

Louvain School of Management

Femvertising : Quels sont les risques de réactions négatives face aux publicités féministes dans un monde sexiste ?

Mémoire recherche réalisé par
Justine Mullens

en vue de l'obtention du titre de
Master 120 crédits en sciences de gestion, à finalité spécialisée

Promoteur(s)
Nicolas Kervyn de Meerendré

Année académique 2017 – 2018

ANNEXES

TABLE DES ANNEXES

1. Annexe 1 : Questionnaire	92
2. Annexe 2 : Échelles de mesure	98
2.1. Échelle de l'Aad.....	98
2.2. Échelle du sexisme ambivalent	99
3. Annexe 3 : Analyse descriptive de l'échantillon	100
4. Annexe 4 : Vérification de la validité des construits	106
4.1. Indicateurs du sexisme.....	106
4.2. Indicateurs de l'attitude envers la publicité (Aad)	119
5. Annexe 5 : Hypothèse sur l'influence de l'amorce visuelle	124
5.1. ANOVA (1) : publicité et sexisme bienveillant	128
5.2. ANOVA (2) : publicité et sexisme hostile	130
6. Annexe 6 : Hypothèse sur l'influence du genre	133
6.1. Test t pour échantillons indépendants (1) : sexisme bienveillant et genre.....	140
6.2. Test t pour échantillons indépendants (2) : sexisme hostile et genre	141
6.3. Analyse de modération (1).....	142
6.4. Analyse de modération (2).....	143
7. Annexe 7: Hypothèse sur l'influence de l'attention	145
7.1. Test t pour échantillons indépendants (1) : sexisme bienveillant et attention.....	151
7.2. Test t pour échantillons indépendants (2) : sexisme hostile et attention	153
7.3. Analyse de modération (1).....	154
7.4. Analyse de modération (2).....	155
8. Annexe 8 : Hypothèse sur l'influence de l'attitude envers l'annonce	157
8.1. Hypothèse 4A.....	157
8.2. Hypothèse 4B.....	174
9. Annexe 9 : Hypothèses formulées a posteriori	178
9.1. Modération modérée.....	178
9.2. Médiation modérée	182
10. Annexe 10 : Puissance d'un test	191
10.1. Hypothèse sur l'influence de l'amorce visuelle (MANOVA)	191
10.2. Hypothèse sur l'influence de l'amorce visuelle (ANOVA)	193

1. Annexe 1 : Questionnaire

Intro

Bonjour,

Dans le cadre de mon mémoire à la Louvain School of Management, je réalise deux collectes de données. La première vise à récolter l'avis de consommateurs concernant les publicités diffusées par certaines marques. La seconde constitue un pré-test afin de valider la traduction française d'une échelle de mesure.

Les réponses fournies sont totalement confidentielles et anonymes et ne prendront que quelques minutes.

Il est important que vous participiez à cette étude jusqu'au bout, sans vous arrêter en cours de route.

Je vous remercie énormément d'avance pour votre aide !

NB : Veuillez activer le son de votre appareil, vous en aurez besoin pour répondre au questionnaire.

Femvertizing



#SOISenFIERE – Special K

URL : <https://www.youtube.com/watch?v=ZYF3fbCetG4>

Classicvertizing

Publicité Special K Pre Summer 2014

URL : <https://www.youtube.com/watch?v=FzIo3758Du0>

Aad

Diriez-vous que

Vous réagissez favorablement à cette publicité	☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐	Vous réagissez défavorablement à cette publicité
Vous aimez cette publicité	☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐	Vous n'aimez pas cette publicité
Vous éprouvez un sentiment positif à l'égard de cette publicité	☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐	Vous éprouvez un sentiment négatif à l'égard de cette publicité
Cette publicité est bonne	☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐	Cette publicité est mauvaise

Ab

Décrivez en quelques mots la publicité que vous venez de regarder et le message qu'elle véhicule

Attention check

Quelle était la marque mise en scène dans la publicité visionnée au début de cette enquête ?

- ☐ L'Oréal
- ☐ Lotus
- ☐ Spécial K

Quel est le slogan utilisé dans la vidéo ?

- ☐ Parce que nous le valons bien
- ☐ Just do it
- ☐ Sois-en fière

De quel programme est-il question dans la publicité ?

- ☐ Retrouve ta forme
- ☐ Basic Fit
- ☐ MonSpecialK.fr

Démographique

Pour des raisons statistiques, veuillez répondre à ces quelques questions démographiques

Genre

- ☐ Féminin (1)
- ☐ Masculin (2)

Âge

- ☐ Moins de 18 ans (1)
- ☐ 18-25 ans (2)
- ☐ 26-40 ans (3)
- ☐ 41-60 ans (4)
- ☐ Plus de 60 ans (5)

Conclusion

Je vous remercie pour votre participation. Votre aide me sera très précieuse lors de la rédaction de mon mémoire.

2. Annexe 2 : Échelles de mesure

2.1. Échelle de l'Aad

	Echelle de l'Aad (Holbrook et Batra, 1987)
item 1	J'aime/Je n'aime pas cette publicité
item 2	Je réagis favorablement/ défavorablement
item 3	J'éprouve un sentiment positif/ négatif
item 4	Cette publicité est bonne/mauvaise

Source : Holbrook & Batra, 1987

2.2. Échelle du sexisme ambivalent

0	pas du tout d'accord	3	légèrement d'accord
1	plutôt pas d'accord	4	plutôt d'accord
2	légèrement pas d'accord	5	tout à fait d'accord
BS (IH)	1. Quel que soit son niveau d'accomplissement, un homme n'est pas vraiment « complet » en tant que personne s'il n'est pas aimé d'une femme.		
SH	2. Sous l'apparence d'une politique d'égalité, beaucoup de femmes recherchent en fait des faveurs spéciales, comme un recrutement en entreprise qui les favorise.		
SB (PP)	3. Lors d'une catastrophe, les femmes doivent être sauvées avant les hommes.		
SH	4. La plupart des femmes interprètent des remarques ou des actes anodins comme étant sexistes.		
SH	5. Les femmes sont trop rapidement offensées.		
SB (IH)	6. Les gens ne sont pas vraiment heureux dans leur vie s'ils ne sont pas engagés dans une relation avec une personne de l'autre sexe.		
SH	7. Les féministes veulent que les femmes aient plus de pouvoir que les hommes.		
SB (DCG)	8. Beaucoup de femmes ont une espèce de pureté que la plupart des hommes n'ont pas.		
SB (PP)	9. Les femmes devraient être protégées et être aimées par les hommes.		
SH	10. En général, une femme n'apprécie pas à sa juste valeur ce qu'un homme fait pour elle.		
SH	11. Les femmes recherchent le pouvoir en ayant le contrôle sur les hommes.		
SB (IH)	12. Tout homme devrait avoir une femme qu'il adore.		
SB (IH)	13. Les hommes sont « incomplets » sans les femmes.		
SH	14. Les femmes exagèrent les problèmes qu'elles rencontrent au travail.		
SH	15. Quand une femme a réussi à faire en sorte qu'un homme s'engage envers elle, elle essaie souvent de le tenir en laisse.		
SH	16. Quand les femmes perdent une compétition honnête contre un homme, elles se plaignent pourtant d'être l'objet de discrimination.		
SB (PP)	17. Une femme parfaite doit être mise sur un piédestal par son compagnon.		
SH	18. Il y a beaucoup de femmes à qui cela plaît d'exciter les hommes en semblant sexuellement intéressées pour ensuite refuser leurs avances.		
SB (DCG)	19. Les femmes, comparées aux hommes, ont tendance à faire preuve d'un plus grand sens moral.		
SB (PP)	20. Les hommes devraient subvenir financièrement aux besoins des femmes, quitte à sacrifier leur propre bien-être.		
SH	21. Les féministes ont des demandes tout à fait exagérées concernant les hommes.		
SB (DCG)	22. Les femmes, comparées aux hommes, ont tendance à être plus cultivées et à avoir plus de bon-goût.		

Note : SH = Sexisme Hostile, SB = Sexisme Bienveillant, PP = Protection Paternaliste, IH = Intimité Hétérosexuelle, DCG = Différenciation Complémentaire de Genre.

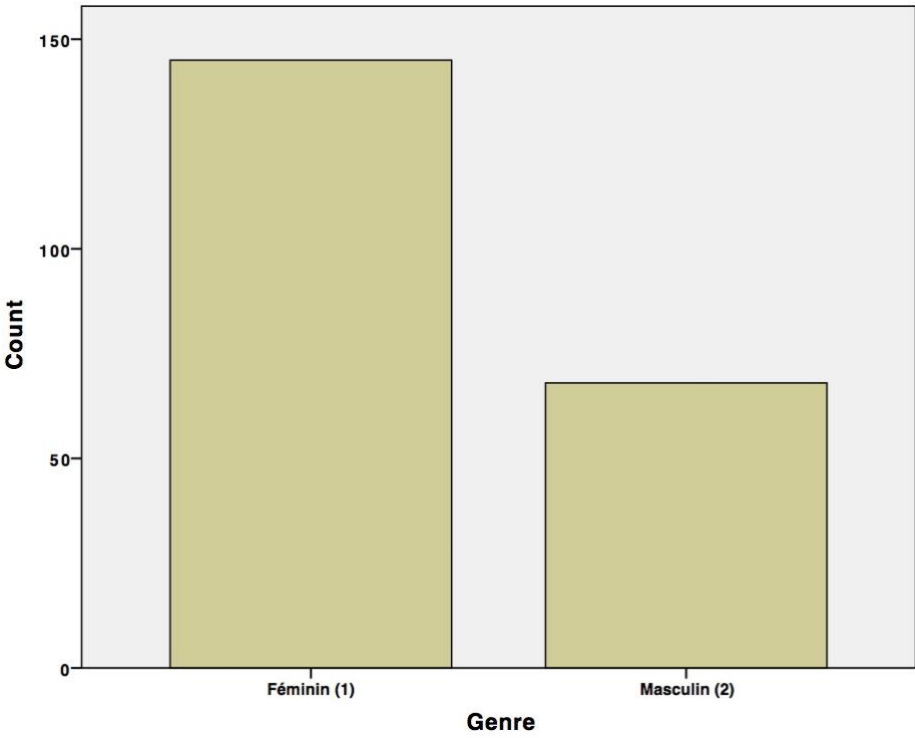
Source : Dardenne, Delacollette, Grégoire & Lecoq, 2006

3. Annexe 3 : Analyse descriptive de l'échantillon

- Genre des répondants

Statistics		
Genre		
N	Valid	213
	Missing	0
Mean		1,32
Std. Deviation		,467
Variance		,218
Skewness		,781
Std. Error of Skewness		,167
Kurtosis		-1,403
Std. Error of Kurtosis		,332

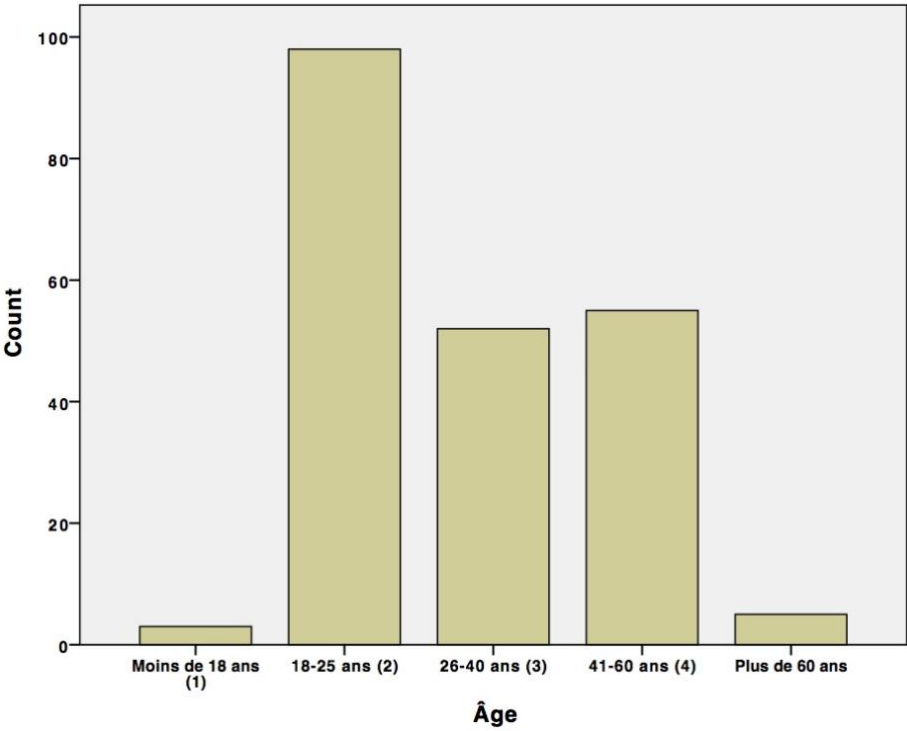
Genre					
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Féminin (1)	145	68,1	68,1	68,1
	Masculin (2)	68	31,9	31,9	100,0
	Total	213	100,0	100,0	



○ Âge des répondants

Statistics		
Âge		
N	Valid	213
	Missing	0
Mean		2,82
Std. Deviation		,916
Variance		,839
Skewness		,446
Std. Error of Skewness		,167
Kurtosis		-,990
Std. Error of Kurtosis		,332

Âge					
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Moins de 18 ans (1)	3	1,4	1,4	1,4
	18-25 ans (2)	98	46,0	46,0	47,4
	26-40 ans (3)	52	24,4	24,4	71,8
	41-60 ans (4)	55	25,8	25,8	97,7
	Plus de 60 ans	5	2,3	2,3	100,0
	Total	213	100,0	100,0	



AgeREC					
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Moins de 18 ans à 25 ans	101	47,4	47,4	47,4
	26 à 40 ans	52	24,4	24,4	71,8
	41 ans à plus de 60 ans	60	28,2	28,2	100,0
	Total	213	100,0	100,0	

- Niveau de sexisme mesuré chez les répondants

Descriptive Statistics

	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	Variance
Sexisme Bienveillant	213	1,00	5,27	2,4930	,90613	,821
Sexisme Hostile	213	1,00	5,36	2,6240	,99811	,996
Valid N (listwise)	213					

- Nombre de répondants exposés à chacune des deux conditions expérimentales

Statistics

Type de publicité auquel le ré

N	Valid	213
	Missing	0
Mean		,56
Std. Deviation		,497
Variance		,247

Type de publicité auquel le répondant a été exposé

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid Classicvertising	93	43,7	43,7	43,7
Femvertising	120	56,3	56,3	100,0
Total	213	100,0	100,0	

- Attitude envers la publicité

Descriptive Statistics

	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	Variance
Attitude envers la publicité REC	213	1,00	7,00	4,7700	1,56687	2,455
Valid N (listwise)	213					

- Attention portée à la publicité

Statistics

Attention portée à la publicité

N	Valid	262
	Missing	0
Mean		,81
Std. Deviation		,391
Variance		,153

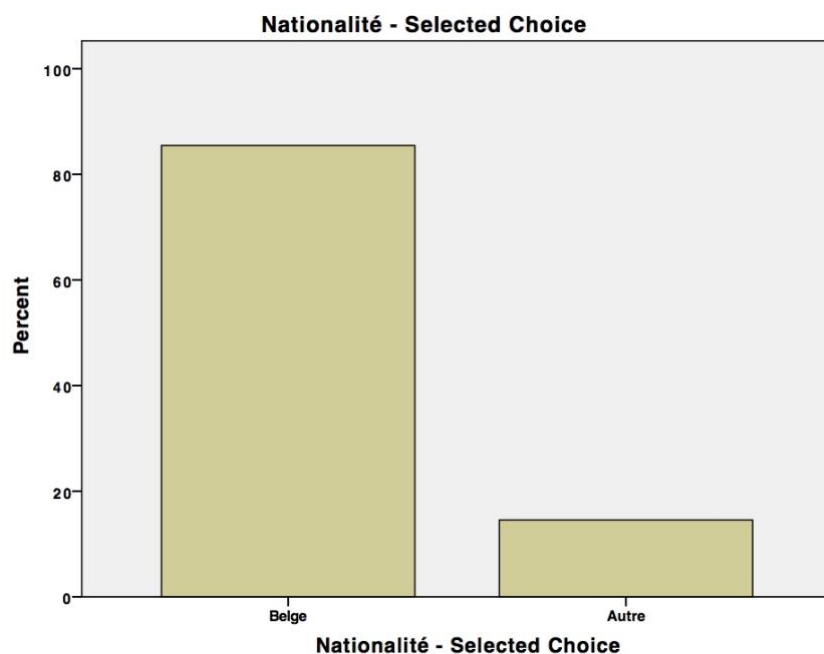
Attention portée à la publicité

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid Distractif	49	18,7	18,7	18,7
Attentif	213	81,3	81,3	100,0
Total	262	100,0	100,0	

○ Nationalité des répondants

Nationalité - Selected Choice

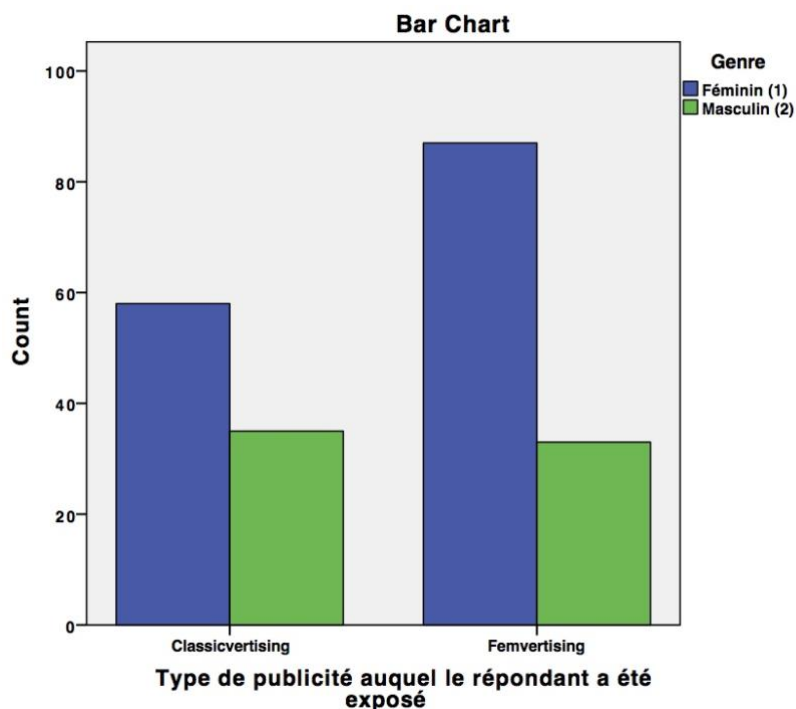
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Belge	182	85,4	85,4	85,4
	Autre	31	14,6	14,6	100,0
	Total	213	100,0	100,0	



○ Tableau de contingence : type de publicité et genre

Type de publicité auquel le répondant a été exposé * Genre Crosstabulation

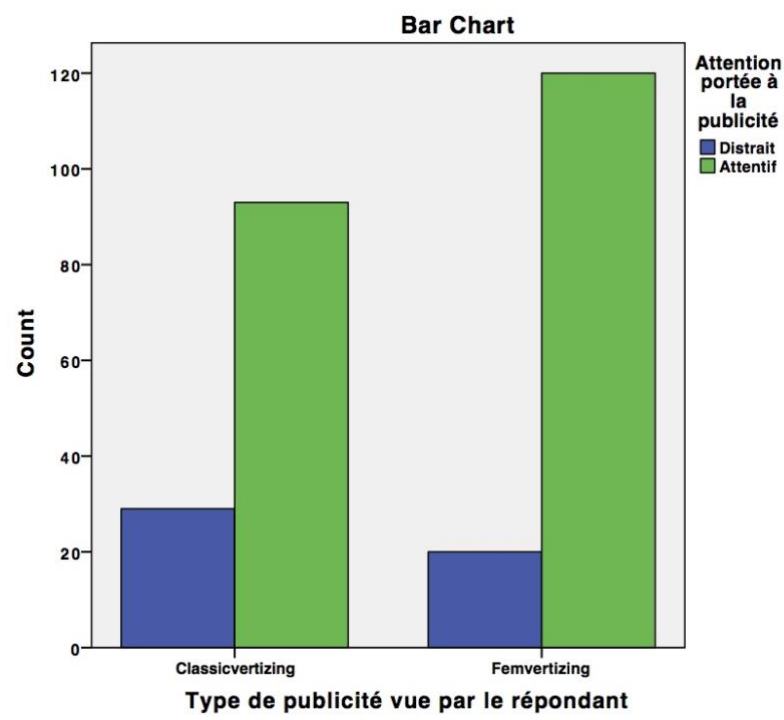
			Genre		Total
			Féminin (1)	Masculin (2)	
Type de publicité auquel le répondant a été exposé	Classicvertising	Count	58	35	93
		Expected Count	63,3	29,7	93,0
		% within Type de publicité auquel le répondant a été exposé	62,4%	37,6%	100,0%
		% within Genre	40,0%	51,5%	43,7%
	Femvertising	% of Total	27,2%	16,4%	43,7%
		Count	87	33	120
		Expected Count	81,7	38,3	120,0
		% within Type de publicité auquel le répondant a été exposé	72,5%	27,5%	100,0%
Total		% within Genre	60,0%	48,5%	56,3%
		% of Total	40,8%	15,5%	56,3%
		Count	145	68	213
		Expected Count	145,0	68,0	213,0
		% within Type de publicité auquel le répondant a été exposé	68,1%	31,9%	100,0%
		% within Genre	100,0%	100,0%	100,0%
		% of Total	68,1%	31,9%	100,0%



- Tableau de contingence : type de publicité et attention portée à la publicité

Type de publicité vue par le répondant * Attention portée à la publicité Crosstabulation

			Attention portée à la publicité		Total
			Distrain	Attentif	
Type de publicité vue par le répondant	Classicvertising	Count	29	93	122
		Expected Count	22,8	99,2	122,0
		% within Type de publicité vue par le répondant	23,8%	76,2%	100,0%
		% within Attention portée à la publicité	59,2%	43,7%	46,6%
		% of Total	11,1%	35,5%	46,6%
	Femvertising	Count	20	120	140
		Expected Count	26,2	113,8	140,0
		% within Type de publicité vue par le répondant	14,3%	85,7%	100,0%
		% within Attention portée à la publicité	40,8%	56,3%	53,4%
		% of Total	7,6%	45,8%	53,4%
		Count	49	213	262
		Expected Count	49,0	213,0	262,0
Total		% within Type de publicité vue par le répondant	18,7%	81,3%	100,0%
		% within Attention portée à la publicité	100,0%	100,0%	100,0%
		% of Total	18,7%	81,3%	100,0%



4. Annexe 4 : Vérification de la validité des construits

4.1. Indicateurs du sexisme

Le sexisme étant mesuré par 22 variables dans le questionnaire, la taille de l'échantillon (213 répondants) dépasse le minimum de 100 participants au total, mais pas celui de 10 personnes par variable comme recommandé par Hair *et al.* (1998). Pour atteindre le nombre requis, il aurait fallu avoir 220 répondants. Cependant, l'échantillon est neuf fois plus important que le nombre de variables, supérieur à 198. La taille de l'échantillon est donc suffisante pour mener une analyse factorielle. D'autre part, les données sont toutes des données métriques puisqu'il s'agit d'échelles de Likert.

Notez que puisque notre échantillon est supérieur à 30 ($n \geq 30$), il peut être qualifié de grand échantillon (Swaen, 2016).

[illegible]

Étant donné le nombre important de variables à traiter dans le cadre de cette analyse, la **matrice de corrélation** est rapidement devenue illisible. Nous avons donc surtout été attentifs à ce qu'aucune corrélation négative n'apparaisse dans le tableau, indiquant des items inversés, ce qui n'était pas le cas.

D'autre part, selon la règle du pouce, nous avons également prêté attention à avoir assez de corrélations supérieures à .30. La matrice de corrélation indique un lien plus fort entre les items supposés mesurer les mêmes dimensions et la plupart des variables semblent au moins légèrement corrélées.

KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		,885
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	1952,567
	df	231
	Sig.	,000

Le **test de Bartlett** indique que les corrélations sont suffisantes entre les variables pour réaliser l'analyse factorielle puisque la p-valeur est inférieure à .05. Les hypothèses engagées dans le cadre de ce test sont :

$H_0 : \rho = 0$

$H_1 : \rho \neq 0$

→ sig. < .05 : les corrélations entre les variables sont suffisantes pour réaliser l'analyse factorielle.

L'**indice KMO** de .885 indique un excellent résumé de l'information sur les premiers axes factoriels puisqu'il est proche de 1. De plus, un KMO supérieur à .80 est considéré comme excellent. En outre, puisque $.885 > .50$, les corrélations sont suffisantes entre les variables pour réaliser l'analyse factorielle.

Puisque mener une analyse factorielle semblait pertinent dans ce cadre, nous avons effectué une analyse en composantes principales.

