73%)	144 (35%) (24%)	16 (10%) (3%)	603 (56%) (100%)
Secondaire	62 (12%) (16%)	250 (61%) (63%)	84 (55%) (21%)	396 (37%) (100%)
Supérieur	6 (1%) (8%)	15 (4%) (20%)	53 (35%) (72%)	74 (7%) (100%)
Total	511 (100%) (48%)	409 (100%) (38%)	153 (100%) (14%)	1073

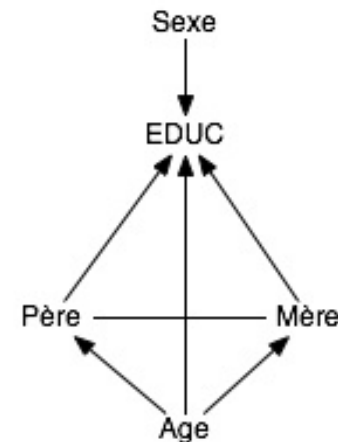
Variable réponse multivariée (5)

- Nous voyons les réactions aux 2 affirmations comme une conséquence potentielle de ces 4 dernières variables.

Liens entre variables explicatives

- Avant d'étudier ces liens entre les 2 réponses et ces 4 variables, évaluons les liens entre variables explicatives.

- EDUC3 est vu comme une conséquence du niveau d'éducation (mesuré imparfaitement par le plus haut diplôme obtenu) de ses parents, de son sexe et de l'époque (mesurée par l'âge de la personne questionnée) durant laquelle il a grandi .



- Il existe certainement un lien entre la formation du Père et de la Mère.
- Le niveau de formation des parents est également vu comme une conséquence de l'époque durant laquelle ils ont grandi.

Variable réponse multivariée (6)

- Seul un modèle log-linéaire permettra d'aisément rendre compte des différents niveaux hiérarchiques entre les variables impliquées.
- Les données seront les fréquences associées à toutes les combinaisons possibles entre les variables impliquées, soit $(3 \times 3) \times (3 \times 3 \times 2 \times 3 \times 3 = 1458$ fréquences.

Données : femme_et_travail.sta* (8 var. et 1458 obs.)

	1 freq	2 age_cat	3 sexe	4 educ3	5 pere3	6 mere3	7 wmcprwk3	8 mnrgrtjb3
1	5	1	1	1	1	1	1	1
2	14	1	1	2	1	1	1	1
3	1	1	1	3	1	1	1	1
4	8	2	1	1	1	1	1	1
5	9	2	1	2	1	1	1	1
6	1	2	1	3	1	1	1	1

Influence d'Age sur Père et Mère (et leur association)

- Une modélisation séparée pour Père (Mère) montre que Age (et donc l'époque considérée) a une influence significative sur son niveau d'éducation.
- Intéressons-nous, dans une 2ème étape, à la modélisation du couple (Père,Mère) qui peut prendre 9 ($= 3 \times 3$) valeurs distinctes.

Variable réponse multivariée (7)

- Le modèle considéré est
(Pere + Mere) + Age
+ Pere Age + Mere Age
+ Pere Mere + Pere Mere Age
- On peut rapidement vérifier que Pere Mere Age n'est pas nécessaire, indiquant que l'association éventuelle entre les niveaux d'éducation des conjoints ne change pas significativement avec l'époque considérée.
- On peut alors se demander si un des termes résiduels décrivant une interaction avec Père ou Mère peut être enlevé du modèle résiduel. Les *tests de type III*^a évaluent séparément le retrait unique de chaque terme du modèle (les autres restant présents).

^aAvec Statistica: cocher Sigma-Restreint pour accéder aux tests de type III, mais décocher avant de regarder les estimations!

freq - Test Vraisemblance **Type 3** (femme_e
Distribution : POISSON
Fonction de Liaison : LOG

Effet	Degré de Liberté	Log-Vraisbnc	Chi ²	p
"pere3"	2	-1645,12	12,0649	0,002400
"mere3"	2	-1732,71	187,2566	0,000000
age.cat	2	-1727,89	177,6106	0,000000
"pere3"*age.cat	4	-1645,92	13,6811	0,008386
"mere3"*age.cat	4	-1677,21	76,2567	0,000000
"pere3"*"mere3"	4	-1858,49	438,8150	0,000000

Variable réponse multivariée (8)

- Il existe donc un lien significatif entre le niveau de formation du Père et l'époque considérée (cf. Pere Age significatif)... pour un niveau de formation donné de la Mère ; idem pour la formation de la Mère (cf. Mere Age significatif). Il n'y a pas d'indication que ces liens soient affectés par le niveau de formation de l'autre époux (cf. Pere Mere Age non significatif).
- Le 2ème niveau a toujours été considéré comme référence: diplôme du secondaire pour Pere3 et Mere et 50-64 ans pour Age . cat.

"pere3"*age.cat	1	pere3	Primaire au plus	age.cat	30-49	11	-0,51819	0,183257	7,9958	0,004689
"pere3"*age.cat	2	pere3	Primaire au plus	age.cat	65+	12	0,01386	0,221148	0,0039	0,950044
"pere3"*age.cat	3	pere3	Primaire au plus	age.cat	50-64	13	0,00000			
"pere3"*age.cat	4	pere3	Supérieur	age.cat	30-49	14	-0,57073	0,244670	5,4412	0,019667
"pere3"*age.cat	5	pere3	Supérieur	age.cat	65+	15	-0,17883	0,369590	0,2341	0,628492
"pere3"*age.cat	6	pere3	Supérieur	age.cat	50-64	16	0,00000			
"pere3"*age.cat	7	pere3	Secondaire au plus	age.cat	30-49	17	0,00000			
"pere3"*age.cat	8	pere3	Secondaire au plus	age.cat	65+	18	0,00000			
"pere3"*age.cat	9	pere3	Secondaire au plus	age.cat	50-64	19	0,00000			
"mere3"*age.cat	1	mere3	Primaire au plus	age.cat	30-49	20	-0,71789	0,184351	15,1647	0,000099
"mere3"*age.cat	2	mere3	Primaire au plus	age.cat	65+	21	0,91910	0,256552	12,8344	0,000340
"mere3"*age.cat	3	mere3	Primaire au plus	age.cat	50-64	22	0,00000			
"mere3"*age.cat	4	mere3	Supérieur	age.cat	30-49	23	1,01788	0,371407	7,5109	0,006133
"mere3"*age.cat	5	mere3	Supérieur	age.cat	65+	24	-0,13646	0,704937	0,0375	0,846503
"mere3"*age.cat	6	mere3	Supérieur	age.cat	50-64	25	0,00000			
"mere3"*age.cat	7	mere3	Secondaire au plus	age.cat	30-49	26	0,00000			
"mere3"*age.cat	8	mere3	Secondaire au plus	age.cat	65+	27	0,00000			

Variable réponse multivariée (9)

- Détaillons l'interprétation des estimations de Pere Age :

$$\lambda_{ik}^{\text{Pere Age}} = \log \frac{\text{Cote}(\text{Pere} = i | \text{Mere} = j, \text{Age} = k)}{\text{Cote}(\text{Pere} = i | \text{Mere} = j, \text{Age} = 1)}$$

Pour un niveau de formation de la mère donné:

- le -0.518 indique que les papas des 30-39 ans avaient (significativement) moins tendance que les papas des 50-64 ans à terminer leurs études en primaire (plutôt qu'en secondaire);
 - le -0.571 indique que les papas des 30-39 ans avaient (significativement) moins tendance que les papas des 50-64 ans à obtenir un diplôme du supérieur (plutôt que du secondaire).
- Ces tendances s'expliquent par la montée du secondaire comme diplôme final.

Variable réponse multivariée (10)

- Détaillons l'interprétation des estimations de Mere Age:

$$\lambda_{jk}^{\text{Mere Age}} = \log \frac{\text{Cote}(\text{Mere} = j | \text{Pere} = i, \text{Age} = k)}{\text{Cote}(\text{Mere} = j | \text{Pere} = i, \text{Age} = 1)}$$

Pour niveau de formation du père donné:

- le -0.718 indique que les mamans des 30-39 ans avaient (significativement) moins tendance que les mamans des 50-64 ans à terminer leurs études en primaire (plutôt qu'en secondaire);
- le 0.919 indique que les mamans des ≥ 65 ans avaient (significativement) plus tendance que les mamans des 50-64 ans à terminer leurs études en primaire (plutôt qu'en secondaire);
- le 1.018 indique que les mamans des 30-39 ans avaient (significativement) plus tendance que les mamans des 50-64 ans à obtenir un diplôme du supérieur (plutôt que du secondaire).

Variable réponse multivariée (11)

- À une époque donnée, il existe un lien significatif entre les niveaux de formation des époux (cf. Pere Mère). Il n'y a pas d'indication que ce lien ait évolué au cours du temps (cf. Pere Mere Age non significatif).

"pere3"*"mere3"	1	pere3	Primaire au plus	mere3	Primaire	29	2,38269	0,176217	182,8264	0,000000
"pere3"*"mere3"	2	pere3	Primaire au plus	mere3	Supérieur	30	0,57997	0,505274	1,3175	0,251034
"pere3"*"mere3"	3	pere3	Primaire au plus	mere3	Secondai	31	0,00000			
"pere3"*"mere3"	4	pere3	Supérieur	mere3	Primaire	32	-1,21666	0,301803	16,2515	0,000055
"pere3"*"mere3"	5	pere3	Supérieur	mere3	Supérieur	33	2,45490	0,324118	57,3669	0,000000
"pere3"*"mere3"	6	pere3	Supérieur	mere3	Secondai	34	0,00000			
"pere3"*"mere3"	7	pere3	Secondaire au plus	mere3	Primaire	35	0,00000			
"pere3"*"mere3"	8	pere3	Secondaire au plus	mere3	Supérieur	36	0,00000			
"pere3"*"mere3"	9	pere3	Secondaire au plus	mere3	Secondai	37	0,00000			

$$\lambda_{ij}^{\text{Pere Mere}} = \log \frac{\text{Cote}(\text{Pere} = i | \text{Mere} = j, \text{Age} = k)}{\text{Cote}(\text{Pere} = i | \text{Mere} = 1, \text{Age} = k)}$$