Communalities		
	Initial	Extraction
SB (IH) 1. Quel que soit son niveau d'accomplissement, un homme n'est pas vraiment « complet » en tant que personne s'il n'est pas aimé d'une femme.	1,000	,524
SH 2. Sous l'apparence d'une politique d'égalité, beaucoup de femmes recherchent en fait des faveurs spéciales, comme un recrutement en entreprise qui les favorise.	1,000	,503
SB (PP) 3. Lors d'une catastrophe, les femmes doivent être sauvées avant les hommes.	1,000	,292
SH 4. La plupart des femmes interprètent des remarques ou des actes anodins comme étant sexistes.	1,000	,572
SH 5. Les femmes sont trop rapidement offensées.	1,000	,630
SB (IH) 6. Les gens ne sont pas vraiment heureux dans leur vie s'ils ne sont pas engagés dans une relation avec une personne de l'autre sexe.	1,000	,409

Communalities			Communalities		
	Initial	Extraction		Initial	Extraction
SH 7. Les féministes veulent que les femmes aient plus de pouvoir que les hommes.	1,000	,344	SH 15. Quand une femme a réussi à faire en sorte qu'un homme s'engage envers elle, elle essaie souvent de le tenir en laisse.	1,000	,454
SB (DCG) 8. Beaucoup de femmes ont une espèce de pureté que la plupart des hommes n'ont pas.	1,000	,392	SH 16. Quand les femmes perdent une compétition honnête contre un homme, elles se plaignent pourtant d'être l'objet de discrimination.	1,000	,509
SB (PP) 9. Les femmes devraient être protégées et être aimées par les hommes.	1,000	,450	SB (PP) 17. Une femme parfaite doit être mise sur un piédestal par son compagnon.	1,000	,320
SH 10. En général, une femme n'apprécie pas à sa juste valeur ce qu'un homme fait pour elle.	1,000	,544	SH 18. Il y a beaucoup de femmes à qui cela plaît d'exciter les hommes en semblant sexuellement intéressées pour ensuite refuser leurs avances.	1,000	,592
SH 11. Les femmes recherchent le pouvoir en ayant le contrôle sur les hommes.	1,000	,510	SB (DCG) 19. Les femmes, comparées aux hommes, ont tendance à faire preuve d'un plus grand sens moral.	1,000	,330
SB (IH) 12. Tout homme devrait avoir une femme qu'il adore.	1,000	,426	SB (PP) 20. Les hommes devraient subvenir financièrement aux besoins des femmes, quitte à sacrifier leur propre bien-être.	1,000	,350
SB (IH) 13. Les hommes sont « incomplets » sans les femmes.	1,000	,564			
SH 14. Les femmes exagèrent les problèmes qu'elles rencontrent au travail.	1,000	,558			

Communalities

	Initial	Extraction
SH 21. Les féministes ont des demandes tout à fait exagérées concernant les hommes.	1,000	,390
SB (DCG) 22. Les femmes, comparées aux hommes, ont tendance à être plus cultivées et à avoir plus de bon-gout.	1,000	,346

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Le tableau reprenant les **communalités** montre que la part de variance partagée entre les variables considérées est supérieure à .30 (puisque nous effectuons nos analyses sur un grand échantillon), toutes les variables sont donc bien représentées dans le modèle simplifié.

Puisque nous voulions vérifier que les variables représentaient bien des indicateurs du sexisme, nous avons utilisé la **règle de détermination a priori** en demandant à SPSS d'extraire 4 facteurs.

Cependant, comme en atteste le tableau ci-dessous et bien que nous ayons également mené l'analyse avec rotation OBLIMIN, les facteurs qui sont ressortis de cette analyse n'avaient pas beaucoup de sens. Nous ne retrouvons donc pas les trois dimensions qui composent la sous-échelle de sexisme bienveillant dans nos données.

Rotated Component Matrix^a

	Component			
	1	2	3	4
SH 18. Il y a beaucoup de femmes a qui cela plait d'exciter les hommes en semblant sexuellement interessees pour ensuite refuser leurs avances.	,758			
SH 16. Quand les femmes perdent une competition honnete contre un homme, elles se plaignent pourtant d'etre l'objet de discrimination.	,753			
SH 5. Les femmes sont trop rapidement offensees.	,747			
SH 11. Les femmes recherchent le pouvoir en ayant le controle sur les hommes.	,731			
SH 4. La plupart des femmes interpretent des remarques ou des actes anodins comme etant sexistes.	,706			

	Component					Component			
	1	2	3	4		1	2	3	4
SH 15. Quand une femme a réussi a faire en sorte qu'un homme s'engage envers elle, elle essaie souvent de le tenir en laisse.	,666				SB (IH) 6. Les gens ne sont pas vraiment heureux dans leur vie s'ils ne sont pas engages dans une relation avec une personne de l'autre sexe.		,733		
SH 2. Sous l'apparence d'une politique d'egalite, beaucoup de femmes recherchent en fait des faveurs speciales, comme un recrutement en entreprise qui les favorise.	,662				SB (IH) 12. Tout homme devrait avoir une femme qu'il adore.		,631		,345
SH 14. Les femmes exagerent les problemes qu'elles rencontrent au travail.	,637				SB (PP) 9. Les femmes devraient etre protegees et etre aimees par les hommes.		,535		,411
SH 10. En general, une femme n'apprécie pas a sa juste valeur ce qu'un homme fait pour elle.	,616			,339	SB (PP) 20. Les hommes devraient subvenir financièrement aux besoins des femmes, quitte a sacrifier leur propre bien-etre.	,330	,438	,324	
SB (IH) 1. Quel que soit son niveau d'accomplissement, un homme n'est pas vraiment « complet » en tant que personne s'il n'est pas aime d'une femme.		,755			SB (DCG) 22. Les femmes, comparees aux hommes, ont tendance a etre plus cultivees et a avoir plus de bon-gout.			,797	
SB (IH) 13. Les hommes sont « incomplets » sans les femmes.		,750			SB (DCG) 8. Beaucoup de femmes ont une espece de purete que la plupart des hommes n'ont pas.			,689	

	Component			
	1	2	3	4
SB (DCG) 19. Les femmes, comparees aux hommes, ont tendance a faire preuve d'un plus grand sens moral.			,686	
SB (PP) 3. Lors d'une catastrophe, les femmes doivent etre sauvees avant les hommes.			,517	
SB (PP) 17. Une femme parfaite doit etre mise sur un piedestal par son compagnon.		,391	,395	
SH 7. Les feministes veulent que les femmes aient plus de pouvoir que les hommes.	,302			,769
SH 21. Les feministes ont des demandes tout a fait exagerees concernant les hommes.	,345			,759

Extraction Method: Principal Component Analysis.
Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.^a

a. Rotation converged in 6 iterations.

En conséquence, nous avons relancé notre analyse en demandant à SPSS d'extraire 2 facteurs. Si nous avons utilisé le **critère de Kaiser** plutôt que la règle de détermination a priori, la conclusion aurait été similaire, nous n'aurions gardé que deux dimensions. De même, si nous avons utilisé la **règle du coude** sur le scree plot, nous n'aurions conservé que deux facteurs.

Total Variance Explained									
Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	7,552	34,328	34,328	7,552	34,328	34,328	5,589	25,404	25,404
2	2,454	11,152	45,480	2,454	11,152	45,480	4,417	20,077	45,480
3	1,287	5,851	51,331						
4	1,124	5,108	56,439						
5	,954	4,337	60,776						
6	,878	3,992	64,768						
7	,746	3,393	68,161						
8	,720	3,272	71,433						
9	,678	3,081	74,514						
10	,637	2,895	77,409						
11	,635	2,889	80,298						
12	,571	2,596	82,894						
13	,561	2,550	85,443						
14	,520	2,363	87,806						
15	,461	2,097	89,904						
16	,431	1,960	91,864						
17	,364	1,653	93,517						
18	,349	1,585	95,101						
19	,334	1,517	96,619						
20	,284	1,293	97,912						
21	,250	1,136	99,047						
22	,210	,953	100,000						

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Ces deux dimensions expliquent à elles seules 45.480% de la variance totale et résument donc 46% de l'information apportée par les 22 variables de départ. Le premier facteur explique autant de variance que 7.552 variables manifestes tandis que le second explique autant de variance que 2.454 variables manifestes.

Afin d'obtenir une représentation factorielle plus simple, nous avons effectué une **rotation VARIMAX**, bien que les deux sous-échelles de l'ESA soient corrélées entre elles. Ce type de rotation permet de préserver l'orthogonalité (l'indépendance) entre les facteurs (Swaen, 2016). Nous avons privilégié ce type de rotation afin de nous prémunir du risque de colinéarité pouvant survenir suite à l'utilisation de facteurs corrélés dans les analyses futures.

De plus, l'analyse après rotation OBLIMIN aurait ici conduit aux mêmes conclusions, mais pas aux mêmes implications. En effet, la rotation oblique produit deux facteurs corrélés dont l'interprétation est moins immédiate car nous pouvons notamment observer deux poids factoriels croisés (Yergeau & Poirier, 2013 ; Swaen, 2016).

Rotated Component Matrix^a

	Component			Component	
	1	2		1	2
SH 5. Les femmes sont trop rapidement offensees.	,778		SH 14. Les femmes exagerent les problemes qu'elles rencontrent au travail.	,693	
SH 18. Il y a beaucoup de femmes a qui cela plait d'exciter les hommes en semblant sexuellement interessees pour ensuite refuser leurs avances.	,751		SH 10. En general, une femme n'apprécie pas a sa juste valeur ce qu'un homme fait pour elle.	,675	
SH 4. La plupart des femmes interpretent des remarques ou des actes anodins comme etant sexistes.	,724		SH 15. Quand une femme a reussi a faire en sorte qu'un homme s'engage envers elle, elle essaie souvent de le tenir en laisse.	,656	
SH 11. Les femmes recherchent le pouvoir en ayant le controle sur les hommes.	,708		SH 21. Les feministes ont des demandes tout a fait exagerees concernant les hommes.	,582	
SH 2. Sous l'apparence d'une politique d'egalite, beaucoup de femmes recherchent en fait des faveurs speciales, comme un recrutement en entreprise qui les favorise.	,701		SH 7. Les feministes veulent que les femmes aient plus de pouvoir que les hommes.	,546	
SH 16. Quand les femmes perdent une competition honnete contre un homme, elles se plaignent pourtant d'etre l'objet de discrimination.	,700		SB (IH) 13. Les hommes sont « incomplets » sans les femmes.		,747
			SB (IH) 1. Quel que soit son niveau d'accomplissement, un homme n'est pas vraiment « complet » en tant que personne s'il n'est pas aime d'une femme.		,714

	Component			Component	
	1	2		1	2
SB (IH) 6. Les gens ne sont pas vraiment heureux dans leur vie s'ils ne sont pas engagés dans une relation avec une personne de l'autre sexe.		,638	SB (DCG) 19. Les femmes, comparées aux hommes, ont tendance à faire preuve d'un plus grand sens moral.		,547
SB (PP) 9. Les femmes devraient être protégées et être aimées par les hommes.		,632	SB (PP) 20. Les hommes devraient subvenir financièrement aux besoins des femmes, quitte à sacrifier leur propre bien-être.		,523
SB (IH) 12. Tout homme devrait avoir une femme qu'il adore.		,598	SB (PP) 3. Lors d'une catastrophe, les femmes doivent être sauvées avant les hommes.		,493
SB (DCG) 8. Beaucoup de femmes ont une espèce de pureté que la plupart des hommes n'ont pas.		,584	Extraction Method: Principal Component Analysis. Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization. a. Rotation converged in 3 iterations.		
SB (DCG) 22. Les femmes, comparées aux hommes, ont tendance à être plus cultivées et à avoir plus de bon-gout.		,548			
SB (PP) 17. Une femme parfaite doit être mise sur un piedestal par son compagnon.		,547			

La **matrice des composantes** après rotation indique que les loadings des facteurs sont bien supérieurs à .30 (puisque nous travaillons avec un échantillon de 213 répondants).

La structure factorielle semble optimale car toutes les variables ont des poids factoriels élevés sur un seul facteur et les communalités sont assez élevées.

Les éléments qui se regroupent sur les mêmes composantes semblent suggérer que la première composante constitue le sexisme hostile tandis que la seconde représente le sexisme bienveillant.

Pour terminer notre analyse, il convient de mesurer la fiabilité des facteurs. L'**Alpha de Cronbach** étant ici bien supérieur à .70, les facteurs de « sexisme hostile » et de « sexisme bienveillant » sont fiables et nous n'avons pas besoin de regarder le second tableau.

Reliability Statistics

Cronbach's Alpha	N of Items
,900	11

Item-Total Statistics

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
SH 2. Sous l'apparence d'une politique d'egalite, beaucoup de femmes recherchent en fait des faveurs speciales, comme un recrutement en entreprise qui les favorise.	26,50	101,478	,629	,891
SH 4. La plupart des femmes interpretent des remarques ou des actes anodins comme etant sexistes.	25,70	99,945	,683	,888
SH 5. Les femmes sont trop rapidement offensees.	25,75	98,046	,722	,886
SH 7. Les feministes veulent que les femmes aient plus de pouvoir que les hommes.	26,43	101,104	,521	,899
SH 10. En general, une femme n'apprécie pas a sa juste valeur ce qu'un homme fait pour elle.	26,07	99,207	,674	,889
SH 11. Les femmes recherchent le pouvoir en ayant le controle sur les hommes.	26,79	102,120	,634	,891

Item-Total Statistics

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
SH 14. Les femmes exagèrent les problèmes qu'elles rencontrent au travail.	26,40	100,722	,678	,889
SH 15. Quand une femme a réussi à faire en sorte qu'un homme s'engage envers elle, elle essaie souvent de le tenir en laisse.	26,55	103,117	,583	,894
SH 16. Quand les femmes perdent une compétition honnête contre un homme, elles se plaignent pourtant d'être l'objet de discrimination.	26,42	101,678	,622	,892
SH 18. Il y a beaucoup de femmes à qui cela plaît d'exciter les hommes en semblant sexuellement intéressées pour ensuite refuser leurs avances.	26,14	98,405	,690	,888
SH 21. Les féministes ont des demandes tout à fait exagérées concernant les hommes.	25,89	100,968	,567	,895

Reliability Statistics

Cronbach's Alpha	N of Items
,842	11

Item-Total Statistics

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
SB (IH) 1. Quel que soit son niveau d'accomplissement, un homme n'est pas vraiment « complet » en tant que personne s'il n'est pas aimé d'une femme.	25,07	80,707	,599	,822
SB (PP) 3. Lors d'une catastrophe, les femmes doivent être sauvées avant les hommes.	24,45	84,295	,450	,835
SB (IH) 6. Les gens ne sont pas vraiment heureux dans leur vie s'ils ne sont pas engagés dans une relation avec une personne de l'autre sexe.	25,24	84,957	,478	,832
SB (DCG) 8. Beaucoup de femmes ont une espèce de pureté que la plupart des hommes n'ont pas.	25,10	84,055	,529	,828
SB (PP) 9. Les femmes devraient être protégées et être aimées par les hommes.	24,07	80,194	,575	,824
SB (IH) 12. Tout homme devrait avoir une femme qu'il adore.	24,51	79,638	,540	,828
SB (IH) 13. Les hommes sont « incomplets » sans les femmes.	25,14	81,112	,622	,820

Item-Total Statistics				
	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
SB (PP) 17. Une femme parfaite doit être mise sur un piedestal par son compagnon.	25,15	84,182	,478	,832
SB (DCG) 19. Les femmes, comparées aux hommes, ont tendance à faire preuve d'un plus grand sens moral.	24,45	84,428	,484	,832
SB (PP) 20. Les hommes devraient subvenir financièrement aux besoins des femmes, quitte à sacrifier leur propre bien-être.	25,80	88,206	,498	,832
SB (DCG) 22. Les femmes, comparées aux hommes, ont tendance à être plus cultivées et à avoir plus de bon-gout.	25,25	85,688	,501	,830

Afin d'utiliser les variables mesurant le concept de sexisme dans nos analyses futures, nous avons créé une « *summated scale* » pour chaque facteur. Celle-ci représente la moyenne des variables qui se chargent fortement sur le facteur constituant d'une part, le sexisme hostile et, d'autre part, le sexisme bienveillant et sont définies dans le jeu de données comme :

$(Q3_2+Q3_4+Q3_5+Q3_7+Q3_10+Q3_11+Q3_14+Q3_15+Q3_16+Q3_18+Q3_21)/11$

et

$(Q3_1+Q3_3+Q3_6+Q3_8+Q3_9+Q3_12+Q3_13+Q3_17+Q3_19+Q3_20+Q3_22)/11$

respectivement.

Pour rappel, puisque nous ne retrouvons pas, dans nos données, les trois dimensions du sexisme bienveillant, les deux sous-échelles utilisées dans nos analyses sont unidimensionnelles.

4.2. Indicateurs de l'attitude envers la publicité (Aad)

L'attitude envers la publicité (Aad) étant mesurée par 4 variables dans le questionnaire, la taille de l'échantillon (213 répondants) dépasse le minimum de 100 participants au total ainsi que celui de 10 personnes par variable comme recommandé par Hair *et al.* (1998). La taille de l'échantillon est donc suffisante pour mener une analyse factorielle. D'autre part, les données sont toutes des données métriques puisqu'il s'agit d'échelles de Likert.

Correlation Matrix^a

		Vous aimez cette publicité - Vous n'aimez pas cette publicité	Vous réagissez favorablement à cette publicité - Vous réagissez défavorablement à cette publicité	Vous éprouvez un sentiment positif à l'égard de cette publicité - Vous éprouvez un sentiment négatif à l'égard de cette publicité	Cette publicité est bonne - Cette publicité est mauvaise
Correlation	Vous aimez cette publicité - Vous n'aimez pas cette publicité	1,000	,872	,841	,781
	Vous réagissez favorablement à cette publicité - Vous réagissez défavorablement à cette publicité	,872	1,000	,857	,797
	Vous éprouvez un sentiment positif à l'égard de cette publicité - Vous éprouvez un sentiment négatif à l'égard de cette publicité	,841	,857	1,000	,769
	Cette publicité est bonne - Cette publicité est mauvaise	,781	,797	,769	1,000
Sig. (1-tailed)	Vous aimez cette publicité - Vous n'aimez pas cette publicité		,000	,000	,000
	Vous réagissez favorablement à cette publicité - Vous réagissez défavorablement à cette publicité	,000		,000	,000
	Vous éprouvez un sentiment positif à l'égard de cette publicité - Vous éprouvez un sentiment négatif à l'égard de cette publicité	,000	,000		,000
	Cette publicité est bonne - Cette publicité est mauvaise	,000	,000	,000	

a. Determinant = ,018

La **matrice de corrélation** indique que les corrélations sont plutôt fortes, supérieures à .50 et toutes positives. Ainsi, s'il y a un lien entre les variables, celui-ci va dans le même sens. De plus, il y a une certaine redondance.

KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		,868
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	846,591
	df	6
	Sig.	,000

Le **test de Bartlett** indique que les corrélations sont suffisantes entre les variables pour réaliser l'analyse factorielle puisque la p-valeur est inférieure à .05. Les hypothèses engagées dans le cadre de ce test sont :

H₀ : $\rho = 0$

H₁ : $\rho \neq 0$

→ sig. < .05 : les corrélations entre les variables sont suffisantes pour réaliser l'analyse factorielle.

L'**indice KMO** de .868 indique un excellent résumé de l'information sur les premiers axes factoriels puisqu'il est proche de 1. De plus, un KMO supérieur à .80 est considéré comme excellent. En outre, puisque $.868 > .50$, les corrélations sont suffisantes entre les variables pour réaliser l'analyse factorielle.

Puisque mener une analyse factorielle semblait pertinent dans ce cadre, nous avons effectué une analyse en composantes principales.

Communalities		
	Initial	Extraction
Vous aimez cette publicité - Vous n'aimez pas cette publicité	1,000	,884
Vous réagissez favorablement à cette publicité - Vous réagissez défavorablement à cette publicité	1,000	,900
Vous éprouvez un sentiment positif à l'égard de cette publicité - Vous éprouvez un sentiment négatif à l'égard de cette publicité	1,000	,870
Cette publicité est bonne - Cette publicité est mauvaise	1,000	,805

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Le tableau reprenant les **communalités** montre que la part de variance partagée entre les variables considérées est supérieure à .30 (puisque nous effectuons nos analyses sur un grand échantillon), toutes les variables sont donc bien représentées dans le modèle simplifié.

Puisque nous voulions vérifier que les variables représentaient bien des indicateurs du sexisme, nous avons utilisé la **règle de détermination a priori** en demandant à SPSS d'extraire 1 facteur.

Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	3,460	86,489	86,489	3,460	86,489	86,489
2	,255	6,375	92,864			
3	,160	4,010	96,874			
4	,125	3,126	100,000			

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Cette dimension explique à elle seule 86.489% de la variance totale et résume donc 87% de l'information apportée par les 4 variables de départ. Ce facteur explique autant de variance que 3.460 variables manifestes.

Puisqu'un seul et unique facteur a été extrait de notre analyse factorielle, il n'est pas nécessaire de réaliser la **rotation des facteurs**.

La **matrice des composantes** indique que les loadings des facteurs sont bien supérieurs à .30 (puisque nous travaillons avec un échantillon de plus de 200 répondants). La structure factorielle semble optimale car toutes les variables ont des poids factoriels élevés sur le facteur ainsi que des communalités élevées.

Component Matrix^a

	Component 1
Vous aimez cette publicité - Vous n'aimez pas cette publicité	,940
Vous réagissez favorablement à cette publicité - Vous réagissez défavorablement à cette publicité	,949
Vous éprouvez un sentiment positif à l'égard de cette publicité - Vous éprouvez un sentiment négatif à l'égard de cette publicité	,933
Cette publicité est bonne - Cette publicité est mauvaise	,897

Extraction Method: Principal Component Analysis.

a. 1 components extracted.

Enfin, pour terminer notre analyse, il convient de mesurer la fiabilité des facteurs. L'**Alpha de Cronbach** étant ici bien supérieur à .70, le facteur « attitude envers l'annonce » est fiable et nous n'avons pas besoin de regarder le second tableau.

Reliability Statistics

Cronbach's Alpha	N of Items
,948	4

Item-Total Statistics

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
Vous aimez cette publicité - Vous n'aimez pas cette publicité	9,60	21,770	,891	,926
Vous réagissez favorablement à cette publicité - Vous réagissez défavorablement à cette publicité	9,60	21,986	,906	,922
Vous éprouvez un sentiment positif à l'égard de cette publicité - Vous éprouvez un sentiment négatif à l'égard de cette publicité	9,79	22,278	,879	,930
Cette publicité est bonne - Cette publicité est mauvaise	9,77	23,886	,822	,947

Afin d'utiliser les variables mesurant le concept de Aad dans nos analyses futures, nous avons créé une « *summated scale* ». Celle-ci représente la moyenne des variables qui se chargent fortement sur le facteur constituant l'Aad.

5. Annexe 5 : Hypothèse sur l'influence de l'amorce visuelle

	Nom	Type
Variable dépendante	Sexisme bienveillant définie comme $(Q3_1+Q3_3+Q3_6+Q3_8+Q3_9+Q3_12+Q3_13+Q3_17+Q3_19+Q3_20+Q3_22)/11$ Sexisme hostile définie comme $(Q3_2+Q3_4+Q3_5+Q3_7+Q3_10+Q3_11+Q3_14+Q3_15+Q3_16+Q3_18+Q3_21)/11$	Variables quantitatives Échelles d'intervalles (Likert)
Variable indépendante	Publicité à laquelle le répondant a été exposé définie comme 0 = <i>Classicvertising</i> 1 = <i>Femvertising</i>	Variable qualitative Échelle nominale

Pour tester cette hypothèse, nous avons effectué une **MANOVA**. En effet, nous considérons ici une variable indépendante, la publicité, et deux variables dépendantes, le sexisme bienveillant et le sexisme hostile. Dans le cadre de cette analyse, nous souhaitons analyser l'effet d'un facteur sur plusieurs variables dépendantes.

Statistiques descriptives

Descriptive Statistics										
	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	Variance	Skewness		Kurtosis	
	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic	Std. Error
Sexisme Bienveillant	213	1,00	5,27	2,4930	,90613	,821	,504	,167	,053	,332
Sexisme Hostile	213	1,00	5,36	2,6240	,99811	,996	,340	,167	-,351	,332
Valid N (listwise)	213									

Étape 1 : vérification des conditions d'application

- Taille de l'échantillon

Afin de pouvoir réaliser une MANOVA, la taille de l'échantillon de chaque cellule doit être plus grande que le nombre de variables dépendantes incluses dans l'analyse. Comme nous pouvons le voir dans le tableau ci-dessous, cette condition est respectée. De plus, nous disposons de minimum 20 individus dans chacun des groupes constitués.

Descriptive Statistics

Type de publicité auquel le répondant a été exposé		Mean	Std. Deviation	N
Sexisme_Bienveillant	Classicvertising	2,4194	,86255	93
	Femvertising	2,5500	,93810	120
	Total	2,4930	,90613	213
Sexisme_Hostile	Classicvertising	2,6628	,97199	93
	Femvertising	2,5939	1,02092	120
	Total	2,6240	,99811	213

– Indépendance des observations

Les observations sont bien indépendantes dans le cadre de ce test puisque nous nous intéressons à un facteur inter-sujets, la publicité à laquelle le répondant a été exposé.

– Normalité des résidus

Pour effectuer une MANOVA, les variables dépendantes doivent suivre une distribution multivariée normale. Il n'existe pas de test formel pour vérifier cette condition. Ainsi, si chaque variable dépendante est normale, lorsque ces variables sont mises ensemble, leur distribution suivra elle aussi une distribution normale.

Dans le but de tester la normalité de nos résidus, nous effectuons le test de normalité de Kolmogorov-Smirnov. Les hypothèses engagées dans le cadre de ce test sont les suivantes :

H_0 : Normalité

H_1 : Violation de l'hypothèse de normalité

Tests of Normality

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Residual for Sexisme_Bienveillant	,048	213	,200 [*]	,978	213	,002
Residual for Sexisme_Hostile	,064	213	,033	,976	213	,001

*. This is a lower bound of the true significance.

a. Lilliefors Significance Correction

En analysant le tableau ci-dessus, nous pouvons observer que le test est significatif ($p < .05$) pour les résidus issus de la variable sexisme hostile. Nous pouvons donc affirmer que l'hypothèse de normalité des résidus est violée. Cependant, le test est non significatif pour les résidus issus de la variable sexisme bienveillant ($p > .05$). Puisque l'une des variables dépendantes n'est pas normale, les variables dépendantes ne suivent potentiellement pas une distribution multivariée normale.

– Égalité des matrices de covariance

Poursuivons la vérification des conditions d'application avec le test de Box. Celui-ci a pour but de tester l'égalité des matrices de covariances. Pour ce type de test, les hypothèses peuvent être formulées comme suit :

H₀ : Égalité des matrices de covariances

H₁ : Violation de l'hypothèse d'égalité des matrices de covariances

Box's Test of Equality of Covariance Matrices^a

Box's M	4,494
F	1,482
df1	3
df2	7222463,33
Sig.	,217

Tests the null hypothesis that the observed covariance matrices of the dependent variables are equal across groups.

a. Design: Intercept + Type_Pub

Comme nous pouvons le constater ci-dessus, celui-ci n'est pas significatif ($p > .01$). Il y a donc non rejet de H₀. Dès lors, nous pouvons affirmer que l'égalité des matrices de covariances est assumée.