Variable réponse multivariée (12)

- Donc, à une époque donnée,
 - le 2.38 indique que les papas ont plus tendance à avoir un diplôme du primaire (que du secondaire) si leur épouse a un diplôme du primaire plutôt que du secondaire.
 - le -1.22 indique que les papas ont moins tendance à avoir un diplôme du supérieur (que du secondaire) si leur épouse a un diplôme du primaire plutôt que du secondaire.
 - le 2.45 indique que les papas ont plus tendance à avoir un diplôme du supérieur (que du secondaire) si leur épouse a un diplôme du supérieur plutôt que du secondaire.
- En bref, à toute époque, *qui se ressemble, s'assemble* !

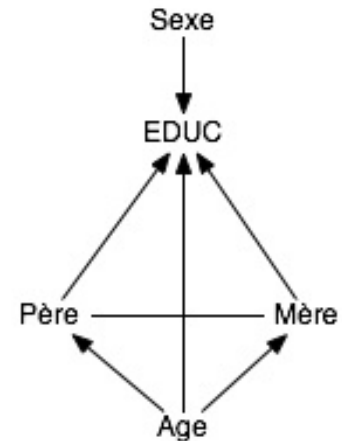
Variable réponse multivariée (13)

Influence d'Age, Pere, Mere, Sexe sur EDUC

- Point de départ: le modèle d'indépendance (après avoir tenu compte du **modèle retenu précédemment**):

$$\begin{aligned} & \text{EDUC} + (\text{Pere} + \text{Mere} + \text{Age} + \text{Sexe}) \\ & + \text{Pere Age} + \text{Mere Age} + \text{Pere Mere} + / \\ & + \text{Age Sexe} \end{aligned}$$

- On peut vérifier que Age Sexe n'est pas nécessaire.
- Cela n'a aucun sens de chercher un lien entre le niveau de formation des parents et le sexe de leur enfant: les termes correspondants ne sont donc pas repris.



Variable réponse multivariée (14)

- Examinons si des associations du 1er ordre sont détectable entre EDUC et les 4 autres variables. À cette fin, ajoutons EDUC (Pere + Mere + Age + Sexe) au modèle précédent et examinons les tests de type III (évaluant séparément le retrait de chacun de ces 4 termes).

- Seul le terme EDUC Sexe peut être éliminé du modèle.

Conclusions

- À une époque donnée,
 - et pour un niveau de formation donné des parents, le niveau de formation atteint ne diffère pas significativement entre hommes et femmes ;
 - et pour un niveau de formation donné du Père (de la Mère), le niveau de formation atteint change significativement avec celui de la Mère (du Père).
- Pour un niveau de formation donné des parents, le niveau de formation atteint change significativement avec l'époque considérée.

freq - Test Vraisemblance Type 3 (femme_...
Distribution : POISSON
Fonction de Liaison : LOG

Effet	Degré de Liberté	Log-Vraisbnc	Chi²	p
"educ3**"pere3"	4	-1353,45	94,0878	0,000000
"educ3**"mere3"	4	-1327,04	41,2765	0,000000
"educ3**"age.cat	4	-1336,21	59,6082	0,000000
"educ3**"sexe	2	-1307,79	2,7813	0,248917

Variable réponse multivariée (15)

- À ce stade, le dernier modèle retenu est donc

EDUC + (Pere + Mere + Age + Sexe)
+ Pere Age + Mere Age + Pere Mere + /
+ EDUC Pere + EDUC Mere + EDUC Age + /

- Examinons si les 3 dernières associations mises en évidence dépendent des valeurs prises les 2 autres variables concernées:

freq - Test Vraisemblance Type 1 (femme_e
Distribution : POISSON
Fonction de Liaison : LOG

Effet	Degré de Liberté	Log-Vraisbnc	Chi²	p
"educ3""pere3""mere3"	7	-1304,38	6,8190	0,447961
"educ3""pere3"*age.cat	7	-1301,78	5,2052	0,634941
"educ3""mere3"*age.cat	5	-1296,62	10,3151	0,066784

- On déduit des tests de type I que
 - Les termes correspondants supplémentaires sont superflus.
 - Le modèle précédent est donc le modèle final. . . pour les variables explicatives.

Variable réponse multivariée (16)

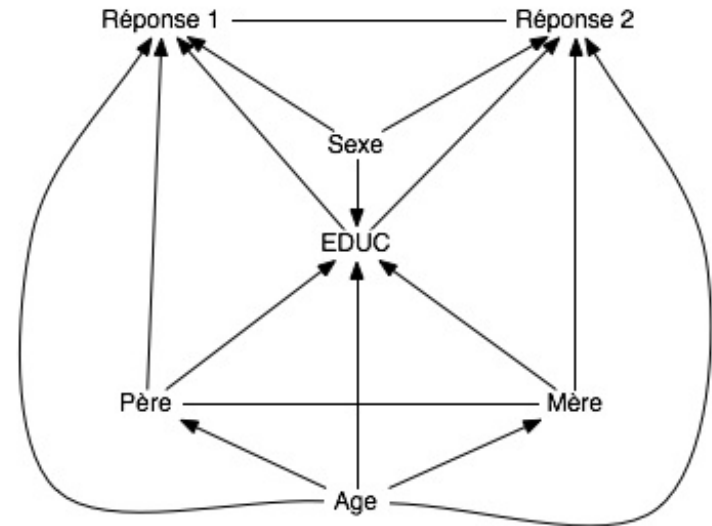
Effet	Niveau Effet	Colonne	Variable	Niveau	Variable 2	Niveau 2	Estimat.	Standard Erreur	Wald Stat.	p
"educ3""pere3"	1	43	educ3	Primaire au plus	pere3	Primaire	1,57541	0,304618	26,7472	0,000000
"educ3""pere3"	2	44	educ3	Primaire au plus	pere3	Supérieur	-0,34955	0,807950	0,1872	0,665280
"educ3""pere3"	3	45	educ3	Primaire au plus	pere3	Secondai	0,00000			
"educ3""pere3"	4	46	educ3	Supérieur	pere3	Primaire	-0,78698	0,195053	16,2790	0,000055
"educ3""pere3"	5	47	educ3	Supérieur	pere3	Supérieur	0,85259	0,224536	14,4181	0,000146
"educ3""pere3"	6	48	educ3	Supérieur	pere3	Secondai	0,00000			
"educ3""pere3"	7	49	educ3	conداire au plus	pere3	Primaire	0,00000			
"educ3""pere3"	8	50	educ3	conداire au plus	pere3	Supérieur	0,00000			
"educ3""pere3"	9	51	educ3	conداire au plus	pere3	Secondai	0,00000			
"educ3""mere3"	1	52	educ3	Primaire au plus	mere3	Primaire	0,85417	0,354401	5,8090	0,015944
"educ3""mere3"	2	53	educ3	Primaire au plus	mere3	Supérieur	1,16571	0,857739	1,8470	0,174130
"educ3""mere3"	3	54	educ3	Primaire au plus	mere3	Secondai	0,00000			
"educ3""mere3"	4	55	educ3	Supérieur	mere3	Primaire	-0,86092	0,185018	21,6523	0,000003
"educ3""mere3"	5	56	educ3	Supérieur	mere3	Supérieur	0,67769	0,316441	4,5865	0,032225
"educ3""mere3"	6	57	educ3	Supérieur	mere3	Secondai	0,00000			
"educ3""mere3"	7	58	educ3	conداire au plus	mere3	Primaire	0,00000			
"educ3""mere3"	8	59	educ3	conداire au plus	mere3	Supérieur	0,00000			
"educ3""mere3"	9	60	educ3	conداire au plus	mere3	Secondai	0,00000			
"educ3""age.cat	1	61	educ3	Primaire au plus	age.cat	30-49	-1,02694	0,262047	15,3579	0,000089
"educ3""age.cat	2	62	educ3	Primaire au plus	age.cat	65+	0,71367	0,221468	10,3841	0,001271
"educ3""age.cat	3	63	educ3	Primaire au plus	age.cat	50-64	0,00000			
"educ3""age.cat	4	64	educ3	Supérieur	age.cat	30-49	-0,10057	0,178138	0,3187	0,572386
"educ3""age.cat	5	65	educ3	Supérieur	age.cat	65+	-0,52546	0,262700	4,0008	0,045477
"educ3""age.cat	6	66	educ3	Supérieur	age.cat	50-64	0,00000			

L'interprétation des ces estimations permettra de comprendre la nature du lien entre le niveau de formation des personnes questionnées avec les niveaux de formation des parents et l'époque considérée.

Variable réponse multivariée (17)

Liens entre variables réponses et explicatives

- Pour rappel, nous avons 2 variables réponses (à 3 niveaux) s'exprimant sur l'activité professionnelle des femmes.
- Les réponses apportées aux questions sont probablement liées.
- Toutes les variables explicatives retenues peuvent avoir un lien avec ces positionnements.
- Le modèle retenu précédemment nous a appris que
 - que la flèche entre Sexe et EDUC n'est pas nécessaire ;
 - qu'une flèche entre Sexe et Age n'est pas nécessaire.