– Homogénéité des variances

Toujours dans le but de vérifier nos conditions d'applications, nous procédons au test de Levene qui vise à tester l'homogénéité des variances. Pour ce type de test, les hypothèses peuvent être formulées comme suit :

H₀ : Égalité des variances des matrices

H₁ : Violation de l'hypothèse d'égalité de variance des matrices

Levene's Test of Equality of Error Variances^a

	F	df1	df2	Sig.
Sexisme_Bienveillant	2,639	1	211	,106
Sexisme_Hostile	,693	1	211	,406

Tests the null hypothesis that the error variance of the dependent variable is equal across groups.

a. Design: Intercept + Type_Pub

Comme nous pouvons le constater ci-dessus, celui-ci n'est pas significatif ($p > .05$). Il y a donc non rejet de H₀. Dès lors, nous pouvons affirmer que l'égalité des variances est assumée.

– Multi-colinéarité

Afin de pouvoir effectuer une MANOVA, les variables dépendantes doivent être linéairement liées entre elles, mais doivent démontrer une faible multi-colinéarité. Les variables dépendantes doivent être liées entre elles, mais pas trop.

Correlations

		Sexisme_Bienveillant	Sexisme_Hostile
Sexisme_Bienveillant	Pearson Correlation	1	,513 **
	Sig. (2-tailed)		,000
	N	213	213
Sexisme_Hostile	Pearson Correlation	,513 **	1
	Sig. (2-tailed)	,000	
	N	213	213

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Dans le tableau ci-dessus, nous pouvons constater que les variables sexisme bienveillant et sexisme hostile sont corrélées ($p < .05/2$), ce qui risque de poser problème dans l'analyse.

Étape 2 : interprétation des sorties

Multivariate Tests^a

Effect		Value	F	Hypothesis df	Error df	Sig.	Partial Eta Squared
Intercept	Pillai's Trace	,904	992,983 ^b	2,000	210,000	,000	,904
	Wilks' Lambda	,096	992,983 ^b	2,000	210,000	,000	,904
	Hotelling's Trace	9,457	992,983 ^b	2,000	210,000	,000	,904
	Roy's Largest Root	9,457	992,983 ^b	2,000	210,000	,000	,904
Type_Pub	Pillai's Trace	,012	1,274 ^b	2,000	210,000	,282	,012
	Wilks' Lambda	,988	1,274 ^b	2,000	210,000	,282	,012
	Hotelling's Trace	,012	1,274 ^b	2,000	210,000	,282	,012
	Roy's Largest Root	,012	1,274 ^b	2,000	210,000	,282	,012

a. Design: Intercept + Type_Pub

b. Exact statistic

Afin de vérifier dans quelle mesure le modèle considéré est significatif, nous nous intéressons au Lambda de Wilks. Celui-ci est moins sensible au non-respect des conditions d'application (Swaen, 2016).

Les hypothèses engagées dans le cadre de ce test peuvent être formulées comme suit :

H₀ : Le modèle n'est pas significatif

H₁ : Le modèle est significatif

Comme nous pouvons le constater ci-dessus, celui-ci n'est pas significatif ($p > .05$). Il y a donc non rejet de H₀. Dès lors, nous ne pouvons affirmer que notre modèle est significatif. Nous ne pouvons donc pas poursuivre nos analyses puisque le facteur considéré (la publicité) ne semble

pas expliquer les variables dépendantes ni avoir une influence conjointe sur la combinaison des variables dépendantes.

Tests of Between-Subjects Effects

Source	Dependent Variable	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
Corrected Model	Sexisme_Bienveillant	,894 ^a	1	,894	1,090	,298	,005
	Sexisme_Hostile	,248 ^b	1	,248	,248	,619	,001
Intercept	Sexisme_Bienveillant	1293,852	1	1293,852	1576,487	,000	,882
	Sexisme_Hostile	1447,806	1	1447,806	1448,145	,000	,873
Type_Pub	Sexisme_Bienveillant	,894	1	,894	1,090	,298	,005
	Sexisme_Hostile	,248	1	,248	,248	,619	,001
Error	Sexisme_Bienveillant	173,172	211	,821			
	Sexisme_Hostile	210,951	211	1,000			
Total	Sexisme_Bienveillant	1497,826	213				
	Sexisme_Hostile	1677,769	213				
Corrected Total	Sexisme_Bienveillant	174,066	212				
	Sexisme_Hostile	211,199	212				

a. R Squared = ,005 (Adjusted R Squared = ,000)

b. R Squared = ,001 (Adjusted R Squared = -,004)

Estimates

Dependent Variable	Type de publicité auquel le répondant a été exposé	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
				Lower Bound	Upper Bound
Sexisme_Bienveillant	Classicvertising	2,419	,094	2,234	2,605
	Femvertising	2,550	,083	2,387	2,713
Sexisme_Hostile	Classicvertising	2,663	,104	2,458	2,867
	Femvertising	2,594	,091	2,414	2,774

Afin de corroborer nos résultats, et puisque nous avons observé un potentiel problème de multicollinéarité lors de la vérification des conditions d'application, nous avons réalisé deux ANOVA supplémentaires afin de comparer les moyennes de ces populations.

5.1. ANOVA (1) : publicité et sexisme bienveillant

Étape 1 : vérification des conditions d'application

- Homogénéité des variances

Les hypothèses testées dans le cadre de ce test sont les suivantes :

$H_0 : \sigma^2_0 = \sigma^2_1$ (où 0 = *Classicvertising* et 1 = *Femvertising*)

$H_1 : \sigma^2_0 \neq \sigma^2_1$

Test of Homogeneity of Variances

Sexisme_Bienveillant

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
2,639	1	211	,106

Étant donné que $p > .05$, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse H_0 . L'hypothèse d'homogénéité des variances est donc respectée.

Puisque l'hypothèse d'homogénéité des variances est respectée, nous pourrions utiliser un test de Fisher.

- Normalité des résidus

Dans le but de tester la normalité de nos résidus, nous effectuons le test de normalité de Kolmogorov-Smirnov. Pour ce type de test, les hypothèses peuvent être formulées comme suit :

H_0 : Normalité

H_1 : Violation de l'hypothèse de normalité

Tests of Normality

	Type de publicité auquel le répondant a été exposé	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
		Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Sexisme_Bienveillant	Classicvertising	,109	93	,009	,953	93	,002
	Femvertising	,063	120	,200 [*]	,979	120	,052

*. This is a lower bound of the true significance.

a. Lilliefors Significance Correction

Comme nous pouvons le constater ci-dessus, le test est significatif dans le premier cas ($p < 0.05$). Il y a donc rejet de H_0 . Dès lors, nous pouvons affirmer que les résidus ne suivent pas la loi normale.

Nous ne pouvons cependant pas rejeter l'hypothèse de normalité des résidus pour le second type de publicité.

- Indépendance des observations

Les observations sont bien indépendantes dans le cadre de ce test puisque nous nous intéressons à un facteur inter-sujets, la publicité à laquelle le répondant a été exposé.

Étape 2 : interprétation des sorties

Descriptives

Sexisme_Bienveillant								
	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error	95% Confidence Interval for Mean		Minimum	Maximum
					Lower Bound	Upper Bound		
Classicvertising	93	2,4194	,86255	,08944	2,2417	2,5970	1,00	5,27
Femvertising	120	2,5500	,93810	,08564	2,3804	2,7196	1,00	5,09
Total	213	2,4930	,90613	,06209	2,3706	2,6153	1,00	5,27

Si nous nous intéressons, dans un premier temps, aux moyennes figurant dans le tableau ci-dessus, il semblerait que le niveau de sexisme bienveillant ne varie pas énormément selon la publicité à laquelle le répondant a été exposé. Il faut cependant vérifier cette intuition.

Les hypothèses engagées dans le cadre de l'ANOVA à 1 facteur sont les suivantes :

$$H_0 : \mu_0 = \mu_1$$

$$H_1 : \mu_0 \neq \mu_1$$

ANOVA					
Sexisme_Bienveillant					
	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	,894	1	,894	1,090	,298
Within Groups	173,172	211	,821		
Total	174,066	212			

Étant donné que $p = .298 > .05$, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse H_0 . La variable indépendante (la publicité) n'exerce aucun effet significatif sur la variable dépendante (le sexisme bienveillant).

5.2. ANOVA (2) : publicité et sexisme hostile

Étape 1 : vérification des conditions d'application

- Homogénéité des variances

Les hypothèses testées dans le cadre de ce test sont les suivantes :

$$H_0 : \sigma^2_0 = \sigma^2_1 \text{ (où } 0 = \textit{Classicvertising} \text{ et } 1 = \textit{Femvertising})$$

$$H_1 : \sigma^2_0 \neq \sigma^2_1$$

Test of Homogeneity of Variances			
Sexisme_Hostile			
Levene Statistic	df1	df2	Sig.
,693	1	211	,406

Étant donné que $p > .05$, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse H_0 . L'hypothèse d'homogénéité des variances est donc respectée.

Puisque l'hypothèse d'homogénéité des variances est respectée, nous pourrions utiliser un test de Fisher.

- Normalité des résidus

Dans le but de tester la normalité de nos résidus, nous effectuons le test de normalité de Kolmogorov-Smirnov. Pour ce type de test, les hypothèses peuvent être formulées comme suit :

$$H_0 : \text{Normalité}$$

$$H_1 : \text{Violation de l'hypothèse de normalité}$$

Tests of Normality

Type de publicité auquel le répondant a été exposé	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Sexisme_Hostile Classicvertising	,098	93	,027	,969	93	,025
Femvertising	,065	120	,200*	,968	120	,006

*. This is a lower bound of the true significance.

a. Lilliefors Significance Correction

Comme nous pouvons le constater ci-dessus, le test est significatif dans le premier cas ($p < .05$). Il y a donc rejet de H_0 . Dès lors, nous pouvons affirmer que les résidus ne suivent pas la loi normale.

Nous ne pouvons cependant pas rejeter l'hypothèse de normalité des résidus pour le second type de publicité.

- Indépendance des observations

Les observations sont bien indépendantes dans le cadre de ce test puisque nous nous intéressons à un facteur inter-sujets, le type de publicité vue par le répondant.

Étape 2 : interprétation des sorties

Descriptives

Sexisme_Hostile								
	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error	95% Confidence Interval for Mean		Minimum	Maximum
					Lower Bound	Upper Bound		
Classicvertising	93	2,6628	,97199	,10079	2,4626	2,8629	1,00	5,09
Femvertising	120	2,5939	1,02092	,09320	2,4094	2,7785	1,00	5,36
Total	213	2,6240	,99811	,06839	2,4892	2,7588	1,00	5,36

Si nous nous intéressons, dans un premier temps, aux moyennes figurant dans le tableau ci-dessus, il semblerait que le niveau de sexisme hostile ne varie pas énormément selon la publicité à laquelle le répondant a été exposé. Il faut cependant vérifier cette intuition.

Les hypothèses engagées dans le cadre de l'ANOVA à 1 facteur sont les suivantes :

$H_0 : \mu_0 = \mu_1$

$H_1 : \mu_0 \neq \mu_1$

ANOVA

Sexisme_Hostile					
	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	,248	1	,248	,248	,619
Within Groups	210,951	211	1,000		
Total	211,199	212			

Étant donné que $p = .619 > .05$, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse H_0 . La variable indépendante (la publicité) n'exerce aucun effet significatif sur la variable dépendante (le sexisme hostile).

6. Annexe 6 : Hypothèse sur l'influence du genre

	Nom	Type
Variable dépendante	Sexisme bienveillant définie comme $(Q3_1+Q3_3+Q3_6+Q3_8+Q3_9+Q3_12+Q3_13+Q3_17+Q3_19+Q3_20+Q3_22)/11$ Sexisme hostile définie comme $(Q3_2+Q3_4+Q3_5+Q3_7+Q3_10+Q3_11+Q3_14+Q3_15+Q3_16+Q3_18+Q3_21)/11$	Variables quantitatives Échelles d'intervalles (Likert)
Variable indépendante	Publicité à laquelle le répondant a été exposé définie comme 0 = <i>Classicvertising</i> 1 = <i>Femvertising</i>	Variable qualitative Échelle nominale
Variable modératrice	Genre (Q1) définie comme 1 = Féminin 2 = Masculin	Variable qualitative Échelle nominale

Dans le cadre de cette hypothèse, nous souhaitons mener une analyse de modération. Le terme « modération » renvoie à un « effet d'interaction (Swaen, 2016). C'est généralement la nature des variables, et les échelles de mesure utilisées qui déterminent la technique d'analyse à appliquer (Swaen, 2016). Lorsque la variable indépendante et le modérateur sont moins qu'intervalle, il est plus simple et plus direct de procéder à une ANOVA (ou une MANOVA, puisque nous souhaitons analyser les effets simultanés de plusieurs facteurs sur plusieurs variables dépendantes) et d'y intégrer un terme d'interaction plutôt que de transformer manuellement les variables en variables muettes et de les traiter par une analyse de régression (Swaen, 2016).

Pour tester cette hypothèse, nous avons donc effectué une **MANOVA**.

Statistiques descriptives

Descriptive Statistics										
	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	Variance	Skewness		Kurtosis	
	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic	Std. Error
Sexisme Bienveillant	213	1,00	5,27	2,4930	,90613	,821	,504	,167	,053	,332
Sexisme Hostile	213	1,00	5,36	2,6240	,99811	,996	,340	,167	-,351	,332
Valid N (listwise)	213									

Étape 1 : vérification des conditions d'application

- Taille de l'échantillon

Afin de pouvoir réaliser une MANOVA, la taille de l'échantillon de chaque cellule doit être plus grande que le nombre de variables dépendantes incluses dans l'analyse. Comme nous pouvons le voir dans le tableau ci-dessous, cette condition est respectée. De plus, nous disposons de minimum 20 individus dans chacun des groupes constitués.

Descriptive Statistics					
Type de publicité auquel le répondant a été exposé	Genre	Mean	Std. Deviation	N	
Sexisme_Bienveillant	Classicvertising	Féminin (1)	2,2712	,87967	58
		Masculin (2)	2,6649	,78506	35
		Total	2,4194	,86255	93
	Femvertising	Féminin (1)	2,4065	,91822	87
		Masculin (2)	2,9284	,89615	33
		Total	2,5500	,93810	120
	Total	Féminin (1)	2,3524	,90237	145
		Masculin (2)	2,7928	,84493	68
		Total	2,4930	,90613	213
Sexisme_Hostile	Classicvertising	Féminin (1)	2,5815	1,05427	58
		Masculin (2)	2,7974	,81434	35
		Total	2,6628	,97199	93
	Femvertising	Féminin (1)	2,4556	1,01965	87
		Masculin (2)	2,9587	,94478	33
		Total	2,5939	1,02092	120
	Total	Féminin (1)	2,5060	1,03185	145
		Masculin (2)	2,8757	,87717	68
		Total	2,6240	,99811	213

– Indépendance des observations

Les observations sont bien indépendantes dans le cadre de ce test puisque nous nous intéressons à un facteur inter-sujets, la publicité à laquelle le répondant a été exposé.

– Normalité des résidus

Pour effectuer une MANOVA, les variables dépendantes doivent suivre une distribution multivariée normale. Il n'existe pas de test formel pour vérifier cette condition. Ainsi, si chaque variable dépendante est normale, lorsque ces variables sont mises ensemble, leur distribution suivra elle aussi une distribution normale.

Dans le but de tester la normalité de nos résidus, nous effectuons le test de normalité de Kolmogorov-Smirnov. Les hypothèses engagées dans le cadre de ce test sont les suivantes :

H₀ : Normalité

H₁ : Violation de l'hypothèse de normalité

Tests of Normality

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Residual for Sexisme_Bienveillant	,064	213	,034	,972	213	,000
Residual for Sexisme_Hostile	,065	213	,028	,978	213	,002

a. Lilliefors Significance Correction

En analysant le tableau ci-dessus, nous pouvons observer que le test est significatif ($p < .05$) pour l'ensemble de nos résidus. Nous pouvons donc affirmer que l'hypothèse de normalité des résidus est violée. Chaque variable indépendante n'est pas normale. Les variables dépendantes ne suivent donc potentiellement pas une distribution multivariée normale.

- Égalité des matrices de covariance

Poursuivons la vérification des conditions d'application avec le test de Box. Celui-ci a pour but de tester l'égalité des matrices de covariances. Pour ce type de test, les hypothèses peuvent être formulées comme suit :

H₀ : Égalité des matrices de covariances

H₁ : Violation de l'hypothèse d'égalité des matrices de covariances

Box's Test of Equality of Covariance Matrices

Box's M	11,705
F	1,274
df1	9
df2	131911,204
Sig.	,245

Tests the null hypothesis that the observed covariance matrices of the dependent variables are equal across groups.

a. Design: Intercept + Type_Pub + Q1 + Type_Pub * Q1

Comme nous pouvons le constater ci-dessus, celui-ci n'est pas significatif ($p > .01$). Il y a donc non rejet de H₀. Dès lors, nous pouvons affirmer que l'égalité des matrices de covariances est assumée.

- Homogénéité des variances

Toujours dans le but de vérifier nos conditions d'applications, nous procédons au test de Levene. Ce test vise à tester l'homogénéité des variances. Pour ce type de test, les hypothèses peuvent être formulées comme suit :

H₀ : Égalité des variances des matrices

H₁ : Violation de l'hypothèse d'égalité de variance des matrices

Levene's Test of Equality of Error Variances^a

	F	df1	df2	Sig.
Sexisme_Bienveillant	,799	3	209	,496
Sexisme_Hostile	2,318	3	209	,077

Tests the null hypothesis that the error variance of the dependent variable is equal across groups.

a. Design: Intercept + Type_Pub + Q1 + Type_Pub * Q1

Comme nous pouvons le constater ci-dessus, celui-ci n'est pas significatif ($p > .05$). Il y a donc non rejet de H_0 . Dès lors, nous pouvons affirmer que l'égalité des variances est assumée.

– Multi-colinéarité

Afin de pouvoir effectuer une MANOVA, les variables dépendantes doivent être linéairement liées entre elles, mais doivent démontrer une faible multi-colinéarité. Les variables dépendantes doivent être liées entre elles, mais pas trop.

Correlations

		Sexisme_Bienveillant	Sexisme_Hostile
Sexisme_Bienveillant	Pearson Correlation	1	,513**
	Sig. (2-tailed)		,000
	N	213	213
Sexisme_Hostile	Pearson Correlation	,513**	1
	Sig. (2-tailed)	,000	
	N	213	213

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Dans le tableau ci-dessus, nous pouvons constater que les variables sexisme bienveillant et sexisme hostile sont corrélées ($p < .05/2$), ce qui risque de poser problème dans l'analyse.

Étape 2 : interprétation des sorties

Multivariate Tests ^a							
Effect		Value	F	Hypothesis df	Error df	Sig.	Partial Eta Squared
Intercept	Pillai's Trace	,903	967,079 ^b	2,000	208,000	,000	,903
	Wilks' Lambda	,097	967,079 ^b	2,000	208,000	,000	,903
	Hotelling's Trace	9,299	967,079 ^b	2,000	208,000	,000	,903
	Roy's Largest Root	9,299	967,079 ^b	2,000	208,000	,000	,903
Type_Pub	Pillai's Trace	,014	1,424 ^b	2,000	208,000	,243	,014
	Wilks' Lambda	,986	1,424 ^b	2,000	208,000	,243	,014
	Hotelling's Trace	,014	1,424 ^b	2,000	208,000	,243	,014
	Roy's Largest Root	,014	1,424 ^b	2,000	208,000	,243	,014
Q1	Pillai's Trace	,058	6,438 ^b	2,000	208,000	,002	,058
	Wilks' Lambda	,942	6,438 ^b	2,000	208,000	,002	,058
	Hotelling's Trace	,062	6,438 ^b	2,000	208,000	,002	,058
	Roy's Largest Root	,062	6,438 ^b	2,000	208,000	,002	,058
Type_Pub * Q1	Pillai's Trace	,005	,480 ^b	2,000	208,000	,619	,005
	Wilks' Lambda	,995	,480 ^b	2,000	208,000	,619	,005
	Hotelling's Trace	,005	,480 ^b	2,000	208,000	,619	,005
	Roy's Largest Root	,005	,480 ^b	2,000	208,000	,619	,005

a. Design: Intercept + Type_Pub + Q1 + Type_Pub * Q1

b. Exact statistic

Afin de vérifier dans quelle mesure le modèle considéré est significatif, nous nous intéressons au Lambda de Wilks car celui-ci est moins sensible au non-respect des conditions d'application (Swaen, 2016).

Les hypothèses engagées dans le cadre de ce test peuvent être formulées comme suit :

H₀ : Le modèle n'est pas significatif

H₁ : Le modèle est significatif

Plus particulièrement, dans le cadre de ce test, nous nous intéressons seulement à la significativité de l'interaction puisque c'est cette dernière qui nous permettra d'établir l'existence d'une modération.

Comme nous pouvons le constater ci-dessus, celle-ci n'est pas significative ($p = .619 > .05$). Il y a donc non rejet de H₀. Nous ne pouvons donc pas affirmer que notre modèle est significatif.

Il n'est, dès lors, pas utile de poursuivre nos analyses car le genre ne semble pas modérer la relation entre la publicité et les réactions sexistes.

Tests of Between-Subjects Effects

Source	Dependent Variable	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
Corrected Model	Sexisme_Bienveillant	10,795 ^a	3	3,598	4,606	,004	,062
	Sexisme_Hostile	7,321 ^b	3	2,440	2,502	,060	,035
Intercept	Sexisme_Bienveillant	1204,112	1	1204,112	1541,366	,000	,881
	Sexisme_Hostile	1329,671	1	1329,671	1363,078	,000	,867
Type_Pub	Sexisme_Bienveillant	1,815	1	1,815	2,323	,129	,011
	Sexisme_Hostile	,014	1	,014	,015	,904	,000
Q1	Sexisme_Bienveillant	9,570	1	9,570	12,251	,001	,055
	Sexisme_Hostile	5,900	1	5,900	6,049	,015	,028
Type_Pub * Q1	Sexisme_Bienveillant	,187	1	,187	,240	,625	,001
	Sexisme_Hostile	,941	1	,941	,965	,327	,005
Error	Sexisme_Bienveillant	163,270	209	,781			
	Sexisme_Hostile	203,878	209	,975			
Total	Sexisme_Bienveillant	1497,826	213				
	Sexisme_Hostile	1677,769	213				
Corrected Total	Sexisme_Bienveillant	174,066	212				
	Sexisme_Hostile	211,199	212				

a. R Squared = ,062 (Adjusted R Squared = ,049)

b. R Squared = ,035 (Adjusted R Squared = ,021)

1. Type de publicité auquel le répondant a été exposé

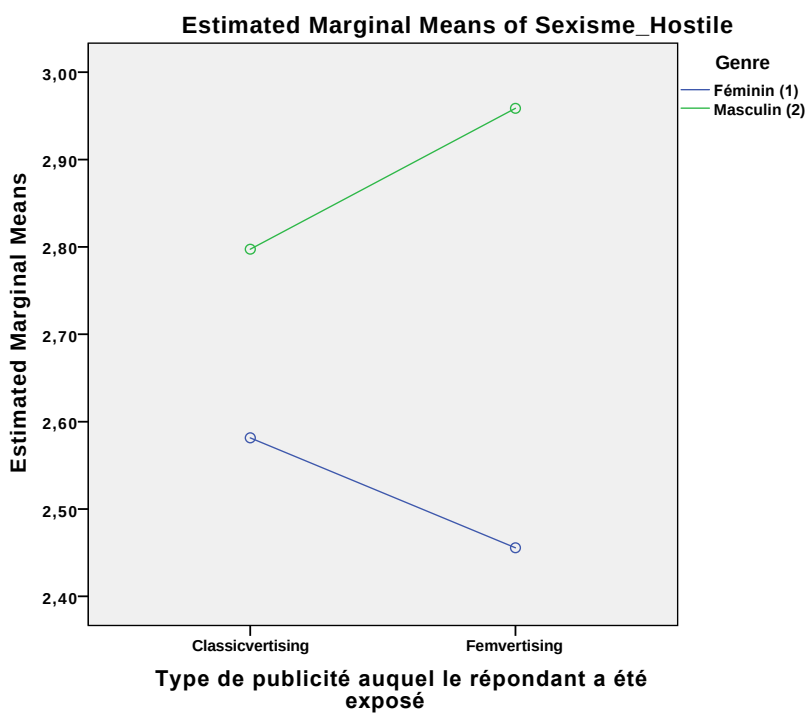
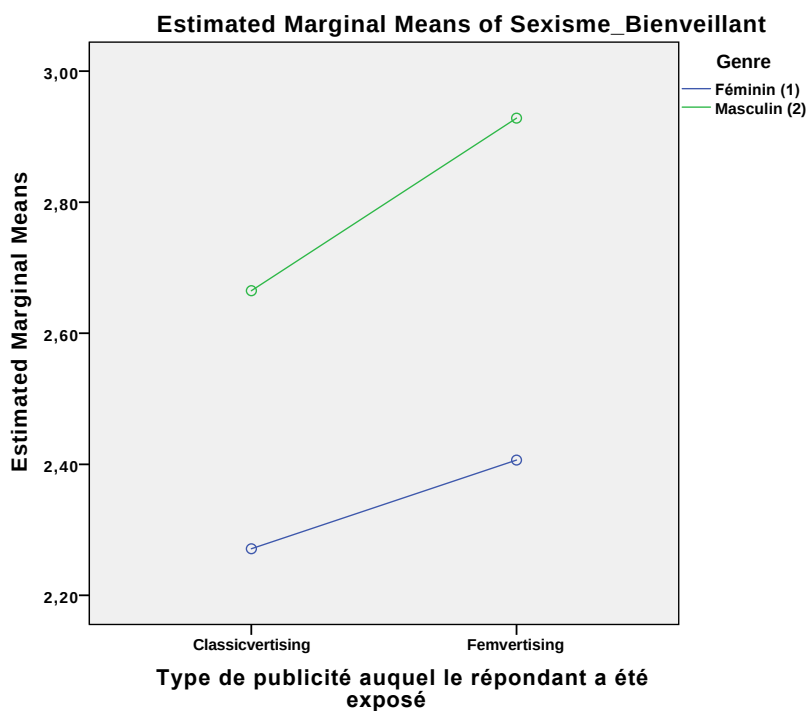
Dependent Variable	Type de publicité auquel le répondant a été exposé	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
				Lower Bound	Upper Bound
Sexisme_Bienveillant	Classicvertising	2,468	,095	2,282	2,655
	Femvertising	2,667	,090	2,489	2,846
Sexisme_Hostile	Classicvertising	2,689	,106	2,481	2,898
	Femvertising	2,707	,101	2,508	2,906

2. Genre

Dependent Variable	Genre	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
				Lower Bound	Upper Bound
Sexisme_Bienveillant	Féminin (1)	2,339	,075	2,191	2,487
	Masculin (2)	2,797	,107	2,585	3,008
Sexisme_Hostile	Féminin (1)	2,519	,084	2,354	2,684
	Masculin (2)	2,878	,120	2,642	3,114

3. Type de publicité auquel le répondant a été exposé * Genre

Dependent Variable	Type de publicité auquel le répondant a été exposé	Genre	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Sexisme_Bienveillant	Classicvertising	Féminin (1)	2,271	,116	2,042	2,500
		Masculin (2)	2,665	,149	2,370	2,959
	Femvertising	Féminin (1)	2,406	,095	2,220	2,593
		Masculin (2)	2,928	,154	2,625	3,232
Sexisme_Hostile	Classicvertising	Féminin (1)	2,582	,130	2,326	2,837
		Masculin (2)	2,797	,167	2,468	3,127
	Femvertising	Féminin (1)	2,456	,106	2,247	2,664
		Masculin (2)	2,959	,172	2,620	3,298



À l'issue de cette analyse, puisque nous avons remarqué que le niveau de sexisme exprimé par les hommes semblait supérieur à celui exprimé par les femmes quel que soit le type de sexisme ou la condition considérée, nous avons effectué deux tests t pour échantillons indépendants afin de vérifier cette intuition.