Variable réponse multivariée (18)

Liens entre la 1ère réponse et les explicatives

Une femme doit être prête à réduire son activité rémunérée pour le bien de la famille
(variable WMCPWRK)

- Nous avons réexprimé ces réponses sur une échelle à 3 niveaux (1=D'accord, 2=Ni d'accord ni en désaccord, 3=En désaccord \Rightarrow variable WMCPWRK3).
- Point de départ: le modèle d'indépendance simplifié (après avoir tenu compte du **modèle retenu précédemment**):

Rép1 + EDUC + (Pere + Mere + Age + Sexe)
+ Pere Age + Mere Age + Pere Mere + /
+ EDUC Pere + EDUC Mere + EDUC Age + /

Variable réponse multivariée (19)

- Considérons **en plus** les interactions du 1^{ère} ordre entre Rép1 avec, dans un 1^{er} temps, Age, Sexe et EDUC:

...+ Rép1 (Age + Sexe + EDUC)

- On conclut de ces tests de type III que
 - Pour un sexe et un niveau d'éducation donnés, le positionnement adopté change significativement avec l'âge de la personne questionnée.

– Pour un âge et un niveau d'éducation donnés, le positionnement adopté est significativement différent entre hommes et femmes.

– Pour un âge et un sexe donnés, le positionnement adopté change significativement avec le niveau d'éducation.

- On peut vérifier, via des tests de type I, que

– les associations d'un ordre supérieur ne sont pas significatives.

– les niveaux d'éducation du Père (Rép1 Père) et de la Mère (Rép1 Mère) n'apportent pas d'information complémentaire.

freq - Test Vraisemblance Type 3 (femme_e				
Distribution : POISSON				
Fonction de Liaison : LOG				
Effet	Degré de Liberté	Log-Vraisbnc	Chi²	p
"wmcprk3"*age.cat	4	-1203,96	23,5734	0,000097
"wmcprk3"*sexe	2	-1195,86	7,3637	0,025176
"wmcprk3"*educ3"	4	-1203,84	23,3244	0,000109

Variable réponse multivariée (20)

Interprétation des estimations

Catégories de références :

- Rép1: **en désaccord**
- Age: 50-64 ans
- Sexe: femmes
- EDUC: secondaire.

Effet	plonni	Nv_Var1	Nv_Var2	Nv_Var3	Nv_Var4	Estimat.	Standard Erreur	Wald Stat.	p
"wmcprwk3"	72	wmcprwk3	En désaccord			0,00000			
"wmcprwk3**age.cat	73	wmcprwk3	D'accord	age.cat	30-49	-0,26631	0,160253	3,1919	0,074003
"wmcprwk3**age.cat	74	wmcprwk3	D'accord	age.cat	65+	0,62838	0,202377	9,6409	0,001903
"wmcprwk3**age.cat	75	wmcprwk3	D'accord	age.cat	50-64	0,00000			
"wmcprwk3**age.cat	76	wmcprwk3	Ni d'accord, ni en désaccord	age.cat	30-49	0,07240	0,209994	0,1189	0,730282
"wmcprwk3**age.cat	77	wmcprwk3	Ni d'accord, ni en désaccord	age.cat	65+	0,51938	0,272042	3,6450	0,056239
"wmcprwk3**age.cat	78	wmcprwk3	Ni d'accord, ni en désaccord	age.cat	50-64	0,00000			
"wmcprwk3**age.cat	79	wmcprwk3	En désaccord	age.cat	30-49	0,00000			
"wmcprwk3**age.cat	80	wmcprwk3	En désaccord	age.cat	65+	0,00000			
"wmcprwk3**age.cat	81	wmcprwk3	En désaccord	age.cat	50-64	0,00000			
"wmcprwk3**sexe	82	wmcprwk3	D'accord	sexe	Male	-0,11829	0,134067	0,7784	0,377617
"wmcprwk3**sexe	83	wmcprwk3	D'accord	sexe	Female	0,00000			
"wmcprwk3**sexe	84	wmcprwk3	Ni d'accord, ni en désaccord	sexe	Male	0,36872	0,177994	4,2913	0,038308
"wmcprwk3**sexe	85	wmcprwk3	Ni d'accord, ni en désaccord	sexe	Female	0,00000			
"wmcprwk3**sexe	86	wmcprwk3	En désaccord	sexe	Male	0,00000			
"wmcprwk3**sexe	87	wmcprwk3	En désaccord	sexe	Female	0,00000			
"wmcprwk3**educ3"	88	wmcprwk3	D'accord	educ3	Primaire au plus	0,34106	0,209502	2,6503	0,103530
"wmcprwk3**educ3"	89	wmcprwk3	D'accord	educ3	Supérieur	-0,63188	0,169419	15,7106	0,000074
"wmcprwk3**educ3"	90	wmcprwk3	D'accord	educ3	Secondaire au plus	0,00000			
"wmcprwk3**educ3"	91	wmcprwk3	Ni d'accord, ni en désaccord	educ3	Primaire au plus	0,10291	0,285141	0,1303	0,718171
"wmcprwk3**educ3"	92	wmcprwk3	Ni d'accord, ni en désaccord	educ3	Supérieur	-0,30507	0,197293	2,3910	0,122037
"wmcprwk3**educ3"	93	wmcprwk3	Ni d'accord, ni en désaccord	educ3	Secondaire au plus	0,00000			
"wmcprwk3**educ3"	94	wmcprwk3	En désaccord	educ3	Primaire au plus	0,00000			
"wmcprwk3**educ3"	95	wmcprwk3	En désaccord	educ3	Supérieur	0,00000			
"wmcprwk3**educ3"	96	wmcprwk3	En désaccord	educ3	Secondaire au plus	0,00000			

- Pour un sexe et un niveau d'éducation donnés, les 65+ choisissent signif. plus *d'accord* plutôt que *en désaccord* que les 50-64.
- Pour un âge et un niveau d'éducation donnés, les hommes choisissent signif. plus *Ni d'accord, ni en désaccord* plutôt que *en désaccord* que les femmes.
- Pour un âge et un sexe donnés, les diplômés du supérieur choisissent signif. moins *d'accord* plutôt que *en désaccord* que les diplômés du secondaire.

Variable réponse multivariée (21)

Liens entre la 2ème réponse et les explicatives

Quand les emplois sont rares, la priorité doit être donnée aux hommes plutôt qu'aux femmes pour un emploi (variable MNRGTJB).

- Exactement la même démarche qu'avec Rép1 peut être adoptée.
- Point de départ: le modèle d'indépendance simplifié (après avoir tenu compte du **modèle retenu précédemment** pour les explicatives):

Rép2 + EDUC + (Pere + Mere + Age + Sexe)
+ Pere Age + Mere Age + Pere Mere + /
+ EDUC Pere + EDUC Mere + EDUC Age + /

- Considérons **en plus** les interactions du 1ère ordre entre Rép2 et, dans un 1er temps, Age, Sexe et EDUC:

... + Rép2 (Age + Sexe + EDUC)

freq - Test Vraisemblance Type 3 (femme_)				
Distribution : POISSON				
Fonction de Liaison : LOG				
	Degré de Liberté	Log-Vraisbnc	Chi²	p
Effet				
"mnrgtjb3"*age.cat	4	-1133,39	62,1070	0,000000
"mnrgtjb3"*sexe	2	-1107,43	10,1862	0,006139
"mnrgtjb3"*educ3"	4	-1147,01	89,3605	0,000000

- ... On aboutit exactement aux mêmes conclusions que pour Rép1.

Variable réponse multivariée (22)

- Contrairement à Rép1, l'ajout d'une des trois interactions d'ordre supérieur est significative:

freq - Test Vraisemblance Type 1 (femme_ε Distribution : POISSON Fonction de Liaison : LOG				
Effet	Degré de Liberté	Log-Vraisbnc	Chi²	p
"mnrgtjb3***educ3**age.cat	8	-1094,29	16,0807	0,041240
"mnrgtjb3***age.cat*sexe	4	-1093,45	1,6787	0,794584
"mnrgtjb3***educ3**sexe	4	-1091,14	4,6301	0,327397

Pour un sexe donné, la nature du lien entre la réponse apportée et le niveau d'éducation dépend de l'âge de la personne questionnée.

L'examen des coefficients permettrait de comprendre la nature de cette interaction. Cependant, la P-valeur étant très proche du seuil de 5% (cf. ordre de grandeur des P-valeurs précédentes), nous proposons, pour simplifier l'analyse, de ne pas la considérer.

- Contrairement à Rép1, le niveau d'éducation de la mère apporte une explication complémentaire à celle déjà contenue dans le niveau d'éducation, le sexe et l'âge de la personne questionnée:

freq - Test Vraisemblance Type 1 (femme_ε Distribution : POISSON Fonction de Liaison : LOG				
Effet	Degré de Liberté	Log-Vraisbnc	Chi²	p
"mnrgtjb3***age.cat	4	-1152,11	120,7330	0,000000
"mnrgtjb3***sexe	2	-1147,01	10,1862	0,006139
"mnrgtjb3***educ3"	4	-1102,33	89,3605	0,000000
"mnrgtjb3***mere3"	4	-1094,77	15,1239	0,004451
"mnrgtjb3***pere3"	4	-1091,04	7,4574	0,113603

freq - Test Vraisemblance Type 1 (femme_ε Distribution : POISSON Fonction de Liaison : LOG				
Effet	Degré de Liberté	Log-Vraisbnc	Chi²	p
"mnrgtjb3***age.cat	4	-1152,11	120,7330	0,000000
"mnrgtjb3***sexe	2	-1147,01	10,1862	0,006139
"mnrgtjb3***educ3"	4	-1102,33	89,3605	0,000000
"mnrgtjb3***pere3"	4	-1096,09	12,4808	0,014112
"mnrgtjb3***mere3"	4	-1091,04	10,1005	0,038768

freq - Test Vraisemblance Type 3 (femme_ε Distribution : POISSON Fonction de Liaison : LOG				
Effet	Degré de Liberté	Log-Vraisbnc	Chi²	p
"mnrgtjb3***age.cat	4	-1116,58	51,0690	0,000000
"mnrgtjb3***sexe	2	-1096,14	10,1862	0,006139
"mnrgtjb3***educ3"	4	-1114,40	46,7211	0,000000
"mnrgtjb3***pere3"	4	-1094,77	7,4574	0,113603
"mnrgtjb3***mere3"	4	-1096,09	10,1005	0,038768

La P-valeur beaucoup plus élevée que les autres suggère d'ignorer cette interaction.