6.1. Test *t* pour échantillons indépendants (1) : sexisme bienveillant et genre

Dans un premier temps, nous voulons savoir si, comme le prévoit la théorie, le niveau de sexisme bienveillant exprimé par les hommes est plus élevé que le niveau de sexisme bienveillant exprimé par les femmes.

Les hypothèses engagées dans le cadre de ce test sont :

H₀ : Il n'y a pas de différence entre les moyennes (il s'agit d'une seule et même population)

H₁ : Il y a une différence significative entre les moyennes (il s'agit de deux populations différentes)

Étape 1 : vérification des conditions d'application

- Indépendance des observations : les observations sont bien indépendantes dans le cadre de ce test puisque nous nous intéressons à un facteur inter-sujets, le genre.
- Normalité de la distribution : le test de Kolmogorov-Smirnov indique que l'hypothèse de normalité est violée pour le groupe des hommes.

Tests of Normality							
Genre		Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
		Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Sexisme Bienveillant	Féminin (1)	,067	145	,200 [*]	,967	145	,002
	Masculin (2)	,121	68	,015	,948	68	,007

*. This is a lower bound of the true significance.

a. Lilliefors Significance Correction

- Homogénéité des variances : le test de Levene indique que l'égalité des variances est assumée ($p = .561 > .05/2$).

Étape 2 : interprétation des sorties

Nous pouvons donc lire la première ligne du tableau suivant :

Independent Samples Test									
		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means					
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference Lower Upper
Sexisme Bienveillant	Equal variances assumed	,339	,561	-3,388	211	,001	-,44043	,13001	-,69671 -,18415
	Equal variances not assumed			-3,470	139,300	,001	-,44043	,12694	-,69141 -,18945

La *p*-valeur du test *t* étant significative ($p = .001 < .05/2$), nous pouvons rejeter l'hypothèse *H₀*.

Le niveau de sexisme bienveillant exprimé diffère selon le genre.

Group Statistics					
Genre		N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
Sexisme Bienveillant	Féminin (1)	145	2,3524	,90237	,07494
	Masculin (2)	68	2,7928	,84493	,10246

Les hommes expriment un niveau de sexisme bienveillant significativement plus élevé que les femmes.

6.2. Test *t* pour échantillons indépendants (2) : sexisme hostile et genre

Dans un second temps, nous voulons savoir si, comme le prévoit la théorie, le niveau de sexisme hostile exprimé par les hommes est plus élevé que le niveau de sexisme hostile exprimé par les femmes.

Les hypothèses engagées dans le cadre de ce test sont :

H₀ : Il n'y a pas de différence entre les moyennes (il s'agit d'une seule et même population)

H₁ : Il y a une différence significative entre les moyennes (il s'agit de deux populations différentes)

Étape 1 : vérification des conditions d'application

- Indépendance des observations : les observations sont bien indépendantes dans le cadre de ce test puisque nous nous intéressons à un facteur inter-sujets, le genre.
- Normalité de la distribution : le test de Kolmogorov-Smirnov indique que l'hypothèse de normalité est violée pour le groupe des femmes ($p = .001 < .05$).

Tests of Normality						
Genre		Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk	
		Statistic	df	Sig.	Statistic	df
Sexisme Hostile	Féminin (1)	,099	145	,001	,958	145
	Masculin (2)	,097	68	,191	,976	68

a. Lilliefors Significance Correction

- Homogénéité des variances : le test de Levene indique que l'égalité des variances n'est pas assumée ($p = .010 < .05/2$).

Étape 2 : interprétation des sorties

Nous devons donc lire la seconde ligne du tableau suivant :

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Sexisme Hostile	Equal variances assumed	6,766	,010	-2,553	211	,011	-,36971	,14483	-,65521	-,08422
	Equal variances not assumed			-2,707	152,326	,008	-,36971	,13659	-,63958	-,09985

La p-valeur du test *t* étant significative ($p = .008 < .05/2$), nous pouvons rejeter l'hypothèse H₀.

Le niveau de sexisme hostile exprimé diffère selon le genre.

Group Statistics

	Genre	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
Sexisme Hostile	Féminin (1)	145	2,5060	1,03185	,08569
	Masculin (2)	68	2,8757	,87717	,10637

Les hommes expriment un niveau de sexisme hostile significativement plus élevé que les femmes.

Afin de corroborer les résultats obtenus avec la MANOVA, nous avons réalisé deux analyses de modération à l'aide de la macro PROCESS.

6.3. Analyse de modération (1)

Afin de tester notre seconde hypothèse, nous avons également utilisé la macro PROCESS et réalisé une analyse de modération sur base du modèle 1.

Par ce test, nous voulons établir l'interaction entre le modérateur et la variable indépendante. Nous testons donc la significativité du modèle suivant : **SEXISME BIENVEILLANT** = a + b **PUBLICITE** + c **GENRE** + d **PUBLICITE** x **GENRE**. L'interaction est établie si le paramètre d est significatif.

```
***** PROCESS Procedure for SPSS Release 2.16.3 *****

Written by Andrew F. Hayes, Ph.D.      www.afhayes.com
Documentation available in Hayes (2013). www.guilford.com/p/hayes3

*****
Model = 1
  Y = SB
  X = Type_Pub
  M = Q1

Sample size
    213

*****
Outcome: SB

Model Summary
      R      R-sq      MSE      F      df1      df2
p      ,2490      ,0620      ,7812      4,6064      3,0000      209,0000      ,00
38

Model
      coeff      se      t      p      LLCI      ULCI
constant      1,8774      ,2760      6,8012      ,0000      1,3332      2,4216
Q1              ,3938      ,1892      2,0815      ,0386      ,0208      ,7667
Type_Pub        ,0072      ,3685      ,0195      ,9844      -,7192      ,7336
int_1           ,1281      ,2616      ,4897      ,6248      -,3876      ,6439

Product terms key:

int_1      Type_Pub      X      Q1

R-square increase due to interaction(s):
      R2-chng      F      df1      df2      p
int_1      ,0011      ,2398      1,0000      209,0000      ,6248
```

Comme nous pouvons le voir dans les sorties, puisque $p > .05$, l'interaction n'est pas significative ($p = .6248$). Dès lors, le genre ne modère pas la relation entre le sexisme bienveillant et la publicité.

```
*****
Conditional effect of X on Y at values of the moderator(s):
      Q1      Effect      se      t      p      LLCI      UL
CI
  1,0000      ,1353      ,1498      ,9032      ,3675      -,1600      ,43
07
  2,0000      ,2634      ,2145      1,2284      ,2207      -,1593      ,68
62
```

L'effet de X sur Y reste non significatif, quelle que soit la catégorie du modérateur.

6.4. Analyse de modération (2)

Afin de tester notre seconde hypothèse, nous avons également utilisé la macro PROCESS et réalisé une analyse de modération sur base du modèle 1.

Par ce test, nous voulons établir l'interaction entre le modérateur et la variable indépendante. Nous testons donc la significativité du modèle suivant : ***SEXISME HOSTILE*** = a + b ***PUBLICITE*** + c ***GENRE*** + d ***PUBLICITE*** x ***GENRE***. L'interaction est établie si le paramètre d est significatif.

```

***** PROCESS Procedure for SPSS Release 2.16.3 *****

Written by Andrew F. Hayes, Ph.D.      www.afhayes.com
Documentation available in Hayes (2013). www.guilford.com/p/hayes3

*****
Model = 1
  Y = SH
  X = Type_Pub
  M = Q1

Sample size
  213

*****
Outcome: SH

Model Summary

      R      R-sq      MSE      F      df1      df2
p
,1862    ,0347    ,9755    2,5016    3,0000    209,0000    ,06
04

Model

      coeff      se      t      p      LLCI      ULCI
constant    2,3656    ,3085    7,6691    ,0000    1,7575    2,9737
Q1           ,2159    ,2114    1,0213    ,3083    -,2009    ,6326
Type_Pub    -,4131    ,4118   -1,0032    ,3169   -1,2249    ,3987
int_1       ,2872    ,2923    ,9824    ,3270   -,2891    ,8635

Product terms key:

int_1    Type_Pub    X    Q1

R-square increase due to interaction(s):

      R2-chng      F      df1      df2      p
int_1    ,0045    ,9651    1,0000    209,0000    ,3270

```

Comme nous pouvons le voir dans les sorties, puisque $p > .05$, l'interaction n'est pas significative ($p = .3270$). Dès lors, le genre ne modère pas la relation entre le sexisme hostile et la publicité.

```

*****
Conditional effect of X on Y at values of the moderator(s):

      Q1      Effect      se      t      p      LLCI      UL
CI
1,0000    -,1259    ,1674   -,7521    ,4529   -,4560    ,20
41
2,0000    ,1613    ,2396    ,6730    ,5017   -,3112    ,63
37

```

L'effet de X sur Y reste non significatif, quelle que soit la catégorie du modérateur.

7. Annexe 7: Hypothèse sur l'influence de l'attention

	Nom	Type
Variable dépendante	Sexisme bienveillant définie comme $(Q3_1+Q3_3+Q3_6+Q3_8+Q3_9+Q3_12+Q3_13+Q3_17+Q3_19+Q3_20+Q3_22)/11$ Sexisme hostile définie comme $(Q3_2+Q3_4+Q3_5+Q3_7+Q3_10+Q3_11+Q3_14+Q3_15+Q3_16+Q3_18+Q3_21)/11$	Variables quantitatives Échelles d'intervalles (Likert)
Variable indépendante	Publicité à laquelle le répondant a été exposé définie comme 0 = <i>Classicvertising</i> 1 = <i>Femvertising</i>	Variable qualitative Échelle nominale
Variable modératrice	Attention portée à la publicité définie comme 0 = Distract 1 = Attentif	Variable qualitative Échelle nominale

Pour vérifier cette hypothèse, nous avons travaillé sur une base de données réintégrant les individus ayant donné une mauvaise réponse aux questions de contrôle.

Nous avons commencé par créer deux nouvelles variables. Premièrement, nous avons créé la variable « attention » sur base de la fonction *SUM()* dans SPSS. Cette variable somme les réponses des individus aux deux questions de contrôle auxquelles ils ont été soumis : la première était posée à tous les répondants tandis que la seconde est spécifique à chacune des conditions.

Sur base de cette première variable, nous avons créé une variable nominale nommée « Att_Pub » codée comme suit :

- Si « attention » = 2, le répondant est considéré comme étant attentif ;
- Si « attention » = toute autre valeur que 2, le répondant est considéré comme ayant été distrait.

C'est cette seconde variable que nous utiliserons dans nos analyses.

Dans le cadre de cette hypothèse, nous souhaitons à nouveau mener une analyse de modération. La variable indépendante et le modérateur sont moins qu'intervalle et l'hypothèse engage deux variables dépendantes. Nous avons donc effectué une **MANOVA**.

Statistiques descriptives

Descriptive Statistics										
	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	Variance	Skewness		Kurtosis	
	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic	Std. Error
Sexisme Bienveillant	262	1,00	5,27	2,5281	,91049	,829	,486	,150	-,107	,300
Sexisme Hostile	262	1,00	5,36	2,6756	,98429	,969	,304	,150	-,359	,300
Valid N (listwise)	262									

Étape 1 : vérification des conditions d'application

- Taille de l'échantillon

Afin de pouvoir réaliser une MANOVA, la taille de l'échantillon de chaque cellule doit être plus grande que le nombre de variables dépendantes incluses dans l'analyse. Comme nous pouvons le voir dans le tableau ci-dessous, cette condition est respectée. De plus, nous disposons de minimum 20 individus dans chacun des groupes constitués.

Descriptive Statistics					
	Type de publicité vue par le répondant	Attention portée à la publicité	Mean	Std. Deviation	N
Sexisme Bienveillant	Classicvertizing	Distrain	2,6238	,97511	29
		Attentif	2,4194	,86255	93
		Total	2,4680	,89070	122
	Femvertizing	Distrain	2,7636	,85961	20
		Attentif	2,5500	,93810	120
		Total	2,5805	,92739	140
	Total	Distrain	2,6809	,92302	49
		Attentif	2,4930	,90613	213
		Total	2,5281	,91049	262
Sexisme Hostile	Classicvertizing	Distrain	2,9248	,92520	29
		Attentif	2,6628	,97199	93
		Total	2,7250	,96383	122
	Femvertizing	Distrain	2,8636	,87719	20
		Attentif	2,5939	1,02092	120
		Total	2,6325	1,00323	140
	Total	Distrain	2,8998	,89713	49
		Attentif	2,6240	,99811	213
		Total	2,6756	,98429	262

- Indépendance des observations

Les observations sont bien indépendantes dans le cadre de ce test puisque nous nous intéressons à un facteur inter-sujets, la publicité à laquelle le répondant a été exposé.

- Normalité des résidus

Pour effectuer une MANOVA, les variables dépendantes doivent suivre une distribution multivariée normale. Il n'existe pas de test formel pour vérifier cette condition. Ainsi, si chaque variable dépendante est normale, lorsque ces variables sont mises ensemble, leur distribution suivra elle aussi une distribution normale.

Dans le but de tester la normalité de nos résidus, nous effectuons le test de normalité de Kolmogorov-Smirnov. Les hypothèses engagées dans le cadre de ce test sont les suivantes :

H₀ : Normalité

H₁ : Violation de l'hypothèse de normalité

Tests of Normality						
	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Residual for SB	,046	262	,200 [*]	,978	262	,000
Residual for SH	,057	262	,041	,978	262	,001

*. This is a lower bound of the true significance.

a. Lilliefors Significance Correction

En analysant le tableau ci-dessus, nous pouvons observer que le test est significatif ($p < .05$) pour les résidus liés au sexisme hostile. Nous pouvons donc affirmer que l'hypothèse de normalité des résidus est violée. Cependant, l'hypothèse de normalité des résidus n'est pas violée pour le sexisme bienveillant.

Puisque l'une des variables dépendantes n'est pas normale, les variables dépendantes ne suivent potentiellement pas une distribution multivariée normale.

– Égalité des matrices de covariance

Poursuivons la vérification des conditions d'application avec le test de Box. Celui-ci a pour but de tester l'égalité des matrices de covariances. Pour ce type de test, les hypothèses peuvent être formulées comme suit :

H₀ : Égalité des matrices de covariances

H₁ : Violation de l'hypothèse d'égalité des matrices de covariances

Box's Test of Equality
of Covariance
Matrices^a

Box's M	7,014
F	,760
df1	9
df2	35046,023
Sig.	,654

Tests the null hypothesis that the observed covariance matrices of the dependent variables are equal across groups.

a. Design: Intercept + Type_Pub + Attention_Pub + Type_Pub * Attention_Pub

Comme nous pouvons le constater ci-dessus, celui-ci n'est pas significatif ($p > .01$). Il y a donc non rejet de H₀. Dès lors, nous pouvons affirmer que l'égalité des matrices de covariances est assumée.

– Homogénéité des variances

Dans le but de poursuivre la vérification des conditions d'applications du test effectué, nous procédons au test de Levene. Ce test vise à tester l'homogénéité des variances. Pour ce type de test, les hypothèses peuvent être formulées comme suit :

H₀ : Égalité des variances des matrices

H₁ : Violation de l'hypothèse d'égalité de variance des matrices

Levene's Test of Equality of Error Variances^a

	F	df1	df2	Sig.
Sexisme Bienveillant	,996	3	258	,395
Sexisme Hostile	,600	3	258	,616

Tests the null hypothesis that the error variance of the dependent variable is equal across groups.

a. Design: Intercept + Type_Pub + Attention_Pub + Type_Pub * Attention_Pub

Comme nous pouvons le constater ci-dessus, celui-ci n'est pas significatif ($p > .05$). Il y a donc non rejet de H₀. Dès lors, nous pouvons affirmer que l'égalité des variances est assumée.

– Multi-colinéarité

Afin de pouvoir effectuer une MANOVA, les variables dépendantes doivent être linéairement liées entre elles, mais doivent démontrer une faible multi-colinéarité. Les variables dépendantes doivent être liées entre elles, mais pas trop.

Correlations

		Sexisme Bienveillant	Sexisme Hostile
Sexisme Bienveillant	Pearson Correlation	1	,497**
	Sig. (2-tailed)		,000
	N	262	262
Sexisme Hostile	Pearson Correlation	,497**	1
	Sig. (2-tailed)	,000	
	N	262	262

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Dans le tableau ci-dessus, nous pouvons constater que les variables sexisme bienveillant et sexisme hostile sont corrélées ($p < .05/2$), ce qui risque de poser problème dans l'analyse.

Étape 2 : interprétation des sorties

Multivariate Tests^a

Effect		Value	F	Hypothesis df	Error df	Sig.	Partial Eta Squared
Intercept	Pillai's Trace	,865	821,283 ^b	2,000	257,000	,000	,865
	Wilks' Lambda	,135	821,283 ^b	2,000	257,000	,000	,865
	Hotelling's Trace	6,391	821,283 ^b	2,000	257,000	,000	,865
	Roy's Largest Root	6,391	821,283 ^b	2,000	257,000	,000	,865
Type_Pub	Pillai's Trace	,007	,923 ^b	2,000	257,000	,398	,007
	Wilks' Lambda	,993	,923 ^b	2,000	257,000	,398	,007
	Hotelling's Trace	,007	,923 ^b	2,000	257,000	,398	,007
	Roy's Largest Root	,007	,923 ^b	2,000	257,000	,398	,007
Attention_Pub	Pillai's Trace	,013	1,638 ^b	2,000	257,000	,196	,013
	Wilks' Lambda	,987	1,638 ^b	2,000	257,000	,196	,013
	Hotelling's Trace	,013	1,638 ^b	2,000	257,000	,196	,013
	Roy's Largest Root	,013	1,638 ^b	2,000	257,000	,196	,013
Type_Pub * Attention_Pub	Pillai's Trace	,000	,001 ^b	2,000	257,000	,999	,000
	Wilks' Lambda	1,000	,001 ^b	2,000	257,000	,999	,000
	Hotelling's Trace	,000	,001 ^b	2,000	257,000	,999	,000
	Roy's Largest Root	,000	,001 ^b	2,000	257,000	,999	,000

a. Design: Intercept + Type_Pub + Attention_Pub + Type_Pub * Attention_Pub

b. Exact statistic

Afin de vérifier dans quelle mesure le modèle considéré est significatif, nous nous intéressons au Lambda de Wilks car celui-ci est moins sensible au non-respect des conditions d'application (Swaen, 2016).

Les hypothèses engagées dans le cadre de ce test peuvent être formulées comme suit :

H₀ : Le modèle n'est pas significatif

H₁ : Le modèle est significatif

Plus particulièrement, dans le cadre de ce test, nous nous intéressons seulement à la significativité de l'interaction puisque c'est cette dernière qui nous permettra d'établir l'existence de la variable modératrice.

Comme nous pouvons le constater ci-dessus, celle-ci n'est pas significative ($p = .999 > .05$). Il y a donc non rejet de H₀. Nous ne pouvons donc pas affirmer que notre modèle est significatif.

Généralement, plus le Lambda de Wilks est proche de 1, moins nous avons de chance de rejeter H₀.

Il n'est, dès lors, pas utile de poursuivre nos analyses car l'attention portée à la publicité ne semble pas modérer la relation entre le type de publicité et le niveau de sexisme.

Tests of Between-Subjects Effects

Source	Dependent Variable	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
Corrected Model	Sexisme Bienveillant	2,533 ^a	3	,844	1,019	,385	,012
	Sexisme Hostile	3,323 ^b	3	1,108	1,145	,331	,013
Intercept	Sexisme Bienveillant	1035,675	1	1035,675	1249,582	,000	,829
	Sexisme Hostile	1177,905	1	1177,905	1217,846	,000	,825
Type_Pub	Sexisme Bienveillant	,706	1	,706	,852	,357	,003
	Sexisme Hostile	,163	1	,163	,169	,682	,001
Attention_Pub	Sexisme Bienveillant	1,688	1	1,688	2,037	,155	,008
	Sexisme Hostile	2,730	1	2,730	2,822	,094	,011
Type_Pub * Attention_Pub	Sexisme Bienveillant	,001	1	,001	,001	,975	,000
	Sexisme Hostile	,001	1	,001	,001	,981	,000
Error	Sexisme Bienveillant	213,835	258	,829			
	Sexisme Hostile	249,539	258	,967			
Total	Sexisme Bienveillant	1890,893	262				
	Sexisme Hostile	2128,438	262				
Corrected Total	Sexisme Bienveillant	216,367	261				
	Sexisme Hostile	252,862	261				

a. R Squared = ,012 (Adjusted R Squared = ,000)

b. R Squared = ,013 (Adjusted R Squared = ,002)

1. Type de publicité vue par le répondant

Estimates

Dependent Variable	Type de publicité vue par le répondant	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
				Lower Bound	Upper Bound
Sexisme Bienveillant	Classicvertizing	2,522	,097	2,331	2,712
	Femvertizing	2,657	,110	2,440	2,873
Sexisme Hostile	Classicvertizing	2,794	,105	2,588	3,000
	Femvertizing	2,729	,119	2,495	2,963

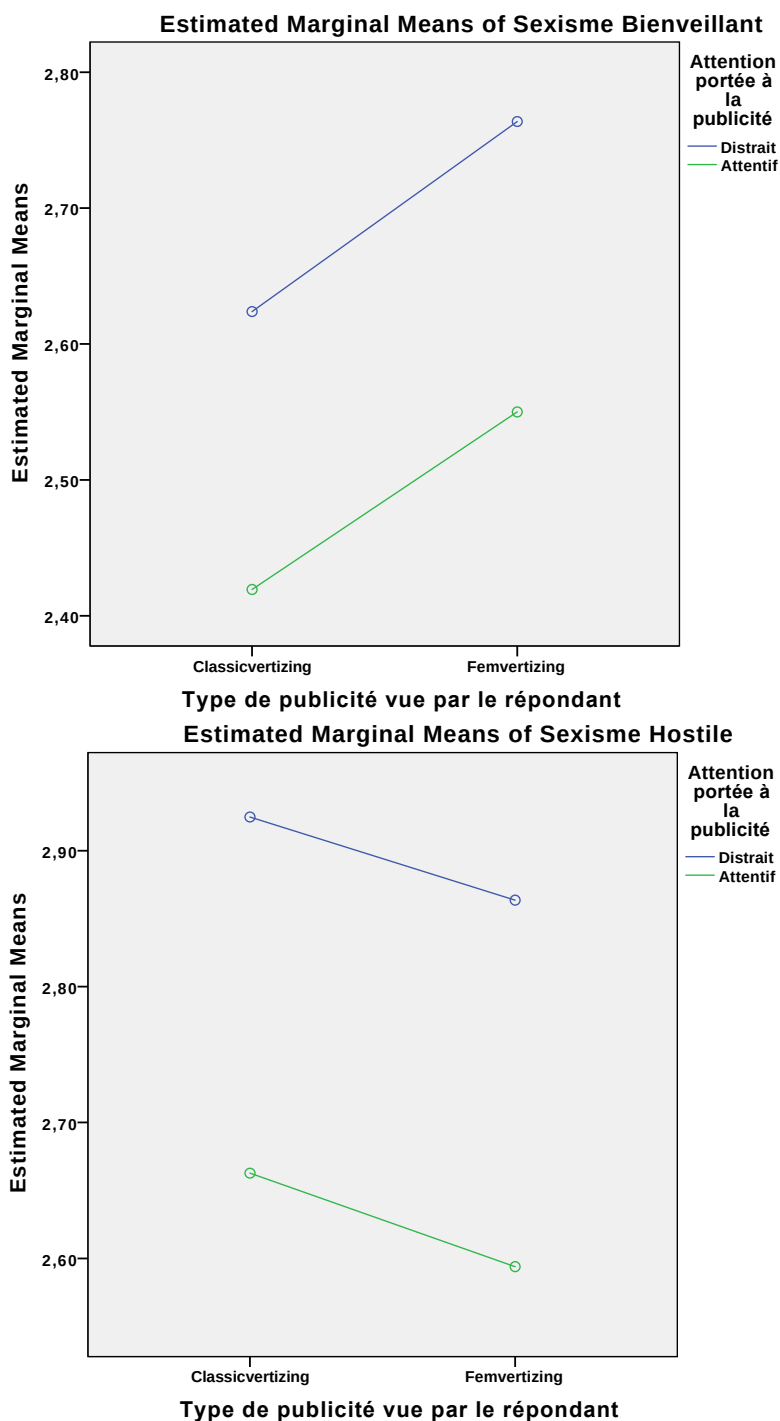
2. Attention portée à la publicité

Estimates

Dependent Variable	Attention portée à la publicité	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
				Lower Bound	Upper Bound
Sexisme Bienveillant	Distrain	2,694	,132	2,433	2,954
	Attentif	2,485	,063	2,361	2,609
Sexisme Hostile	Distrain	2,894	,143	2,613	3,176
	Attentif	2,628	,068	2,495	2,762

3. Type de publicité vue par le répondant * Attention portée à la publicité

Dependent Variable	Type de publicité vue par le répondant	Attention portée à la publicité	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Sexisme Bienveillant	Classicvertizing	Distrain	2,624	,169	2,291	2,957
		Attentif	2,419	,094	2,233	2,605
	Femvertizing	Distrain	2,764	,204	2,363	3,165
		Attentif	2,550	,083	2,386	2,714
Sexisme Hostile	Classicvertizing	Distrain	2,925	,183	2,565	3,284
		Attentif	2,663	,102	2,462	2,864
	Femvertizing	Distrain	2,864	,220	2,431	3,297
		Attentif	2,594	,090	2,417	2,771



À l'issue de cette analyse, puisque nous avons remarqué que le niveau de sexisme mesuré chez le répondant était systématiquement plus élevé lorsqu'il était distrait, nous avons effectué deux tests *t* pour échantillons indépendants afin de vérifier cette intuition.