Variable réponse multivariée (23)

Interprétation des estimations

Catégories de références :

- Rép2: **en désaccord**
- Age: 50-64 ans
- Sexe: femmes
- EDUC: secondaire.

Effet	Ionr	Nv_Var1	Nv_Var2	Nv_Var3	Nv_Var4	Estimat.	Standard Erreur	Wald Stat.	p
"mnrgtjb3"	71	mnrgtjb3	Ni d'accord, ni en désacc			-1,19115	0,207796	32,8595	0,000000
"mnrgtjb3"	72	mnrgtjb3	En désaccord			0,00000			
"mnrgtjb3"*age.cat	73	mnrgtjb3	D'accord	age.cat	30-49	-0,56837	0,174235	10,6413	0,001106
"mnrgtjb3"*age.cat	74	mnrgtjb3	D'accord	age.cat	65+	1,01397	0,214456	22,3551	0,000002
"mnrgtjb3"*age.cat	75	mnrgtjb3	D'accord	age.cat	50-64	0,00000			
"mnrgtjb3"*age.cat	76	mnrgtjb3	Ni d'accord, ni en désacc	age.cat	30-49	-0,14230	0,203411	0,4894	0,484198
"mnrgtjb3"*age.cat	77	mnrgtjb3	Ni d'accord, ni en désacc	age.cat	65+	0,49611	0,277922	3,1865	0,074249
"mnrgtjb3"*age.cat	78	mnrgtjb3	Ni d'accord, ni en désacc	age.cat	50-64	0,00000			
"mnrgtjb3"*age.cat	79	mnrgtjb3	En désaccord	age.cat	30-49	0,00000			
"mnrgtjb3"*age.cat	80	mnrgtjb3	En désaccord	age.cat	65+	0,00000			
"mnrgtjb3"*age.cat	81	mnrgtjb3	En désaccord	age.cat	50-64	0,00000			
"mnrgtjb3"*sexe	82	mnrgtjb3	D'accord	sexe	Male	-0,11634	0,136279	0,7287	0,393292
"mnrgtjb3"*sexe	83	mnrgtjb3	D'accord	sexe	Female	0,00000			
"mnrgtjb3"*sexe	84	mnrgtjb3	Ni d'accord, ni en désacc	sexe	Male	0,46541	0,176938	6,9188	0,008530
"mnrgtjb3"*sexe	85	mnrgtjb3	Ni d'accord, ni en désacc	sexe	Female	0,00000			
"mnrgtjb3"*sexe	86	mnrgtjb3	En désaccord	sexe	Male	0,00000			
"mnrgtjb3"*sexe	87	mnrgtjb3	En désaccord	sexe	Female	0,00000			
"mnrgtjb3"*educ3"	88	mnrgtjb3	D'accord	educ3	Primaire au plus	0,81221	0,224675	13,0684	0,000300
"mnrgtjb3"*educ3"	89	mnrgtjb3	D'accord	educ3	Supérieur	-1,34658	0,191371	49,5124	0,000000
"mnrgtjb3"*educ3"	90	mnrgtjb3	D'accord	educ3	Secondaire au plus	0,00000			
"mnrgtjb3"*educ3"	91	mnrgtjb3	Ni d'accord, ni en désacc	educ3	Primaire au plus	0,36494	0,295958	1,5205	0,217549
"mnrgtjb3"*educ3"	92	mnrgtjb3	Ni d'accord, ni en désacc	educ3	Supérieur	-0,56016	0,195817	8,1833	0,004228
"mnrgtjb3"*educ3"	93	mnrgtjb3	Ni d'accord, ni en désacc	educ3	Secondaire au plus	0,00000			
"mnrgtjb3"*educ3"	94	mnrgtjb3	En désaccord	educ3	Primaire au plus	0,00000			
"mnrgtjb3"*educ3"	95	mnrgtjb3	En désaccord	educ3	Supérieur	0,00000			
"mnrgtjb3"*educ3"	96	mnrgtjb3	En désaccord	educ3	Secondaire au plus	0,00000			

- Pour un sexe et un niveau d'éducation donnés, les 30-49 (65+) choisissent signif. moins (plus) *d'accord* plutôt que *en désaccord* que les 50-64.
- Pour un âge et un niveau d'éducation donnés, les hommes choisissent signif. plus *Ni d'accord, ni en désaccord* plutôt que *en désaccord* que les femmes.
- Pour un âge et un sexe donnés, les diplômés du primaire (supérieur) choisissent signif. plus (moins) *d'accord* plutôt que *en désaccord* que les diplômés du secondaire.

Variable réponse multivariée (24)

- Pour un âge et un sexe donnés, les diplômés du supérieur choisissent signif. moins *ni d'accord, ni en désaccord* plutôt que *en désaccord* que les diplômés du secondaire.

Liens entre les 2 réponses apportées

- La dépendance entre Rép1 et Rép2 pourrait également être étudiée.
- Sur base des sélections précédentes, le modèle (à éventuellement simplifier) serait

Rép1 + Rép2

+ EDUC + (Pere + Mere + Age + Sexe)

+ Pere Age + Mere Age + Pere Mere + /

+ EDUC Pere + EDUC Mere + EDUC Age + /

+ Rép1 (EDUC + Age + Sexe)

+ Rép2 (EDUC + Age + Sexe)

+ Rép1 Rép2

Variable réponse multivariée (25)

- Les tests de type III révèlent que
 - Pour un âge, un sexe et un niveau d'éducation donnés, il existe un lien significatif entre les 2 réponses apportées.
 - Pour un âge, un sexe et une réponse 2 donnés, il n'existe pas de lien significatif entre la réponse 1 et le niveau d'éducation.

freq - Test Vraisemblance Type 3 (femme_e
Distribution : POISSON
Fonction de Liaison : LOG

Effet	Degré de Liberté	Log-Vraisbnc	Chi²	p
"wmcprwk3"	2	-940,41	63,1276	0,000000
"mnrjtjb3"	2	-929,48	41,2611	0,000000
"wmcprwk3"*"mnrjtjb3"	4	-986,80	155,9151	0,000000
"wmcprwk3"*age.cat	4	-911,24	4,7952	0,308965
"wmcprwk3"*sexe	2	-911,22	4,7579	0,092647
"wmcprwk3"*"educ3"	4	-909,92	2,1563	0,707038
"mnrjtjb3"*age.cat	4	-930,51	43,3289	0,000000
"mnrjtjb3"*sexe	2	-912,64	7,5804	0,022591
"mnrjtjb3"*"educ3"	4	-942,94	68,1924	0,000000

Ce même constat peut être fait pour chacune des variables explicatives. De part l'analyse séparée de Rép1, on en déduit que toute l'information la concernant contenue dans les variables explicatives est contenue dans Rép2.

- Pour un âge, un sexe et une réponse 1 donnés, il existe un lien significatif entre la réponse 2 et le niveau d'éducation.

Ce même constat peut être fait pour chacune des variables explicatives. On en déduit qu'une partie de l'information contenue dans les variables explicatives à propos de Rép2 n'a pas été captée par Rép1.

Variable réponse multivariée (26)

Interprétations des estimations

- Les tests de type I indiquent que toutes les interactions entre Rép1 et les variables explicatives peuvent toutes être enlevées du modèle.

freq - Test Vraisemblance Type 1 (femme_e
Distribution : POISSON
Fonction de Liaison : LOG

Effet	Degré de Liberté	Log-Vraisbnc	Chi²	p
"wmcprwk3"*"mnrgtjb3"	4	-1025,50	216,6382	0,000000
"mnrgtjb3"*sexe	2	-1020,40	10,1862	0,006139
"mnrgtjb3"*age.cat	4	-960,04	120,7330	0,000000
"mnrgtjb3"*educ3"	4	-915,36	89,3605	0,000000
"wmcprwk3"*age.cat	4	-912,30	6,1105	0,191049
"wmcprwk3"*sexe	2	-909,92	4,7579	0,092647
"wmcprwk3"*"educ3"	4	-908,85	2,1563	0,707038

- Sans surprise, l'estimation des $\lambda_{ij}^{Rep1 Rep2}$ révèlent l'association positive entre les 2 variables réponses (pour des valeurs données des explicatives):

freq - Paramètres estimés (femme_et_travail.sta)
Distribution : POISSON
Fonction de Liaison : LOG

Effet	Colonne	Nv_Var1	Nv_Var2	Nv_Var3	Nv_Var4	Estimat.	Standard Erreur	Wald Stat.	p
"wmcprwk3"*"mnrgtjb3"	76	wmcprwk3	D'accord	mnrgtjb3	D'accord	2,14872	0,168331	162,9422	0,000000
"wmcprwk3"*"mnrgtjb3"	77	wmcprwk3	D'accord	mnrgtjb3	Ni d'accord, ni en désaccord	1,06566	0,210338	25,6684	0,000000
"wmcprwk3"*"mnrgtjb3"	78	wmcprwk3	D'accord	mnrgtjb3	En désaccord	0,00000			
"wmcprwk3"*"mnrgtjb3"	79	wmcprwk3	Ni d'accord, ni en désaccord	mnrgtjb3	D'accord	1,02999	0,223877	21,1664	0,000004
"wmcprwk3"*"mnrgtjb3"	80	wmcprwk3	Ni d'accord, ni en désaccord	mnrgtjb3	Ni d'accord, ni en désaccord	1,41404	0,227527	38,6242	0,000000
"wmcprwk3"*"mnrgtjb3"	81	wmcprwk3	Ni d'accord, ni en désaccord	mnrgtjb3	En désaccord	0,00000			
"wmcprwk3"*"mnrgtjb3"	82	wmcprwk3	En désaccord	mnrgtjb3	D'accord	0,00000			