7.1. Test *t* pour échantillons indépendants (1) : sexisme bienveillant et attention

Dans un premier temps, nous voulons savoir si, comme le prévoit la théorie, le niveau de sexisme bienveillant exprimé par les répondants distraits est plus élevé que le niveau de sexisme bienveillant exprimé par les répondants attentifs.

Les hypothèses engagées dans le cadre de ce test sont :

H₀ : Il n'y a pas de différence entre les moyennes (il s'agit d'une seule et même population)

H₁ : Il y a une différence significative entre les moyennes (il s'agit de deux populations différentes)

Étape 1 : vérification des conditions d'application

- Indépendance des observations : les observations sont bien indépendantes dans le cadre de ce test puisque nous nous intéressons à un facteur inter-sujets, l'attention portée à la publicité.
- Normalité de la distribution : le test de Kolmogorov-Smirnov indique que l'hypothèse de normalité est violée pour le groupe des répondants attentifs ($p = .035 < .05$).

Tests of Normality						
	Attention portée à la publicité	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk	
		Statistic	df	Sig.	Statistic	df
Sexisme Bienveillant	Distrain	,086	49	,200 [*]	,953	49
	Attentif	,064	213	,035	,974	213

*. This is a lower bound of the true significance.

a. Lilliefors Significance Correction

- Homogénéité des variances : le test de Levene indique que l'égalité des variances est assumée ($p = .747 > .05/2$).

Étape 2 : interprétation des sorties

Nous pouvons donc lire la première ligne du tableau suivant :

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Sexisme Bienveillant	Equal variances assumed	,105	,747	1,305	260	,193	,18793	,14406	-,09575	,47161
	Equal variances not assumed			1,289	70,854	,201	,18793	,14575	-,10269	,47855

La p-valeur du test t étant non significative ($p = .193 > .05/2$), nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse H₀. Le niveau de sexisme bienveillant exprimé ne diffère donc pas selon l'attention portée à la publicité.

Group Statistics

		N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
Sexisme Bienveillant	Distrain	49	2,6809	,92302	,13186
	Attentif	213	2,4930	,90613	,06209

7.2. Test *t* pour échantillons indépendants (2) : sexisme hostile et attention

Dans un second temps, nous voulons savoir si le niveau de sexisme hostile exprimé par les répondants distraits est plus élevé que le niveau de sexisme hostile exprimé par les répondants attentifs.

Les hypothèses engagées dans le cadre de ce test sont :

H₀ : Il n'y a pas de différence entre les moyennes (il s'agit d'une seule et même population)

H₁ : Il y a une différence significative entre les moyennes (il s'agit de deux populations différentes)

Étape 1 : vérification des conditions d'application

- Indépendance des observations : les observations sont bien indépendantes dans le cadre de ce test puisque nous nous intéressons à un facteur inter-sujets, l'attention portée à la publicité.
- Normalité de la distribution : le test de Kolmogorov-Smirnov indique que l'hypothèse de normalité est violée pour le groupe des répondants attentifs ($p = .014 < .05$).

Tests of Normality

Attention portée à la publicité		Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
		Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Sexisme Hostile	Distrain	,078	49	,200 [*]	,980	49	,567
	Attentif	,070	213	,014	,975	213	,001

*. This is a lower bound of the true significance.

a. Lilliefors Significance Correction

- Homogénéité des variances : le test de Levene indique que l'égalité des variances est assumée ($p = .332 > .05/2$).

Étape 2 : interprétation des sorties

Nous pouvons donc lire la première ligne du tableau suivant :

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Sexisme Hostile	Equal variances assumed	,946	,332	1,776	260	,077	,27583	,15531	-,03000	,58165
	Equal variances not assumed			1,899	77,800	,061	,27583	,14527	-,01339	,56504

La p-valeur du test *t* étant non significative ($p = .077 > .05/2$), nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse *H₀*. Le niveau de sexisme hostile exprimé ne diffère donc pas selon l'attention portée à la publicité.

Group Statistics					
	Attention portée à la publicité	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
Sexisme Hostile	Distrain	49	2,8998	,89713	,12816
	Attentif	213	2,6240	,99811	,06839

Afin de corroborer les résultats obtenus avec la MANOVA, nous avons réalisé deux analyses de modération à l'aide de la macro PROCESS.

7.3. Analyse de modération (1)

Afin de tester notre seconde hypothèse, nous avons également utilisé la macro PROCESS et réalisé une analyse de modération sur base du modèle 1.

Par ce test, nous voulons établir l'interaction entre le modérateur et la variable indépendante. Nous testons donc la significativité du modèle suivant : ***SEXISME BIENVEILLANT*** = a + b *PUBLICITE* + c *ATTENTION* + d *PUBLICITE* x *ATTENTION*. L'interaction est établie si le paramètre d est significatif.

```

***** PROCESS Procedure for SPSS Release 2.16.3 *****

Written by Andrew F. Hayes, Ph.D.      www.afhayes.com
Documentation available in Hayes (2013). www.guilford.com/hayes3

*****
Model = 1
  Y = SB
  X = Type_Pub
  M = Att_Pub

Sample size
  262

*****
Outcome: SB

Model Summary
      R      R-sq      MSE      F      df1      df2
P      ,1082      ,0117      ,8288      1,0186      3,0000      258,0000      ,38
50

Model
      coeff      se      t      p      LLCI      ULCI
constant      2,6238      ,1691      15,5205      ,0000      2,2909      2,9567
Att_Pub      -,2045      ,1936      -1,0560      ,2920      -,5858      ,1768
Type_Pub      ,1398      ,2646      ,5284      ,5977      -,3813      ,6609
int_1      -,0092      ,2930      -,0313      ,9751      -,5861      ,5678

Product terms key:

int_1      Type_Pub      X      Att_Pub

R-square increase due to interaction(s):
      R2-chng      F      df1      df2      p
int_1      ,0000      ,0010      1,0000      258,0000      ,9751

```

Comme nous pouvons le voir dans les sorties, puisque $p > .05$, l'interaction n'est pas significative ($p = .9751$). Dès lors, l'attention portée à la publicité ne modère pas la relation entre le sexisme bienveillant et la publicité.

```

*****
Conditional effect of X on Y at values of the moderator(s):
      Att_Pub      Effect      se      t      p      LLCI      UL
CI      ,0000      ,1398      ,2646      ,5284      ,5977      -,3813      ,66
09      1,0000      ,1306      ,1258      1,0387      ,2999      -,1170      ,37
83

```

L'effet de X sur Y reste non significatif, quelle que soit la catégorie du modérateur.

7.4. Analyse de modération (2)

Afin de tester notre seconde hypothèse, nous avons également utilisé la macro PROCESS et réalisé une analyse de modération sur base du modèle 1.

Par ce test, nous voulons établir l'interaction entre le modérateur et la variable indépendante. Nous testons donc la significativité du modèle suivant : **SEXISME HOSTILE** = a + b

$PUBLICITE + c ATTENTION + d PUBLICITE \times ATTENTION$. L'interaction est établie si le paramètre d est significatif.

```
***** PROCESS Procedure for SPSS Release 2.16.3 *****

Written by Andrew F. Hayes, Ph.D.      www.afhayes.com
Documentation available in Hayes (2013). www.guilford.com/p/hayes3

*****
Model = 1
  Y = SH
  X = Type_Pub
  M = Att_Pub

Sample size
  262

*****
Outcome: SH

Model Summary
      R      R-sq      MSE      F      df1      df2
p      ,1146      ,0131      ,9672      1,1453      3,0000      258,0000      ,33
13

Model
      coeff      se      t      p      LLCI      ULCI
constant      2,9248      ,1826      16,0151      ,0000      2,5651      3,2844
Att_Pub      -,2620      ,2092      -1,2526      ,2115      -,6739      ,1499
Type_Pub      -,0611      ,2859      -,2138      ,8308      -,6240      ,5018
int_1      -,0077      ,3165      -,0243      ,9806      -,6309      ,6156

Product terms key:

int_1      Type_Pub      X      Att_Pub

R-square increase due to interaction(s):
      R2-chng      F      df1      df2      p
int_1      ,0000      ,0006      1,0000      258,0000      ,9806
```

Comme nous pouvons le voir dans les sorties, puisque $p > .05$, l'interaction n'est pas significative ($p = .9806$). Dès lors, l'attention portée à la publicité ne modère pas la relation entre le sexisme hostile et la publicité.

```
*****
Conditional effect of X on Y at values of the moderator(s):
      Att_Pub      Effect      se      t      p      LLCI      UL
CI
      ,0000      -,0611      ,2859      -,2138      ,8308      -,6240      ,50
18
      1,0000      -,0688      ,1359      -,5065      ,6129      -,3364      ,19
87
```

L'effet de X sur Y reste non significatif, quelle que soit la catégorie du modérateur.

8. Annexe 8 : Hypothèse sur l'influence de l'attitude envers l'annonce

8.1. Hypothèse 4A

	Nom	Type
Variable dépendante	Sexisme bienveillant définie comme (Q3_1+Q3_3+Q3_6+Q3_8+Q3_9+Q3_12+Q3_13+Q3_17+Q3_19+Q3_20+Q3_22)/11 Sexisme hostile définie comme (Q3_2+Q3_4+Q3_5+Q3_7+Q3_10+Q3_11+Q3_14+Q3_15+Q3_16+Q3_18+Q3_21)/11	Variables quantitatives Échelles d'intervalles (Likert)
Variable indépendante	Publicité à laquelle le répondant a été exposé définie comme 0 = <i>Classicvertising</i> 1 = <i>Femvertising</i>	Variable qualitative Échelle nominale
Variable modératrice	Attitude envers l'annonce (Aad_REC)	Variable quantitative Échelle d'intervalle

Pour vérifier cette hypothèse, nous avons, dans un premier temps, recodé la variable Aad de manière à ce que son interprétation soit plus simple. En effet, la variable était initialement codée dans le sens positif/négatif. Ainsi, plus le score du répondant était bas sur l'échelle de l'Aad, plus son attitude envers l'annonce était favorable, ce qui ne faisait pas beaucoup de sens. Nous l'avons donc recodée dans le sens négatif/positif de manière à ce qu'un haut score traduise une attitude très positive.

Ensuite, nous avons utilisé la macro PROCESS et réalisé deux analyses de modération sur base du modèle 1.

8.1.1. Analyse de modération (1)

Par ce test, nous voulons établir l'interaction entre le modérateur et la variable indépendante. Nous testons donc la significativité du modèle suivant : **SEXISME BIENVEILLANT** = a + b **PUBLICITE** + c **Aad** + d **PUBLICITE** x **Aad**. L'interaction est établie si le paramètre d est significatif.

```

***** PROCESS Procedure for SPSS Release 2.16.3 *****

Written by Andrew F. Hayes, Ph.D.      www.afhayes.com
Documentation available in Hayes (2013). www.guilford.com/p/hayes3

*****
Model = 1
  Y = SB
  X = Type_Pub
  M = Aad_REC

Sample size
  213

*****
Outcome: SB

Model Summary
  R      R-sq      MSE      F      df1      df2
p      ,1289      ,0166      ,8190      1,1764      3,0000      209,0000      ,31
97

Model
  coeff      se      t      p      LLCI      ULCI
constant  2,4560      ,2915      8,4265      ,0000      1,8814      3,0306
Aad_REC   -,0090      ,0677      -,1329      ,8944      -,1424      ,1244
Type_Pub  -,3670      ,4238      -,8660      ,3875      -1,2025      ,4685
int_1     ,0959      ,0877      1,0927      ,2758      -,0771      ,2688

Product terms key:

  int_1      Type_Pub      X      Aad_REC

R-square increase due to interaction(s):
  R2-chng      F      df1      df2      p
int_1      ,0056      1,1939      1,0000      209,0000      ,2758

```

Comme nous pouvons le voir dans les sorties, puisque $p > .05$, l'interaction n'est pas significative ($p = .2758$). Dès lors, l'attitude envers l'annonce ne modère pas la relation entre le sexisme bienveillant et la publicité.

```

*****
Conditional effect of X on Y at values of the moderator(s):
  Aad_REC      Effect      se      t      p      LLCI      UL
CI
78      3,2031      -,0599      ,1815      -,3303      ,7415      -,4177      ,29
00      4,7700      ,0903      ,1368      ,6598      ,5101      -,1795      ,36
60      6,3368      ,2405      ,2057      1,1692      ,2437      -,1650      ,64

```

Values for quantitative moderators are the mean and plus/minus one SD from mean.

Values for dichotomous moderators are the two values of the moderator.

L'effet de X sur Y reste non significatif, quel que soit le niveau du modérateur.

8.1.2. Analyse de modération (2)

Par ce test, nous voulons établir l'interaction entre le modérateur et la variable indépendante. Nous testons donc la significativité du modèle suivant : **SEXISME HOSTILE** = a + b

PUBLICITE + *c Aad* + *d PUBLICITE x Aad*. L'interaction est établie si le paramètre *d* est significatif.

```
***** PROCESS Procedure for SPSS Release 2.16.3 *****

Written by Andrew F. Hayes, Ph.D.      www.afhayes.com
Documentation available in Hayes (2013). www.guilford.com/p/hayes3

*****
Model = 1
  Y = SH
  X = Type_Pub
  M = Aad_REC

Sample size
  213

*****
Outcome: SH

Model Summary
      R      R-sq      MSE      F      df1      df2
P      ,1542      ,0238      ,9865      1,6963      3,0000      209,0000      ,16
89

Model
      coeff      se      t      p      LLCI      ULCI
constant      2,0080      ,3199      6,2775      ,0000      1,3774      2,6386
Aad_REC      ,1605      ,0743      2,1619      ,0318      ,0141      ,3070
Type_Pub      ,4543      ,4651      ,9766      ,3299      -,4627      1,3712
int_1      -,1357      ,0963      -1,4097      ,1601      -,3256      ,0541

Product terms key:

int_1      Type_Pub      X      Aad_REC

R-square increase due to interaction(s):
      R2-chng      F      df1      df2      p
int_1      ,0093      1,9871      1,0000      209,0000      ,1601
```

Comme nous pouvons le voir dans les sorties, puisque $p > .05$, l'interaction n'est pas significative ($p = .1601$). Dès lors, l'attitude envers l'annonce ne modère pas la relation entre le sexisme bienveillant et la publicité.

```
*****
Conditional effect of X on Y at values of the moderator(s):
      Aad_REC      Effect      se      t      p      LLCI      UL
CI
21      3,2031      ,0195      ,1992      ,0977      ,9222      -,3732      ,41
28      4,7700      -,1932      ,1502      -1,2867      ,1996      -,4893      ,10
91      6,3368      -,4059      ,2257      -1,7981      ,0736      -,8509      ,03
```

Values for quantitative moderators are the mean and plus/minus one SD from mean.

Values for dichotomous moderators are the two values of the moderator.

L'effet de X sur Y reste non significatif, quel que soit le niveau du modérateur.

Afin de corroborer les résultats obtenus avec la macro PROCESS, nous avons réalisé deux régressions multiples avec variables muettes. Cette analyse fait sens car lorsque le modérateur est au moins intervalle mais pas la variable indépendante, il convient d'appliquer cette technique d'analyse (Swaen, 2016).

Pour mener cette analyse, nous avons commencé par créer une variable dummy ou binaire sur base de la variable « type de publicité ». Cette nouvelle variable, nommée « *femvertising* », prend la valeur 1 pour le *femvertising* et la valeur zéro pour le *classicvertising*.

8.1.3. Régression linéaire multiple (1) sur base du sexisme bienveillant

Analyse descriptive

Descriptive Statistics										
	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	Variance	Skewness		Kurtosis	
	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic	Std. Error
Sexisme Bienveillant	213	1,00	5,27	2,4930	,90613	,821	,504	,167	,053	,332
Attitude envers la publicité REC	213	1,00	7,00	4,7700	1,56687	2,455	-,454	,167	-,447	,332
Valid N (listwise)	213									

Notre analyse se porte sur un échantillon total de 213 répondants ne présentant aucune réponse manquante.

En moyenne, le niveau de sexisme bienveillant exprimé par les répondants est de 2.49 et l'attitude envers l'annonce est en moyenne de 4.77. La variance et l'écart-type du sexisme sont modérés.

Puisque l'échantillon considéré s'élève à 213 répondants, nous disposons d'au moins 10 fois plus d'observations que de paramètres à estimer. Le nombre d'observations est donc suffisant pour donner une bonne indication du « fit » du modèle.

Étape 1 : vérification des conditions d'application

- Causalité : l'hypothèse, telle que formulée dans notre mémoire, nous incite à vérifier qu'une causalité est présente entre les variables indépendantes et la variable dépendante. Notre étude étant exploratoire, nos hypothèses n'ont pas été examinées par la littérature. Nous nous fions donc à notre intuition dans le cadre de ce test.
- Toutes les variables indépendantes pertinentes mentionnées dans l'hypothèse que nous souhaitons tester sont prises en compte dans notre analyse.
- Les variables considérées dans l'analyse sont mesurées sur des échelles intervalles ou codées en 0/1, pour la variable dummy.

- Indépendance des résidus :

Model Summary^b

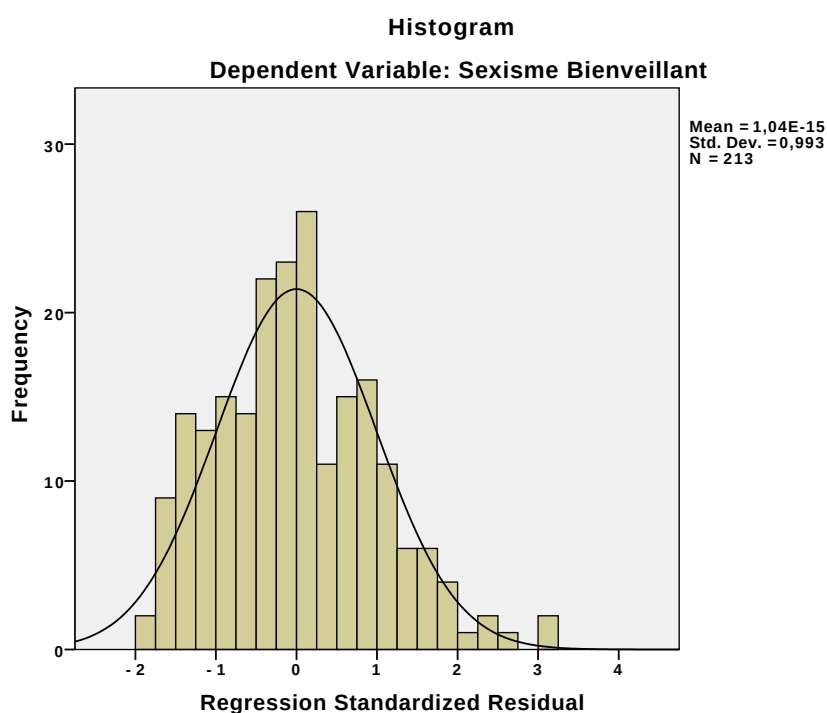
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,129 ^a	,017	,002	,90500	1,894

a. Predictors: (Constant), Femvert_Aad, Attitude envers la publicité REC, Femvertising

b. Dependent Variable: Sexisme Bienveillant

La statistique du test de Durbin-Watson, $d = 1.894$, est comprise entre les deux valeurs critiques $1.5 < d < 2.5$. Par conséquent, nous pouvons supposer qu'il n'y a pas d'autocorrélation dans nos données de régression linéaire multiple.

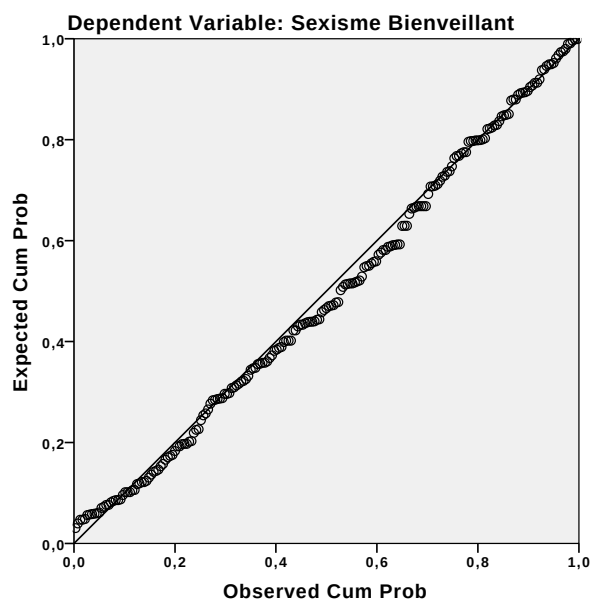
- Normalité des résidus :



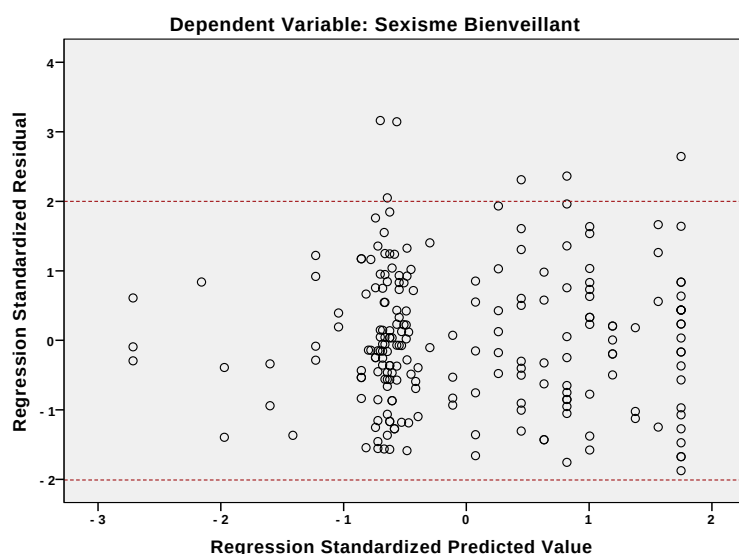
Nous pouvons constater, en regardant l'histogramme de la distribution des valeurs résiduelles, que nous respectons partiellement la condition de normalité concernant la distribution des erreurs. Nous souhaitons que la distribution suive une courbe normale, ce qui semble être plus ou moins le cas même si nous observons un pic ainsi que quelques valeurs éloignées de la courbe. Cette distribution n'est donc probablement pas tout à fait normale. Le test de normalité de Kolmogorov-Smirnov, présenté plus bas, nous permettra de confirmer ou d'infirmer cette intuition.

De plus, le PP Plot s'éloigne quelque peu de la droite de Henry.

Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual

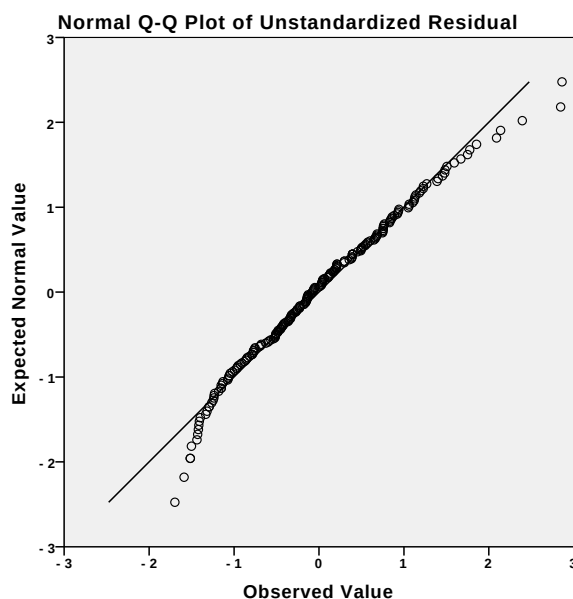


Scatterplot



Sur le Scatter Plot, même si les valeurs sont suffisamment (au moins à 95%) comprises entre -2 et 2 , nous pouvons constater que les données ne semblent pas être aléatoirement distribuées.

Sur le QQ Plot, nous observons que les résidus ne collent pas très bien à la droite, indiquant qu'ils ne suivent potentiellement pas une distribution normale.



Par ailleurs, le test de Kolmogorov-Smirnov indique que l'hypothèse de normalité est respectée dans ce modèle. Les hypothèses engagées dans le cadre de ce test sont les suivantes :

H_0 : Normalité

H_1 : Violation de l'hypothèse de normalité

Tests of Normality						
	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Standardized Residual	,055	213	,200 *	,980	213	,004

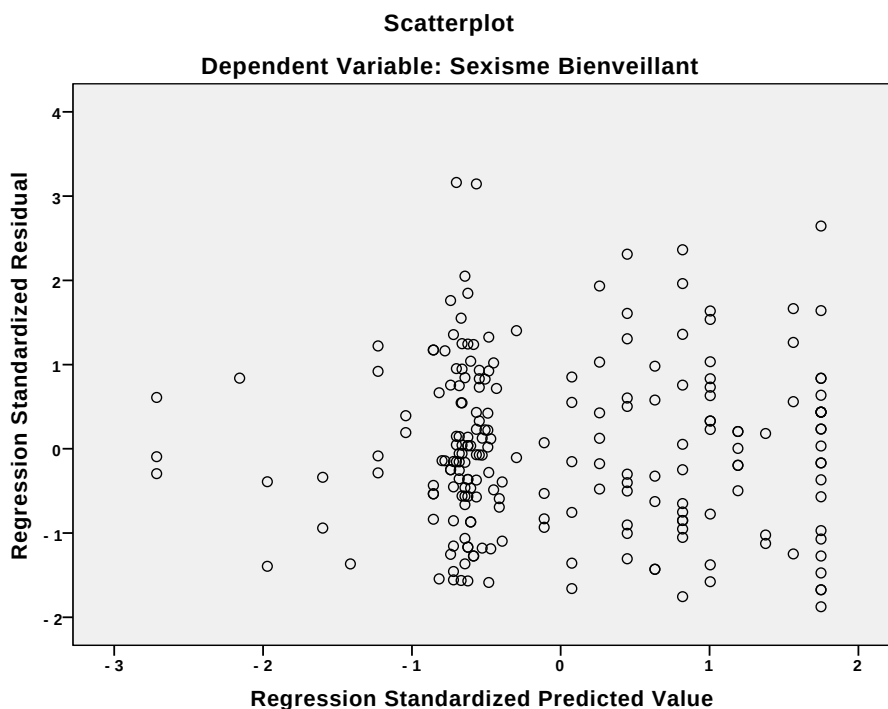
*. This is a lower bound of the true significance.

a. Lilliefors Significance Correction

Comme nous pouvons le constater ci-dessus, celui-ci n'est pas significatif ($p = .200 < .05$). Il y a donc non rejet de H_0 . Dès lors, nous pouvons affirmer que les résidus suivent la loi normale.

– Homoscédasticité :

Nous pouvons également vérifier sur le Scatter Plot qu'il n'y a pas de problème d'hétéroscédasticité. Ici, les points ne semblent pas répartis aléatoirement autour de 0. Une tendance se dessine sur le graphique. Ceci laisse supposer un potentiel problème d'hétéroscédasticité. La variance des erreurs ne semble pas constante.



– Relation linéaire entre les variables indépendantes et la variable dépendante :

Pour que cette condition soit respectée, nous voulons éviter que l'agglomération de points ne suive une courbe. Cette condition semble respectée.

– Multi-colinéarité :

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	2,456	,291		8,427	,000		
	Femvertising	-,367	,424	-,201	-,866	,387	,087	11,490
	Attitude envers la publicité REC	-,009	,068	-,016	-,133	,894	,344	2,910
	Femvert_Aad	,096	,088	,303	1,093	,276	,061	16,334

a. Dependent Variable: Sexisme Bienveillant

Il semblerait qu'il y ait un problème de colinéarité entre nos variables car d'une part, l'indice VIF est supérieur à 3 et, d'autre part, l'indice TOL est inférieur à 0.33 pour deux des variables.

Collinearity Diagnostics^a

Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index	Variance Proportions			
				(Constant)	Femvertising	Attitude envers la publicité REC	Femvert_Aad
1	1	3,503	1,000	,00	,00	,00	,00
	2	,418	2,894	,04	,02	,01	,02
	3	,068	7,164	,15	,16	,16	,07
	4	,010	18,272	,81	,82	,83	,91

a. Dependent Variable: Sexisme Bienveillant

Cependant, l'index de condition ne dépasse pas 30, nous n'avons donc pas de réel problème de colinéarité.

Ces résultats indiquent que certaines hypothèses sous-jacentes sont violées, cependant, en connaissance de cause, nous procéderons tout de même à l'analyse de régression multiple.

– Outliers

Nous avons également demandé à SPSS de nous signaler les points atypiques. Le tableau ci-dessous nous renseigne sur la présence de valeurs extrêmes qui influenceraient le modèle, et donc sur la qualité de l'ajustement des données. Les valeurs extrêmes font varier les coefficients bêta et sont mal prédites par le modèle, elles sont donc associées à une valeur résiduelle importante.

En théorie, nous ne voulons aucune valeur résiduelle standardisée de plus de 3.29 (ou de moins de -3.29), pas plus de 1% de l'échantillon ayant une valeur de plus de 2.58 (ou de moins de -2.58) ainsi qu'un maximum de 5% des observations ayant une valeur de plus de 1.96 (ou de moins de -1.96).

Casewise Diagnostics^a

Case Number	Std. Residual	Sexisme Bienveillant	Predicted Value	Residual
30	3,145	5,27	2,4268	2,84593
98	2,363	4,73	2,5886	2,13872
105	2,645	5,09	2,6971	2,39376
148	2,050	4,27	2,4178	1,85492
154	2,311	4,64	2,5451	2,09125
207	3,162	5,27	2,4111	2,86166

a. Dependent Variable: Sexisme Bienveillant

En observant le diagnostic des observations, nous constatons que 2 individus s'écartent fortement de la moyenne, la valeur résiduelle standardisée est de plus de 3 écarts-types.

Étape 2 : interprétation des sorties

Les hypothèses considérées dans le cadre de cette régression sont les suivantes :

$$H_0 : R^2 = 0$$

$$H_1 : R^2 \neq 0$$

Après avoir effectué la régression, la première chose à faire est de regarder la p-valeur reprise dans le tableau ANOVA afin de vérifier si le R^2 (et donc le modèle de régression) est significatif (pour un $\alpha = 5\%$ donc 0.05), c'est-à-dire différent de 0.

Dans le tableau ci-dessous, nous pouvons constater que $p = .320 > .05$. Nous ne pouvons donc pas rejeter l'hypothèse H_0 . Le R^2 n'étant pas significativement différent de 0, il n'existe pas de modèle de régression linéaire. Le tableau ANOVA indique que, globalement, le modèle de régression n'est pas intéressant.

ANOVA^a

Model	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1 Regression	2,890	3	,963	1,176	,320 ^b
Residual	171,175	209	,819		
Total	174,066	212			

a. Dependent Variable: Sexisme Bienveillant

b. Predictors: (Constant), Femvert_Aad, Attitude envers la publicité REC, Femvertising

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,129 ^a	,017	,002	,90500	1,894

a. Predictors: (Constant), Femvert_Aad, Attitude envers la publicité REC, Femvertising

b. Dependent Variable: Sexisme Bienveillant

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	2,456	,291		8,427	,000		
	Femvertising	-,367	,424	-,201	-,866	,387	,087	11,490
	Attitude envers la publicité REC	-,009	,068	-,016	-,133	,894	,344	2,910
	Femvert_Aad	,096	,088	,303	1,093	,276	,061	16,334

a. Dependent Variable: Sexisme Bienveillant

Nous avons également effectué l'analyse en excluant les outliers. Cependant, la régression ne s'est pas non plus révélée significative.

8.1.4. Régression linéaire multiple (2) sur base du sexisme hostile

Analyse descriptive

Descriptive Statistics

	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	Variance	Skewness		Kurtosis	
	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic	Std. Error
Attitude envers la publicité REC	213	1,00	7,00	4,7700	1,56687	2,455	-,454	,167	-,447	,332
Sexisme Hostile	213	1,00	5,36	2,6240	,99811	,996	,340	,167	-,351	,332
Valid N (listwise)	213									

Notre analyse se porte sur un échantillon total de 213 répondants ne présentant aucune réponse manquante.

En moyenne, le niveau de sexisme hostile exprimé par les répondants est de 2.62 et l'attitude envers l'annonce est en moyenne de 4.77. La variance et l'écart-type du sexisme sont modérés.

Puisque l'échantillon considéré s'élève à 213 répondants, nous disposons d'au moins 10 fois plus d'observations que de paramètres à estimer. Le nombre d'observations est donc suffisant pour donner une bonne indication du « fit » du modèle.

Étape 1 : vérification des conditions d'application

- Causalité : l'hypothèse, telle que formulée dans notre mémoire, nous incite à vérifier qu'une causalité est présente entre les variables indépendantes et la variable dépendante. Notre étude étant exploratoire, nos hypothèses n'ont pas été examinées par la littérature. Nous nous fions donc à notre intuition dans le cadre de ce test.
- Toutes les variables indépendantes pertinentes mentionnées dans l'hypothèse que nous souhaitons tester sont prises en compte dans notre analyse.
- Les variables considérées dans l'analyse sont mesurées sur des échelles intervalles ou codées en 0/1, pour la variable dummy.

- Indépendance des résidus :

Model Summary^b

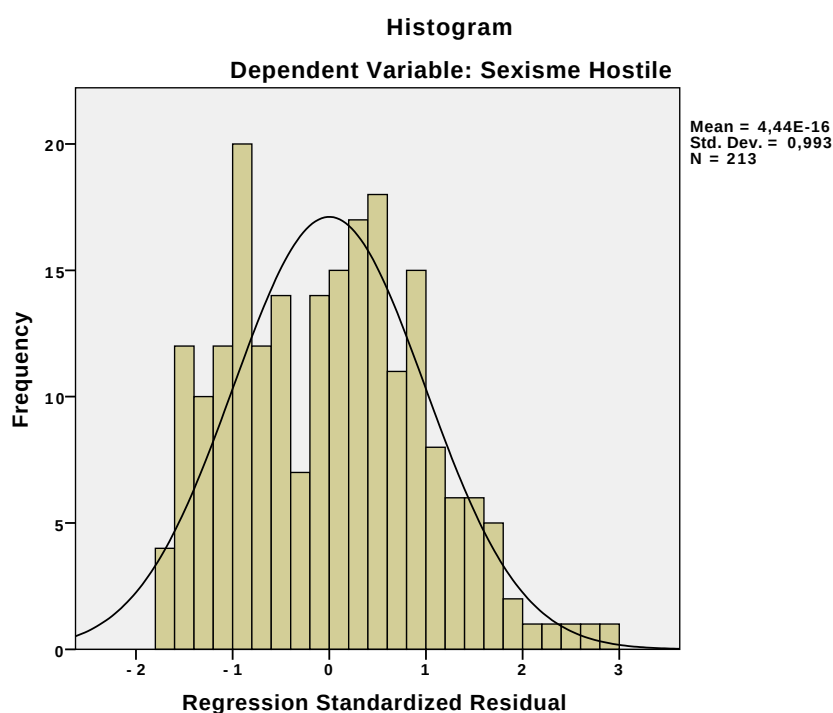
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,154 ^a	,024	,010	,99323	2,030

a. Predictors: (Constant), Femvert_Aad, Attitude envers la publicité REC, Femvertising

b. Dependent Variable: Sexisme Hostile

La statistique du test de Durbin-Watson, $d = 2.030$, est comprise entre les deux valeurs critiques $1.5 < d < 2.5$. Par conséquent, nous pouvons supposer qu'il n'y a pas d'autocorrélation dans nos données de régression linéaire multiple.

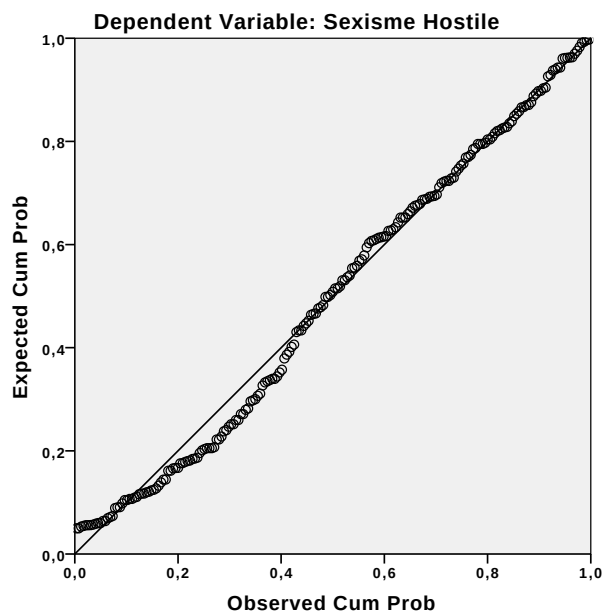
- Normalité des résidus :



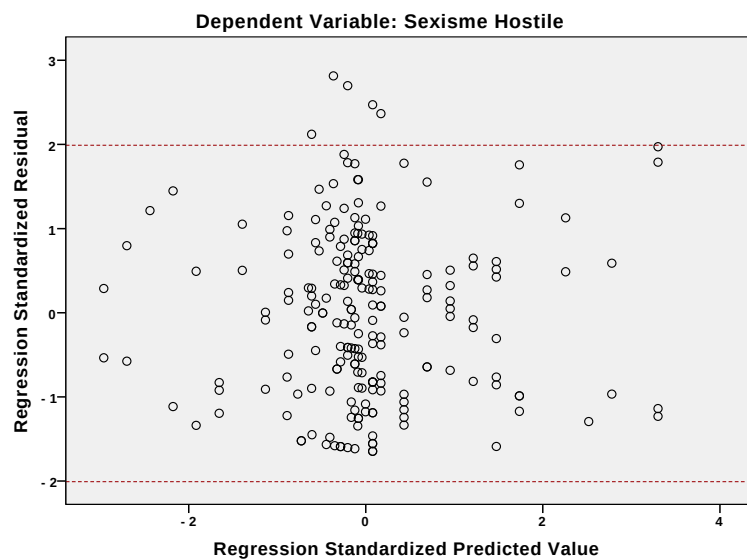
Nous pouvons constater, en regardant l'histogramme de la distribution des valeurs résiduelles, que nous respectons partiellement la condition de normalité concernant la distribution des erreurs. Nous souhaitons que la distribution suive une courbe normale, ce qui semble être plus ou moins le cas même si nous observons un pic ainsi que quelques valeurs éloignées de la courbe. Cette distribution n'est donc probablement pas tout à fait normale. Le test de normalité de Kolmogorov-Smirnov, présenté plus bas, nous permettra de confirmer ou d'infirmer cette intuition.

De plus, le PP Plot s'éloigne quelque peu de la droite de Henry.

Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual

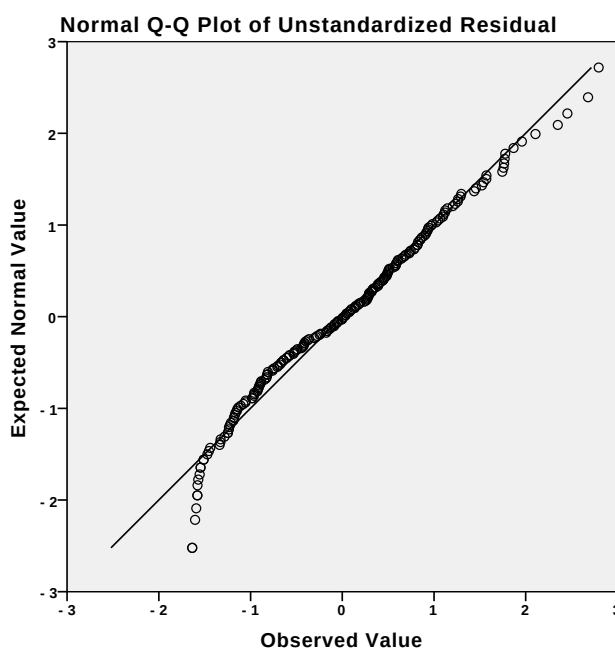


Scatterplot



Le Scatter Plot montre que les données ne semblent pas prendre de forme particulière, nous sommes face à un magma de points, ce qui est plutôt bon signe. Ainsi, le comportement des résidus semble aléatoire, puisque rien de particulier ne se dessine dans les données. De plus, les valeurs sont suffisamment comprises entre -2 et 2 , au moins 95% d'entre elles sont comprises entre -2 et 2 .

Sur le QQ Plot, nous observons que les résidus ne collent pas très bien à la droite, indiquant qu'ils ne suivent potentiellement pas une distribution normale.



Par ailleurs, le test de Kolmogorov-Smirnov indique que l'hypothèse de normalité est violée dans ce modèle. Les hypothèses engagées dans le cadre de ce test sont les suivantes :

H₀ : Normalité

H₁ : Violation de l'hypothèse de normalité

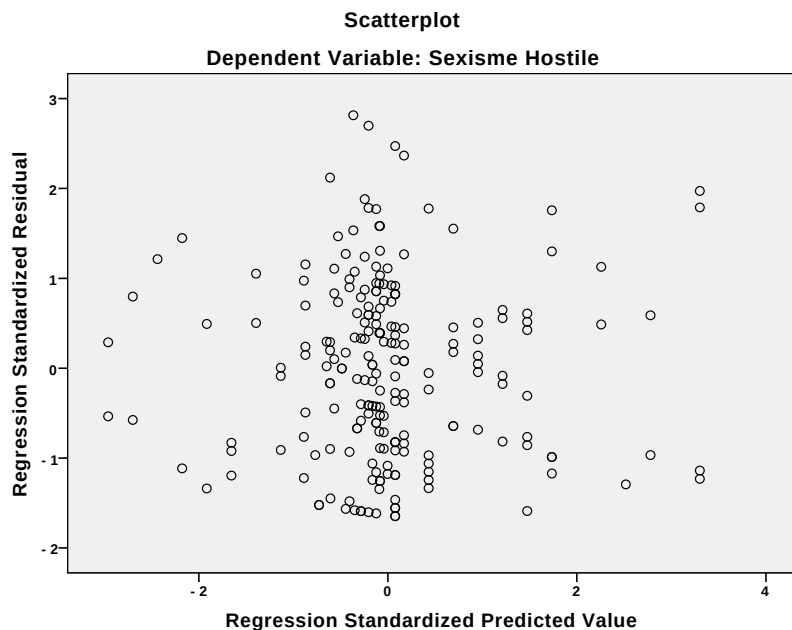
Tests of Normality						
	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Standardized Residual	,067	213	,022	,976	213	,001

a. Lilliefors Significance Correction

Comme nous pouvons le constater ci-dessus, celui-ci est significatif ($p = .022 < .05$). Il y a donc rejet de H_0 . Dès lors, nous pouvons affirmer que les résidus ne suivent pas la loi normale.

– Homoscédasticité :

Nous pouvons également vérifier sur le Scatter Plot qu'il n'y a pas de problème d'hétéroscédasticité. Ici, les points ne semblent pas répartis aléatoirement autour de 0. Une tendance se dessine sur le graphique. Ceci laisse supposer un potentiel problème d'hétéroscédasticité. La variance des erreurs ne semble pas constante.



– Relation linéaire entre les variables indépendantes et la variable dépendante :

Pour que cette condition soit respectée, nous voulons éviter que l'agglomération de points ne suive une courbe. Cette condition semble respectée.

– Multi-colinéarité :

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	2,008	,320		6,278	,000		
	Femvertising	,454	,465	,226	,977	,330	,087	11,490
	Attitude envers la publicité REC	,161	,074	,252	2,162	,032	,344	2,910
	Femvert_Aad	-,136	,096	-,389	-1,410	,160	,061	16,334

a. Dependent Variable: Sexisme Hostile

Il semblerait qu'il y ait un problème de colinéarité entre nos variables car d'une part, l'indice VIF est supérieur à 3 et, d'autre part, l'indice TOL est inférieur à 0.33 pour deux des variables.

Collinearity Diagnostics^a

Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index	Variance Proportions			
				(Constant)	Femvertising	Attitude envers la publicité REC	Femvert_Aad
1	1	3,503	1,000	,00	,00	,00	,00
	2	,418	2,894	,04	,02	,01	,02
	3	,068	7,164	,15	,16	,16	,07
	4	,010	18,272	,81	,82	,83	,91

a. Dependent Variable: Sexisme Hostile

Cependant, l'index de condition ne dépasse pas 30, nous n'avons donc pas de réel problème de colinéarité.

Ces résultats indiquent que certaines hypothèses sous-jacentes sont violées, cependant, en connaissance de cause, nous procéderons tout de même à l'analyse de régression multiple.

– Outliers

Nous avons également demandé à SPSS de nous signaler les points atypiques. Le tableau ci-dessous nous renseigne sur la présence de valeurs extrêmes qui influenceraient le modèle, et donc sur la qualité de l'ajustement des données. Les valeurs extrêmes font varier les coefficients bêta et sont mal prédites par le modèle, elles sont donc associées à une valeur résiduelle importante.

En théorie, nous ne voulons aucune valeur résiduelle standardisée de plus de 3.29 (ou de moins de -3.29), pas plus de 1% de l'échantillon ayant une valeur de plus de 2.58 (ou de moins de -2.58) ainsi qu'un maximum de 5% des observations ayant une valeur de plus de 1.96 (ou de moins de -1.96).

Casewise Diagnostics^a

Case Number	Std. Residual	Sexisme Hostile	Predicted Value	Residual
23	2,815	5,36	2,5677	2,79590
39	2,121	4,64	2,5298	2,10653
121	2,366	5,00	2,6502	2,34976
154	2,698	5,27	2,5925	2,68018
190	2,472	5,09	2,6360	2,45495

a. Dependent Variable: Sexisme Hostile

En observant le diagnostic des observations, nous constatons que 2 individus s'écartent assez fortement de la moyenne, la valeur résiduelle standardisée est de plus ou moins 3 écarts-types.

Étape 2 : interprétation des sorties

Les hypothèses considérées dans le cadre de cette régression sont les suivantes :

$$H_0 : R^2 = 0$$

$$H_1 : R^2 \neq 0$$

Après avoir effectué la régression, la première chose à faire est de regarder la p-valeur reprise dans le tableau ANOVA afin de vérifier si le R^2 (et donc le modèle de régression) est significatif (pour un $\alpha = 5\%$ donc 0.05), c'est-à-dire différent de 0.

Dans le tableau ci-dessous, nous pouvons constater que $p = .169 > .05$. Nous ne pouvons donc pas rejeter l'hypothèse H_0 . Le R^2 n'étant pas significativement différent de 0, il n'existe pas de modèle de régression linéaire. Le tableau ANOVA indique que, globalement, le modèle de régression n'est pas intéressant.

ANOVA^a

Model	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1 Regression	5,020	3	1,673	1,696	,169 ^b
Residual	206,178	209	,986		
Total	211,199	212			

a. Dependent Variable: Sexisme Hostile

b. Predictors: (Constant), Femvert_Aad, Attitude envers la publicité REC, Femvertising

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,154 ^a	,024	,010	,99323	2,030

a. Predictors: (Constant), Femvert_Aad, Attitude envers la publicité REC, Femvertising

b. Dependent Variable: Sexisme Hostile

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	2,008	,320		6,278	,000		
	Femvertising	,454	,465	,226	,977	,330	,087	11,490
	Attitude envers la publicité REC	,161	,074	,252	2,162	,032	,344	2,910
	Femvert_Aad	-,136	,096	-,389	-1,410	,160	,061	16,334

a. Dependent Variable: Sexisme Hostile

Nous avons donc décidé d'exclure de notre analyse l'ensemble des observations présentées dans le tableau « Casewise Diagnostics » ci-dessus afin de vérifier si cela améliorerait la significativité de notre modèle de régression.

Le tableau ANOVA indique désormais que le modèle de régression pourrait s'avérer intéressant et significatif si nous considérons un seuil de signification statistique de 10%. Ce seuil pourrait être justifié par le caractère exploratoire de notre étude car les réponses à nos hypothèses ne sont actuellement pas disponibles dans la littérature.

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,179 ^a	,032	,018	,92464	1,929

a. Predictors: (Constant), Femvert_Aad, Attitude envers la publicité REC, Femvertising

b. Dependent Variable: Sexisme Hostile

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	5,766	3	1,922	2,248	,084 ^b
	Residual	174,410	204	,855		
	Total	180,176	207			

a. Dependent Variable: Sexisme Hostile

b. Predictors: (Constant), Femvert_Aad, Attitude envers la publicité REC, Femvertising

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	1,914	,299		6,394	,000		
	Femvertising	,503	,436	,268	1,155	,250	,088	11,365
	Attitude envers la publicité REC	,172	,069	,289	2,477	,014	,348	2,874
	Femvert_Aad	-,151	,090	-,464	-1,678	,095	,062	16,089

a. Dependent Variable: Sexisme Hostile

Dans le tableau ANOVA ci-dessus, nous constatons que $p = .084 < .10$. Nous pourrions rejeter l'hypothèse H_0 selon laquelle le R^2 serait égal à 0. Le R carré étant significativement différent de 0, il existerait un modèle de régression linéaire.

Ici, le R carré ajusté est égal à 1.8%. Celui-ci représente la proportion de la variation du niveau de sexisme hostile expliquée par l'attitude envers l'annonce et l'interaction entre cette variable

et la publicité à laquelle le répondant a été exposé. Dans le cadre de cette régression, la proportion expliquée est relativement faible, voire presque insignifiante.

Si nous considérons ce seuil de significativité, seules deux variables présenteraient une contribution significative : l'attitude envers l'annonce et l'interaction entre cette variable et le type de publicité. Nous avons donc relancé une régression avec ces deux variables.

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,160 ^a	,026	,016	,92539	1,962

a. Predictors: (Constant), Femvert_Aad, Attitude envers la publicité REC

b. Dependent Variable: Sexisme Hostile

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	4,626	2	2,313	2,701	,070 ^b
	Residual	175,550	205	,856		
	Total	180,176	207			

a. Dependent Variable: Sexisme Hostile

b. Predictors: (Constant), Femvert_Aad, Attitude envers la publicité REC

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	2,151	,218		9,883	,000		
	Attitude envers la publicité REC	,120	,053	,202	2,270	,024	,602	1,660
	Femvert_Aad	-,053	,029	-,161	-1,817	,071	,602	1,660

a. Dependent Variable: Sexisme Hostile

Ici, le R carré ajusté est égal à 1.6%. La proportion expliquée est toujours relativement faible.

Le bêta de la première variable est positif et vaut 0.120. Ainsi, plus l'attitude envers l'annonce est positive, plus le sexisme hostile augmente. Le bêta de la seconde variable est négatif et vaut -0.053. Cependant, cette variable représentant l'interaction d'une variable quantitative et d'une variable dummy, l'interprétation est quelque peu différente.

Le coefficient pour le terme d'interaction représente la différence de l'effet de l'Aad sur le sexisme hostile entre le *femvertising* (la première condition) et le *classicvertising* (la seconde condition). Pour le *femvertising*, l'effet de l'Aad sur le sexisme hostile est de $0.120 + (-0.053) = 0.067$.

Ainsi, pour les répondants ayant une attitude envers l'annonce très favorable (6 sur 7), l'écart de sexisme hostile suscité par la publicité féministe par rapport à la publicité classique est de $0.120 + (-0.053 \times 6) = -0.198$.

Tandis que pour les répondants ayant une attitude envers l'annonce défavorable (2 sur 7), l'écart de sexisme hostile suscité par la publicité féministe par rapport à la publicité classique est de $0.120 + (-0.053*2) = 0.014$.

Ainsi l'écart de sexisme hostile entre les deux types de publicité augmente avec l'attitude envers l'annonce.

L'équation de la régression serait donc la suivante : $SEXISME\ HOSTILE = 2.151 + 0.120*Aad + (-0.053)*Femvertising_Aad$.

Ces conclusions impliqueraient que l'interaction entre le type de publicité et l'attitude envers l'annonce est significative. La relation entre le type de publicité et le sexisme hostile est donc potentiellement modérée par l'attitude envers l'annonce.

Notons pour finir qu'en théorie, il est statistiquement incorrect de supprimer le terme « *femvertising* » de l'équation de régression linéaire alors que celui-ci est repris dans le terme d'interaction. Cependant, dans la pratique, lorsque le chercheur est confronté à la réalité, il arrive que cela se fasse.

8.2. Hypothèse 4B

	Nom	Type
Variable dépendante	Sexisme bienveillant définie comme (Q3_1+Q3_3+Q3_6+Q3_8+Q3_9+Q3_12+Q3_13+Q3_17+Q3_19+Q3_20+Q3_22)/11 Sexisme hostile définie comme (Q3_2+Q3_4+Q3_5+Q3_7+Q3_10+Q3_11+Q3_14+Q3_15+Q3_16+Q3_18+Q3_21)/11	Variables quantitatives Échelles d'intervalles (Likert)
Variable indépendante	Publicité à laquelle le répondant a été exposé définie comme 0 = <i>Classicvertising</i> 1 = <i>Femvertising</i>	Variable qualitative Échelle nominale
Variable médiatrice	Attitude envers l'annonce (Aad_REC)	Variable quantitative Échelle d'intervalle

Afin de répondre à cette question, nous avons utilisé la Macro PROCESS et réalisé deux analyses de médiation sur base du modèle 4.

8.2.1. Analyse de médiation (1)

```
***** PROCESS Procedure for SPSS Release 2.16.3 *****

Written by Andrew F. Hayes, Ph.D.      www.afhayes.com
Documentation available in Hayes (2013). www.guilford.com/p/hayes3

*****
Model = 4
  Y = SB
  X = Type_Pub
  M = Aad_REC

Sample size
      213

*****
Outcome: Aad_REC

Model Summary
      R      R-sq      MSE      F      df1      df2
p
,3897      ,1519      2,0921      37,7841      1,0000      211,0000      ,00
00

Model
      coeff      se      t      p      LLCI      ULCI
constant      4,0780      ,1500      27,1891      ,0000      3,7823      4,3736
Type_Pub      1,2283      ,1998      6,1469      ,0000      ,8344      1,6222
```

Dans cette sortie de la macro PROCESS, nous pouvons voir que la variable indépendante (X « Type_Pub ») a un effet significatif sur le médiateur (M « Aad_REC »).

```
*****
Outcome: SB

Model Summary
      R      R-sq      MSE      F      df1      df2
p
,1048      ,0110      ,8198      1,1665      2,0000      210,0000      ,31
35

Model
      coeff      se      t      p      LLCI      ULCI
constant      2,2235      ,1992      11,1597      ,0000      1,8307      2,6163
Aad_REC      ,0480      ,0431      1,1145      ,2663      -,0369      ,1330
Type_Pub      ,0717      ,1358      ,5275      ,5984      -,1961      ,3394

***** DIRECT AND INDIRECT EFFECTS *****

Direct effect of X on Y
      Effect      SE      t      p      LLCI      ULCI
,0717      ,1358      ,5275      ,5984      -,1961      ,3394

Indirect effect of X on Y
      Effect      Boot SE      BootLLCI      BootULCI
Aad_REC      ,0590      ,0495      -,0318      ,1607
```

Cependant, l'influence du médiateur sur la variable dépendante n'est pas significative lorsque la variable indépendante est contrôlée. De plus, la variable indépendante n'est pas non plus significative lorsque le médiateur est contrôlé.

Dès lors, la médiation n'existe pas. Ceci est également confirmé par le fait que l'intervalle de confiance lié à l'effet indirect inclut le zéro, ce qui signifie que, dans certains cas au sein de notre tirage aléatoire, il n'y avait pas de médiation.

8.2.2. Analyse de médiation (2)

```
***** PROCESS Procedure for SPSS Release 2.16.3 *****

Written by Andrew F. Hayes, Ph.D.      www.afhayes.com
Documentation available in Hayes (2013). www.guilford.com/hayes3

*****
Model = 4
Y = SH
X = Type_Pub
M = Aad_REC

Sample size
213

*****
Outcome: Aad_REC

Model Summary
      R      R-sq      MSE      F      df1      df2
P
,3897    ,1519    2,0921    37,7841    1,0000    211,0000    ,00
00

Model
      coeff      se      t      p      LLCI      ULCI
constant    4,0780    ,1500    27,1891    ,0000    3,7823    4,3736
Type_Pub     1,2283    ,1998     6,1469    ,0000    ,8344    1,6222
```

Dans cette sortie de la macro PROCESS, nous pouvons voir que la variable indépendante (X « Type_Pub ») a un effet significatif sur le médiateur (M « Aad_REC »).

```
*****
Outcome: SH

Model Summary
      R      R-sq      MSE      F      df1      df2
P
,1204    ,0145    ,9911    1,5437    2,0000    210,0000    ,21
60

Model
      coeff      se      t      p      LLCI      ULCI
constant    2,3373    ,2191    10,6687    ,0000    1,9054    2,7692
Aad_REC      ,0798    ,0474     1,6843    ,0936    -,0136    ,1732
Type_Pub     -,1668    ,1493    -1,1172    ,2652    -,4613    ,1276

***** DIRECT AND INDIRECT EFFECTS *****

Direct effect of X on Y
      Effect      SE      t      p      LLCI      ULCI
      -,1668    ,1493    -1,1172    ,2652    -,4613    ,1276

Indirect effect of X on Y
      Effect      Boot SE      BootLLCI      BootULCI
Aad_REC      ,0980    ,0634    -,0182    ,2322
```

Cependant, l'influence du médiateur sur la variable dépendante n'est pas significative au seuil de 5% lorsque la variable indépendante est contrôlée. De plus, la variable indépendante n'est pas non plus significative lorsque le médiateur est contrôlé.

Dès lors, la médiation n'existe pas. Ceci est également confirmé par le fait que l'intervalle de confiance lié à l'effet indirect inclut le zéro, ce qui signifie que, dans certains cas au sein de notre tirage aléatoire, il n'y avait pas de médiation.

9. Annexe 9 : Hypothèses formulées a posteriori

9.1. Modération modérée

	Nom	Type
Variable dépendante	Sexisme bienveillant définie comme $(Q3_1+Q3_3+Q3_6+Q3_8+Q3_9+Q3_12+Q3_13+Q3_17+Q3_19+Q3_20+Q3_22)/11$ Sexisme hostile définie comme $(Q3_2+Q3_4+Q3_5+Q3_7+Q3_10+Q3_11+Q3_14+Q3_15+Q3_16+Q3_18+Q3_21)/11$	Variables quantitatives Échelles d'intervalles (Likert)
Variable indépendante	Publicité à laquelle le répondant a été exposé définie comme 0 = <i>Classicvertising</i> 1 = <i>Femvertising</i>	Variable qualitative Échelle nominale
Variable modératrice M	Attitude envers l'annonce (Aad_REC)	Variable quantitative Échelle d'intervalle
Variable modératrice W	Genre (Q1) définie comme 1 = Féminin 2 = Masculin	Variable qualitative Échelle nominale

Afin de tester l'existence d'une modération modérée, ou triple interaction, nous avons utilisé la macro PROCESS et réalisé l'analyse sur base du modèle 3.

9.1.1. Sexisme bienveillant

```
***** PROCESS Procedure for SPSS Release 2.16.3 *****

Written by Andrew F. Hayes, Ph.D.      www.afhayes.com
Documentation available in Hayes (2013). www.guilford.com/p/hayes3

*****
Model = 3
  Y = SB
  X = Type_Pub
  M = Aad_REC
  W = Q1

Sample size
    213

*****
Outcome: SB

Model Summary
      R      R-sq      MSE      F      df1      df2
P
,2842    ,0807    ,7805    2,5723    7,0000    205,0000    ,01
46

Model
      coeff      se      t      p      LLCI      ULCI
constant    1,6312    ,8691    1,8769    ,0620    -,0823    3,3446
Aad_REC      ,0599    ,2005    ,2987    ,7654    -,3354    ,4552
Type_Pub    -,5906    1,2727    -,4641    ,6431    -3,0998    1,9186
int_1        ,0883    ,2641    ,3344    ,7384    -,4324    ,6090
Q1           ,5491    ,5794    ,9477    ,3444    -,5932    1,6914
int_2        ,1804    ,9120    ,1978    ,8434    -1,6177    1,9786
int_3       -,0383    ,1369    -,2796    ,7801    -,3081    ,2316
int_4        ,0072    ,1916    ,0378    ,9699    -,3705    ,3850

Product terms key:

int_1    Type_Pub    X    Aad_REC
int_2    Type_Pub    X    Q1
int_3    Aad_REC     X    Q1
int_4    Type_Pub    X    Aad_REC    X    Q1

R-square increase due to three-way interaction:
      R2-chng    F(1,df2)    df2    p
int_4    ,0000    ,0014    205,0000    ,9699
```

Pour analyser cette sortie, il convient de s'intéresser en priorité à l'interaction la plus forte. Nous nous intéressons donc d'abord à la triple interaction. La p-valeur étant non significative ($p = .97 > .05$), la modulation modérée n'existe pas.

Conditional effect of X on Y at values of the moderator(s):

	Q1	Aad_REC	Effect	se	t	p	LL
CI	ULCI						
94	1,0000	3,2031	-,1041	,2207	-,4718	,6376	-,53
49	,3311						
	1,0000	4,7700	,0456	,1625	,2804	,7795	-,27
	,3660						
03	1,0000	6,3368	,1953	,2412	,8096	,4191	-,28
	,6709						
00	2,0000	3,2031	,0995	,3091	,3217	,7480	-,51
	,7089						
57	2,0000	4,7700	,2605	,2364	1,1018	,2718	-,20
	,7267						
24	2,0000	6,3368	,4216	,3774	1,1172	,2652	-,32
	1,1656						

Values for quantitative moderators are the mean and plus/minus one SD from mean.

Values for dichotomous moderators are the two values of the moderator.

Conditional effect of X*M interaction at values of W:

	Q1	Effect	se	t	p	LLCI	UL
CI							
25	1,0000	,0956	,1050	,9105	,3636	-,1114	,30
88	2,0000	,1028	,1603	,6413	,5220	-,2132	,41

L'effet de X sur Y reste non significatif, quel que soit le niveau ou la catégorie des modérateurs.

9.1.2. Sexisme hostile

```
***** PROCESS Procedure for SPSS Release 2.16.3 *****

Written by Andrew F. Hayes, Ph.D.      www.afhayes.com
Documentation available in Hayes (2013). www.guilford.com/hayes3

*****
Model = 3
  Y = SH
  X = Type_Pub
  M = Aad_REC
  W = Q1

Sample size
      213

*****
Outcome: SH

Model Summary
      R      R-sq      MSE      F      df1      df2
p      ,2921      ,0853      ,9423      2,7322      7,0000      205,0000      ,00
99

Model
      coeff      se      t      p      LLCI      ULCI
constant      -,1792      ,9549      -,1877      ,8513      -2,0619      1,7034
Aad_REC      ,6074      ,2203      2,7569      ,0064      ,1730      1,0418
Type_Pub      1,0076      1,3983      ,7206      ,4720      -1,7494      3,7646
int_1      -,3953      ,2902      -1,3623      ,1746      -,9675      ,1768
Q1      1,5334      ,6366      2,4088      ,0169      ,2783      2,7885
int_2      -,3175      1,0021      -,3169      ,7517      -2,2933      1,6582
int_3      -,3153      ,1504      -2,0968      ,0372      -,6118      -,0188
int_4      ,1790      ,2105      ,8505      ,3961      -,2360      ,5941

Product terms key:

int_1      Type_Pub      X      Aad_REC
int_2      Type_Pub      X      Q1
int_3      Aad_REC      X      Q1
int_4      Type_Pub      X      Aad_REC      X      Q1

R-square increase due to three-way interaction:
      R2-chng      F(1,df2)      df2      p
int_4      ,0032      ,7233      205,0000      ,3961
```

Pour analyser cette sortie, il convient de s'intéresser en priorité à l'interaction la plus forte. Nous nous intéressons donc d'abord à la triple interaction. La p-valeur étant non significative ($p = .396 > .05$), la modération modérée n'existe pas.

```

*****

Conditional effect of X on Y at values of the moderator(s):
      Q1    Aad_REC    Effect      se      t      p      LL
CI      ULCI
10  1,0000    3,2031    -,0028    ,2425    -,0114    ,9909    -,48
    ,4754
38  1,0000    4,7700    -,3417    ,1786    -1,9132    ,0571    -,69
    ,0104
32  1,0000    6,3368    -,6806    ,2651    -2,5677    ,0109    -1,20
    -,1580
65  2,0000    3,2031    ,2532    ,3397    ,7454    ,4569    -,41
    ,9228
75  2,0000    4,7700    ,1948    ,2598    ,7497    ,4543    -,31
    ,7070
11  2,0000    6,3368    ,1364    ,4146    ,3289    ,7426    -,68
    ,9539

Values for quantitative moderators are the mean and plus/minus one SD from
mean.
Values for dichotomous moderators are the two values of the moderator.

Conditional effect of X*M interaction at values of W:
      Q1    Effect      se      t      p      LLCI      UL
CI
11  1,0000    -,2163    ,1153    -1,8757    ,0621    -,4437    ,01
00  2,0000    -,0373    ,1761    -,2116    ,8326    -,3845    ,31

```

L'effet de X sur Y reste non significatif, quel que soit le niveau ou la catégorie des modérateurs.

9.2. Médiation modérée

	Nom	Type
Variable dépendante	Sexisme bienveillant (SB) définie comme (Q3_1+Q3_3+Q3_6+Q3_8+Q3_9+Q3_12+Q3_13+Q3_17+Q3_19+Q3_20+Q3_22)/11 Sexisme hostile (SH) définie comme (Q3_2+Q3_4+Q3_5+Q3_7+Q3_10+Q3_11+Q3_14+Q3_15+Q3_16+Q3_18+Q3_21)/11	Variables quantitatives Échelles d'intervalles (Likert)
Variable indépendante	Publicité à laquelle le répondant a été exposé définie comme 0 = <i>Classicvertising</i> 1 = <i>Femvertising</i>	Variable qualitative Échelle nominale
Variable médiatrice M	Attitude envers l'annonce (Aad_REC)	Variable quantitative Échelle d'intervalle
Variable modératrice V	Genre (Q7) définie comme 1 = Féminin 2 = Masculin	Variable qualitative Échelle nominale

Afin de tester l'existence d'une médiation modérée, nous avons utilisé la macro PROCESS et réalisé l'analyse sur base du modèle 15.

9.2.1. Sexisme bienveillant

```
***** PROCESS Procedure for SPSS Release 2.16.3 *****

      Written by Andrew F. Hayes, Ph.D.      www.afhayes.com
Documentation available in Hayes (2013). www.guilford.com/p/hayes3

*****

Model = 15
  Y = SB
  X = Type_Pub
  M = Aad_REC
  V = Q7

Sample size
      213

*****
Outcome: Aad_REC

Model Summary
      R      R-sq      MSE      F      df1      df2
P
,3897    ,1519    2,0921    37,7841    1,0000    211,0000    ,00
00

Model
      coeff      se      t      p      LLCI      ULCI
constant    4,0780    ,1500    27,1891    ,0000    3,7823    4,3736
Type_Pub    1,2283    ,1998     6,1469    ,0000    ,8344    1,6222

*****
Outcome: SB

Model Summary
      R      R-sq      MSE      F      df1      df2
P
,2742    ,0752    ,7777     3,3655     5,0000    207,0000    ,00
61

Model
      coeff      se      t      p      LLCI      ULCI
constant    1,2886    ,5893     2,1867    ,0299    ,1268    2,4504
Aad_REC     ,1378    ,1278     1,0781    ,2822   -,1141    ,3897
Type_Pub    -,1657    ,3975    -,4168    ,6773   -,9493    ,6180
Q7          ,6307    ,4180     1,5089    ,1329   -,1934    1,4548
int_1       -,0540    ,0940    -,5749    ,5660   -,2393    ,1313
int_2       ,1981    ,2822     ,7021    ,4834   -,3583    ,7545

Product terms key:

int_1    Aad_REC    X    Q7
int_2    Type_Pub   X    Q7
```

```

***** DIRECT AND INDIRECT EFFECTS *****

Conditional direct effect(s) of X on Y at values of the moderator(s):
      Q7      Effect      SE      t      p      LLCI      UL
CI
  1,0000      ,0325      ,1616      ,2009      ,8410      -,2861      ,35
11
  2,0000      ,2306      ,2314      ,9967      ,3201      -,2255      ,68
68

Conditional indirect effect(s) of X on Y at values of the moderator(s):

Mediator
      Q7      Effect      Boot SE      BootLLCI      BootULCI
Aad_REC      1,0000      ,1028      ,0598      -,0001      ,2381
Aad_REC      2,0000      ,0365      ,0941      -,1453      ,2308

***** INDEX OF MODERATED MEDIATION *****

Mediator
      Index      SE(Boot)      BootLLCI      BootULCI
Aad_REC      -,0664      ,1099      -,3006      ,1367

When the moderator is dichotomous, this is a test of equality of the
conditional indirect effects in the two groups.

```

Pour établir l'existence de la médiation modérée, il faut observer le résultat de l'intervalle de confiance à 95% dans la partie « *Index de la médiation modérée* ». L'effet de médiation modérée ne s'avère pas significatif puisque l'intervalle de confiance inclut le zéro [-0.3006 ; 0.1367].

9.2.2. Sexisme hostile

```
***** PROCESS Procedure for SPSS Release 2.16.3 *****

      Written by Andrew F. Hayes, Ph.D.      www.afhayes.com
Documentation available in Hayes (2013). www.guilford.com/p/hayes3

*****
Model = 15
  Y = SH
  X = Type_Pub
  M = Aad_REC
  V = Q7

Sample size
      213

*****
Outcome: Aad_REC

Model Summary
      R      R-sq      MSE      F      df1      df2
P      ,3897      ,1519      2,0921      37,7841      1,0000      211,0000      ,00
00

Model
      coeff      se      t      p      LLCI      ULCI
constant      4,0780      ,1500      27,1891      ,0000      3,7823      4,3736
Type_Pub      1,2283      ,1998      6,1469      ,0000      ,8344      1,6222

*****
Outcome: SH

Model Summary
      R      R-sq      MSE      F      df1      df2
P      ,2635      ,0694      ,9494      3,0891      5,0000      207,0000      ,01
03

Model
      coeff      se      t      p      LLCI      ULCI
constant      ,9371      ,6511      1,4392      ,1516      -,3466      2,2208
Aad_REC      ,3431      ,1412      2,4300      ,0160      ,0647      ,6214
Type_Pub      -,8296      ,4392      -1,8890      ,0603      -1,6955      ,0362
Q7      1,0078      ,4619      2,1820      ,0302      ,0972      1,9183
int_1      -,1916      ,1039      -1,8447      ,0665      -,3963      ,0132
int_2      ,5176      ,3118      1,6599      ,0984      -,0972      1,1324

Product terms key:

int_1      Aad_REC      X      Q7
int_2      Type_Pub      X      Q7
```

```

***** DIRECT AND INDIRECT EFFECTS *****

Conditional direct effect(s) of X on Y at values of the moderator(s):
      Q7      Effect      SE      t      p      LLCI      UL
CI
  1,0000    -,3120    ,1786    -1,7474    ,0821    -,6640    ,04
00
  2,0000     ,2056    ,2557     ,8043    ,4222    -,2984    ,70
96

Conditional indirect effect(s) of X on Y at values of the moderator(s):

Mediator
      Q7      Effect    Boot SE    BootLLCI    BootULCI
Aad_REC    1,0000     ,1861     ,0814     ,0425     ,3624
Aad_REC    2,0000    -,0492     ,1030    -,2583     ,1459

***** INDEX OF MODERATED MEDIATION *****

Mediator
      Index    SE(Boot)    BootLLCI    BootULCI
Aad_REC    -,2353     ,1359    -,5164     ,0145

When the moderator is dichotomous, this is a test of equality of the
conditional indirect effects in the two groups.

```

Pour établir l'existence de la médiation modérée, il faut observer le résultat de l'intervalle de confiance à 95% dans la partie « *Index de la médiation modérée* ». L'effet de médiation modérée ne s'avère pas significatif puisque l'intervalle de confiance inclut le zéro [-0.5164 ; 0.0145].

Cependant, si nous considérons un intervalle de confiance à 90% et un seuil de significativité à 10%, les conclusions sont différentes.

***** PROCESS Procedure for SPSS Release 2.16.3 *****

Written by Andrew F. Hayes, Ph.D. www.afhayes.com
Documentation available in Hayes (2013). www.guilford.com/hayes3

Model = 15
Y = SH
X = Type_Pub
M = Aad_REC
V = Q7

Sample size
213

Outcome: Aad_REC

Model Summary

	R	R-sq	MSE	F	df1	df2	
P	,3897	,1519	2,0921	37,7841	1,0000	211,0000	,00
00							

Model

	coeff	se	t	p	LLCI	ULCI
constant	4,0780	,1500	27,1891	,0000	3,8302	4,3257
Type_Pub	1,2283	,1998	6,1469	,0000	,8982	1,5584

Outcome: SH

Model Summary

	R	R-sq	MSE	F	df1	df2	
P	,2635	,0694	,9494	3,0891	5,0000	207,0000	,01
03							

Model

	coeff	se	t	p	LLCI	ULCI
constant	,9371	,6511	1,4392	,1516	-,1387	2,0129
Aad_REC	,3431	,1412	2,4300	,0160	,1098	,5763
Type_Pub	-,8296	,4392	-1,8890	,0603	-1,5553	-,1040
Q7	1,0078	,4619	2,1820	,0302	,2447	1,7709
int_1	-,1916	,1039	-1,8447	,0665	-,3632	-,0200
int_2	,5176	,3118	1,6599	,0984	,0024	1,0329

Product terms key:

int_1	Aad_REC	X	Q7
int_2	Type_Pub	X	Q7

```

***** DIRECT AND INDIRECT EFFECTS *****

Conditional direct effect(s) of X on Y at values of the moderator(s):
      Q7      Effect      SE      t      p      LLCI      UL
CI
  1,0000    -,3120    ,1786    -1,7474    ,0821    -,6070    -,01
  70
  2,0000     ,2056    ,2557     ,8043    ,4222    -,2168     ,62
  80

Conditional indirect effect(s) of X on Y at values of the moderator(s):

Mediator
      Q7      Effect      Boot SE      BootLLCI      BootULCI
Aad_REC    1,0000     ,1861     ,0817     ,0659     ,3356
Aad_REC    2,0000    -,0492     ,0998    -,2233     ,1093

***** INDEX OF MODERATED MEDIATION *****

Mediator
      Index      SE(Boot)      BootLLCI      BootULCI
Aad_REC    -,2353     ,1330    -,4714    -,0390

When the moderator is dichotomous, this is a test of equality of the
conditional indirect effects in the two groups.

***** ANALYSIS NOTES AND WARNINGS *****

Number of bootstrap samples for bias corrected bootstrap confidence intervals:
      5000

Level of confidence for all confidence intervals in output:
      90,00

```

Pour établir l'existence de la médiation modérée, il faut observer le résultat de l'intervalle de confiance à 90% dans la partie « *index de la médiation modérée* ». L'effet de médiation modérée s'avère être significatif puisque l'intervalle de confiance exclut le zéro $[-0.4714 ; -0.0390]$.

L'hypothèse de modulation portant à nouveau sur le deuxième tronçon de la médiation ($M \rightarrow Y$), et sur l'effet direct ($X \rightarrow Y$) correspondant au Modèle 15, il convient d'identifier dans quel cas la modulation est significative. Pour ce faire, il faut observer la significativité et les intervalles de confiance des termes d'interaction. Dans l'output SPSS, il faut donc observer les résultats pour **Int_1** correspondant à $(M \times V) \rightarrow Y$ (c.-à-d., l'effet modérateur du genre sur le deuxième tronçon de la relation entre attitude envers l'annonce et sexisme hostile) ce premier terme est significatif ($coeff. = -0.1916$, $p = .0665$), avec un intervalle de confiance IC = $[-0.3632 ; -0.0200]$ excluant bien le zéro.

Sur la ligne suivante se trouvent les résultats pour **Int_2** correspondant à $(X \times V) \rightarrow Y$ (c.-à-d., l'effet modérateur du genre sur la relation entre type de publicité et sexisme hostile). Ce second terme est également significatif ($coeff. = 0.5176$, $p = .0984$), avec un intervalle de confiance IC = $[0.0024 ; 1.0329]$.

Puisque les deux intervalles de confiance excluent le zéro, le modérateur opère à la fois sur la seconde moitié de la médiation ($M \rightarrow Y$) et sur l'effet direct ($X \rightarrow Y$).

Afin d'interpréter les résultats, il convient ensuite d'observer les intervalles de confiance obtenus pour le test de l'effet indirect conditionnel de X sur Y aux deux valeurs du modérateur (dans le cas de cette étude, IC = [0.0659 ; 0.3356] pour le niveau faible du modérateur et [-0.2233 ; 0.1093] pour le niveau élevé). Ces résultats indiquent que lorsque le modérateur est à un niveau faible (ici, femme), l'effet indirect conditionnel est significatif puisque l'intervalle de confiance exclut le zéro. En revanche, lorsque le modérateur a un niveau élevé (ici, homme), l'effet indirect conditionnel n'est pas significatif puisque l'intervalle de confiance inclut le zéro.

Conclusion

Dans le cas analysé ci-dessus, l'effet indirect conditionnel est vérifié. Ainsi, le genre des répondants modère de manière significative l'effet indirect. L'effet indirect n'est significatif que dans le cas où le répondant est une femme (i.e. le genre est féminin). En ce qui concerne la localisation de l'effet modérateur, l'observation des effets d'interaction montre que le terme d'interaction « Aad × Genre » a bien un effet négatif et significatif sur le sexisme hostile (*coeff.* = -0.1916, $p < .10$). Ainsi, lorsque l'individu est une femme, la relation entre l'attitude envers l'annonce et le sexisme hostile est renforcée.

Notre modèle postulait également un effet modérateur sur le lien direct entre le type de publicité et le sexisme hostile. Or, le facteur « Type de publicité × Genre » a un impact sur le sexisme hostile. Autrement dit, le genre modère le lien entre le type de publicité et le sexisme hostile (*coeff.* = 0.5176, $p < .10$).

En résumé, lorsque l'on considère notre modèle pris de manière fractionnée (i.e., sans tenir compte d'un potentiel effet de médiation), le genre modérerait la seconde moitié du modèle et l'effet direct.

Pour le Modèle 15, l'équation de l'effet conditionnel indirect est la suivante : $a_i (b_{1i} + b_{2i} V)$. Cette équation peut être reformulée comme suit : $w = a*b_1 + a*b_2V$. Dans cette équation, V est le modérateur (variable dichotomique), $(a*b_1)$ est l'ordonnée à l'origine et $(a*b_2)$ est la pente. La pente représente ici le poids de la fonction reliant l'effet indirect au modérateur ; il s'agit de l'indice de médiation modéré (*index* dans la sortie des résultats SPSS).

Selon Hayes (2013), si les deux chiffres utilisés pour coder les groupes d'un modérateur dichotomique ont seulement un point d'écart (par exemple 1 et 2), l'indice de médiation

modérée correspond à la différence entre les deux effets indirects conditionnels. En l'occurrence, l'indice a été obtenu en calculant la différence entre l'effet indirect conditionnel pour l'homme (-0.0492) et l'effet indirect conditionnel pour la femme (0.1861). D'où l'équation suivante :

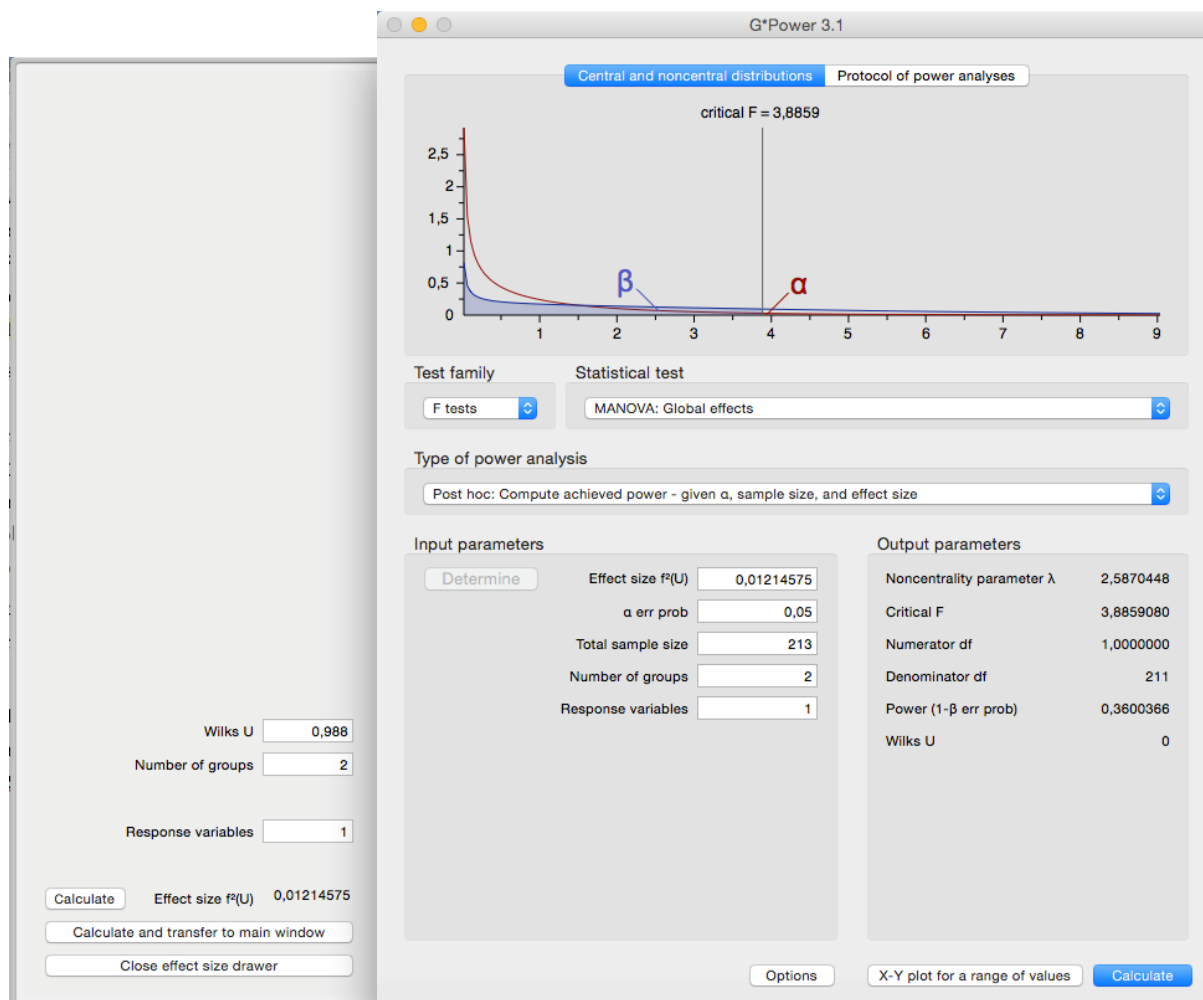
$$\begin{aligned} w &= 1.2283 * (0.3431) + (-0.0492 - 0.1861) * V \\ &= 0.4214 + (-0.2353) * V \end{aligned}$$

D'après nos résultats, l'indice de médiation modérée est négatif, ce qui signifie que l'effet indirect du type de publicité vue par le répondant (X) sur le niveau de sexisme hostile mesuré chez le répondant (Y) à travers l'attitude envers l'annonce (M) est une fonction décroissante du genre (V). Lorsque le répondant est un homme (codé 2), l'effet indirect s'affaiblit.

10. Annexe 10 : Puissance d'un test

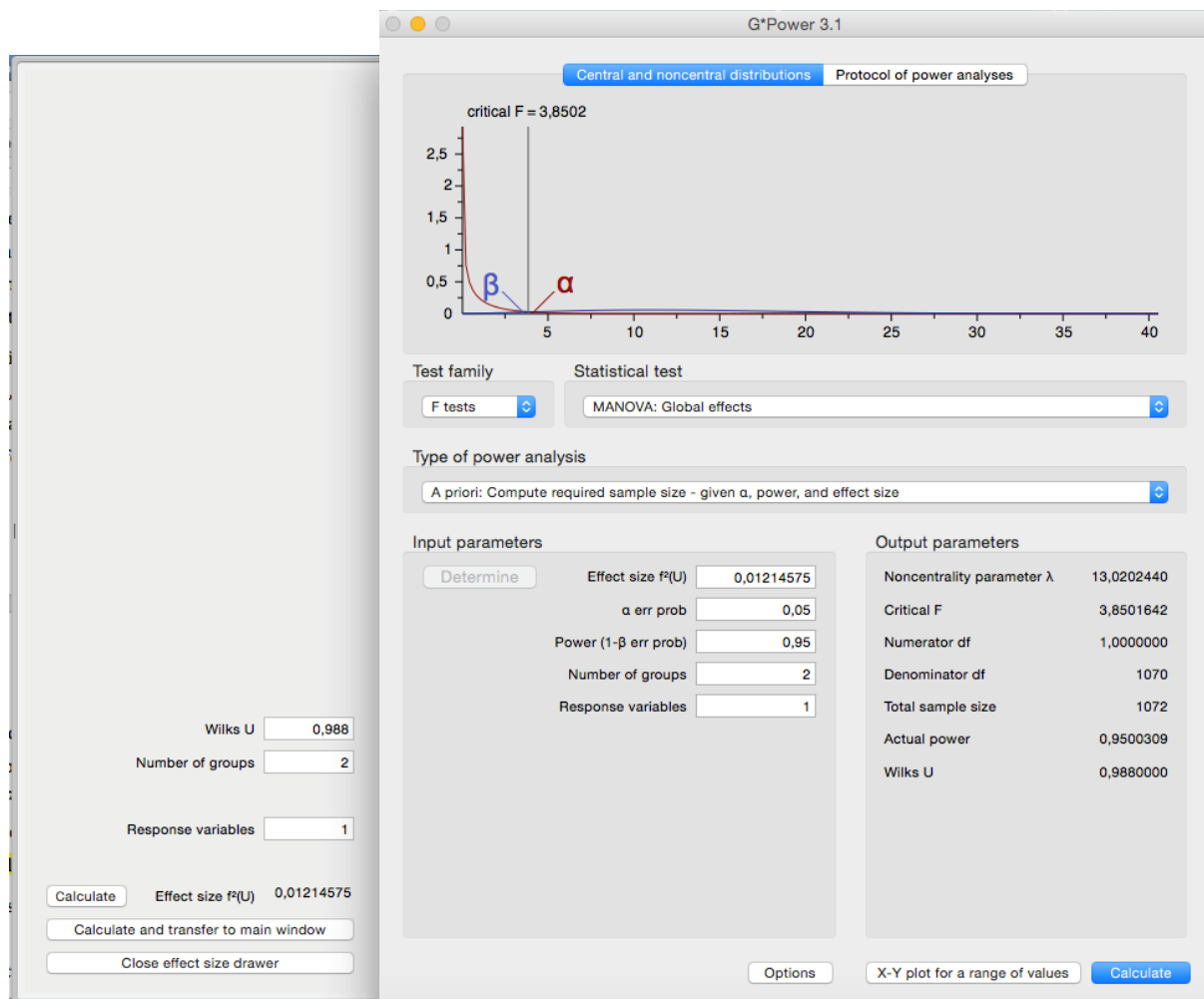
10.1. Hypothèse sur l'influence de l'amorce visuelle (MANOVA)

10.1.1. A posteriori



Les données « input » sont issues des résultats de la MANOVA effectuée pour vérifier l'hypothèse sur l'influence de l'amorce visuelle.

10.1.2. A priori

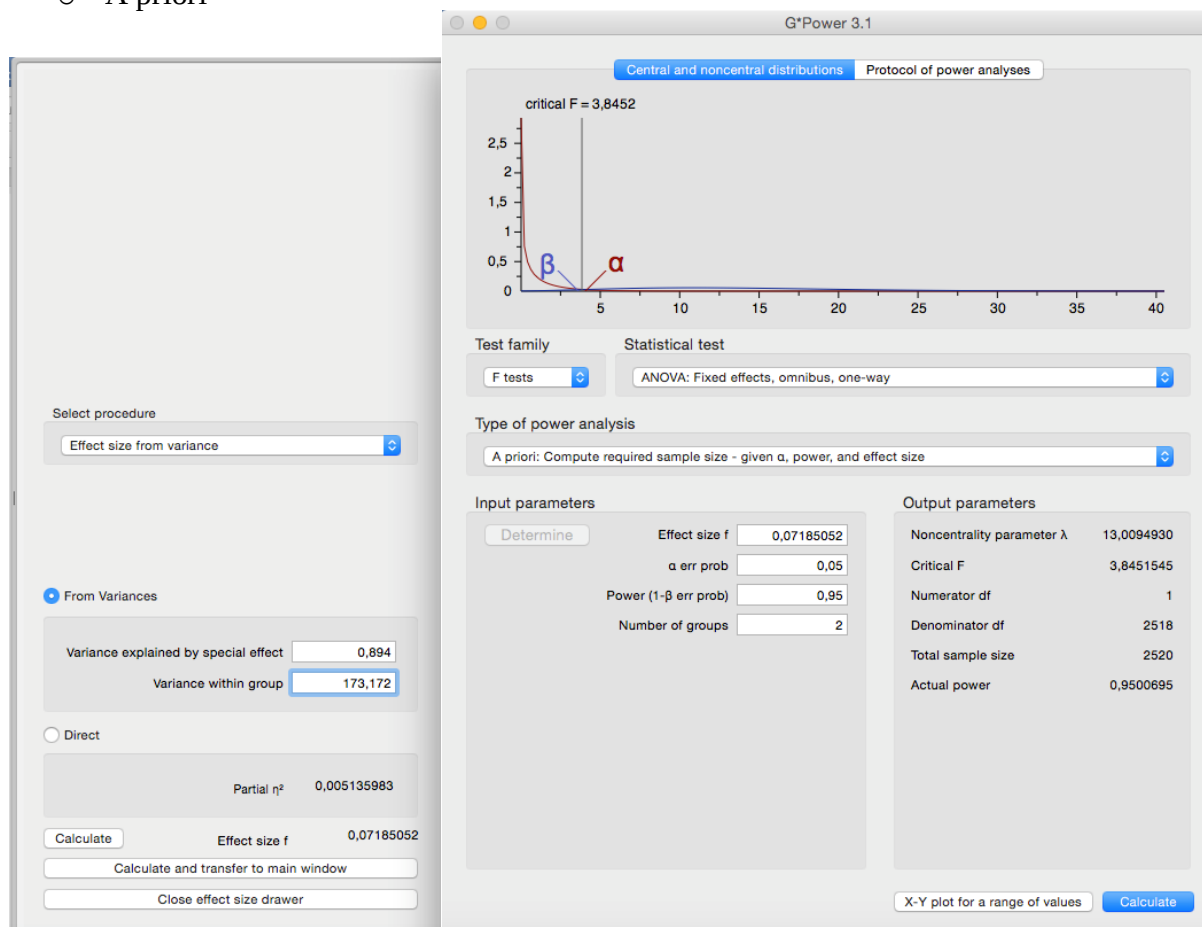


Les données « input » sont issues des résultats de la MANOVA effectuée pour vérifier l'hypothèse sur l'influence de l'amorce visuelle. Nous avons, par ailleurs, spécifié au logiciel G*Power que nous voulions une puissance de test de 95%.

10.2. Hypothèse sur l'influence de l'amorce visuelle (ANOVA)

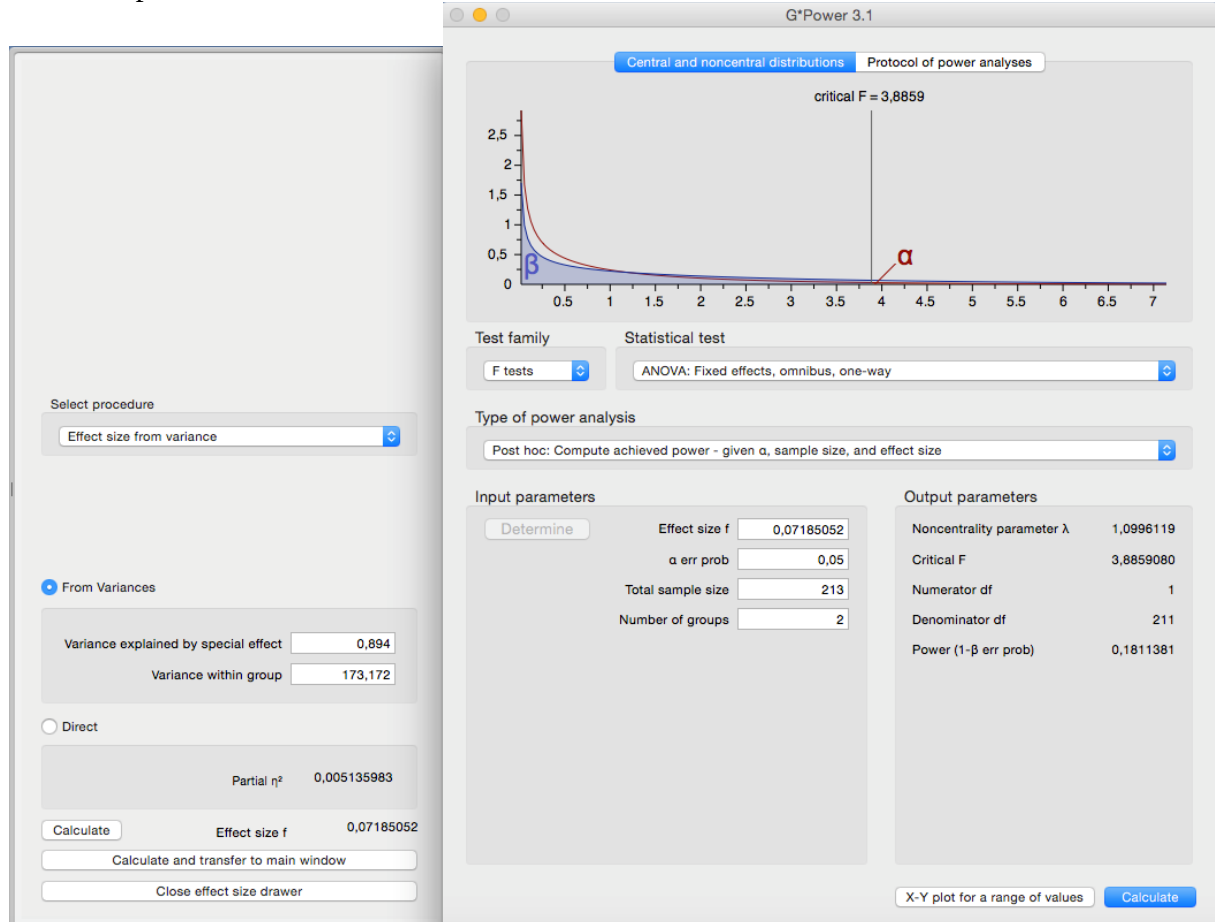
10.2.1. Sexisme bienveillant

- A priori



Les données « input » sont issues des résultats de l'ANOVA effectuée pour vérifier l'hypothèse sur l'influence de l'amorce visuelle. Nous avons, par ailleurs, spécifié au logiciel G*Power que nous voulions une puissance de test de 95%.

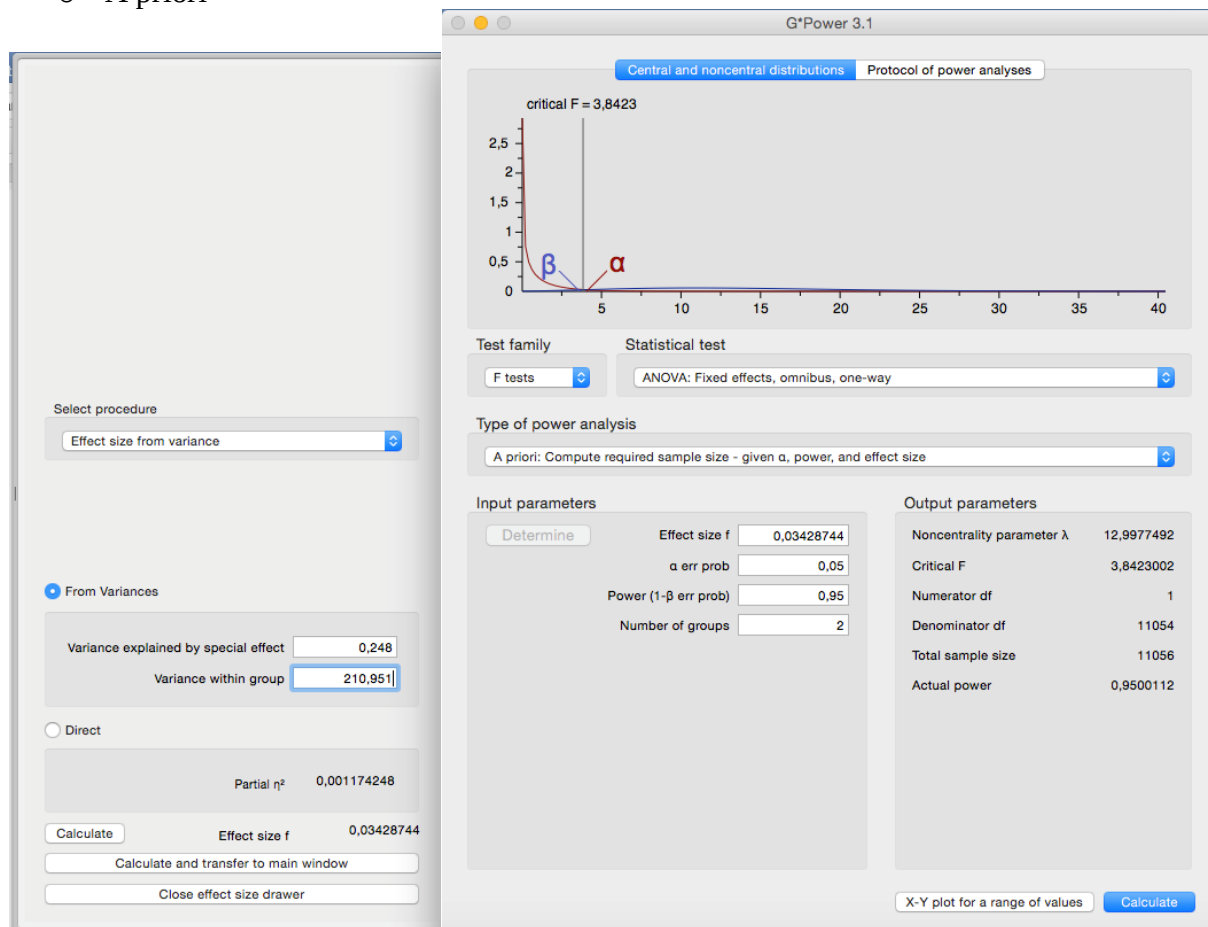
○ A posteriori



Les données « input » sont issues des résultats de l'ANOVA effectuée pour vérifier l'hypothèse sur l'influence de l'amorce visuelle.

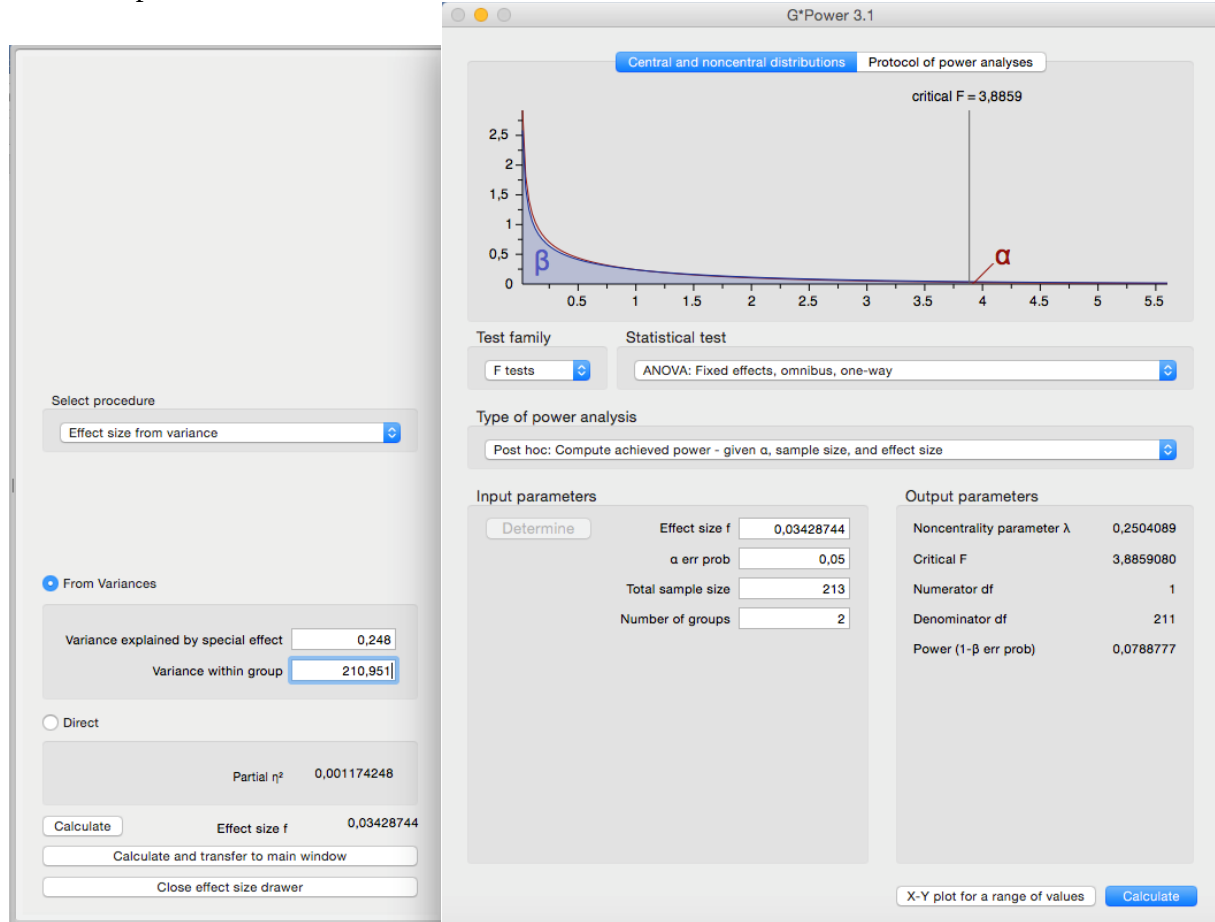
10.2.2. Sexisme hostile

- A priori



Les données « input » sont issues des résultats de l'ANOVA effectuée pour vérifier l'hypothèse sur l'influence de l'amorce visuelle. Nous avons, par ailleurs, spécifié au logiciel G*Power que nous voulions une puissance de test de 95%.

○ A posteriori



Les données « input » sont issues des résultats de l'ANOVA effectuée pour vérifier l'hypothèse sur l'influence de l'amorce visuelle.

