

RAPPORT GÉNÉRAL DE L'OHTE SUR L'ÉTAT DE L'ENSEIGNEMENT DE L'HISTOIRE EN EUROPE 2023









VOLUME 3
ANNEXE TECHNIQUE

OBSERVATOIRE
DE L'ENSEIGNEMENT
DE L'HISTOIRE EN EUROPE

COUNCIL OF EUROPE
75
1949 - 2024
CONSEIL DE L'EUROPE

Les points de vue exprimés dans cet ouvrage n'engagent que le ou les auteurs et ne reflètent pas nécessairement la ligne officielle du Conseil de l'Europe.

La reproduction d'extraits (jusqu'à 500 mots) est autorisée, sauf à des fins commerciales, tant que l'intégrité du texte est préservée, que l'extrait n'est pas utilisé hors contexte, ne donne pas d'informations incomplètes ou n'induit pas le lecteur en erreur quant à la nature, à la portée et au contenu de ce texte. Le texte source doit toujours être cité comme suit : « © Conseil de l'Europe, année de publication ». Pour toute autre demande relative à la reproduction ou à la traduction de tout ou partie de ce document, veuillez vous adresser à la Direction de la communication, Conseil de l'Europe (F-67075 Strasbourg Cedex), ou à publishing@coe.int.

Toute autre correspondance relative à ce document doit être adressée à : Observatoire de l'enseignement de l'histoire en Europe
F-67075 Strasbourg Cedex, France
Courriel : ohte@coe.int

Conception de la couverture
et mise en page : ZN, Belgique

Photos : Europeana, Le musée d'Auschwitz, Bibliothèque nationale de France, @Lefteris sur Canva, Canva pro, Adobe Stock

Éditions du Conseil de l'Europe
F-67075 Strasbourg Cedex
http://book.coe.int/fr/

ISBN: 978-92-871-9493-0
ISSN: 3007-9101
© Conseil de l'Europe, 2024
Imprimé par ZN, Belgique

RAPPORT GÉNÉRAL DE L'OHTE SUR L'ÉTAT DE L'ENSEIGNEMENT DE L'HISTOIRE EN EUROPE

2023

VOLUME 3
ANNEXE TECHNIQUE

CONSEIL DE L'EUROPE



SOMMAIRE

ÉLÉMENT 1 – INSTRUMENTS DE RECHERCHE **5**

Enquête auprès des autorités éducatives (EAS) 5

Enquête auprès des enseignants et des formateurs (TES) 5

Formulaire « Vue d'ensemble des cours d'histoire » 5

ÉLÉMENT 2 – ANALYSE DE LA FIABILITÉ ET DE LA VALIDITÉ DU TES **7**

Analyse des données 7

Résultats 8

RÉFÉRENCES **63**

ÉLÉMENT 3 – TABLEAUX AVEC LES VALEURS MOYENNES DES RÉPONSES AUX QUESTIONS SÉLECTIONNÉES DANS LE TES **65**

ÉLÉMENT 1

INSTRUMENTS DE RECHERCHE

Élément 1

Instruments de recherche

ENQUÊTE AUPRÈS DES AUTORITÉS ÉDUCATIVES (EAS)

https://rm.coe.int/2023-07-appendix-education-authorities-ohte-regular-report-questionnai/native/1680abf18a

ENQUÊTE AUPRÈS DES ENSEIGNANTS ET DES FORMATEURS (TES)

https://rm.coe.int/2023-07-appendix-teachers-and-educators-ohte-regular-report-questionna/native/1680abf18c

FORMULAIRE « VUE D'ENSEMBLE DES COURS D'HISTOIRE »

https://rm.coe.int/2023-07-appendix-education-authorities-ohte-regular-report-overview-of/native/1680abf18b

Tableau 1.1 – Liste des groupes de discussion avec les enseignants (EFG)

	Groupes de discussion avec les enseignants	Date	Lieu	Nombre de participants
1re série	Groupe de discussion 1	2 décembre 2022	Strasbourg	9
	Groupe de discussion 2	25 janvier 2023	En ligne	4
	Groupe de discussion 3	26 janvier 2023	En ligne	4
	Groupe de discussion 4	1er février 2023	En ligne	3
	Groupe de discussion 5	2 février 2023	En ligne	6
2e série	Groupe de discussion 6	8 mars 2023	Bruxelles	5
	Groupe de discussion 7	8 mars 2023	Bruxelles	4
	Groupe de discussion 8	9 mars 2023	Bruxelles	5
3e série	Groupe de discussion 9	20 avril 2023	Vilnius	2
	Groupe de discussion 10	22 avril 2023	Vilnius	2
	Groupe de discussion 11	22 avril 2023	Vilnius	5

ÉLÉMENT 2

ANALYSE DE LA FIABILITÉ ET DE LA VALIDITÉ DU TES

Élément 2

Analyse de la fiabilité et de la validité du TES

ANALYSE DES DONNÉES

La stratégie d'analyse comportait trois volets. Le premier a consisté à nettoyer la base de données et à organiser les données en vue de leur analyse. Pour commencer, les participants qui n'avaient pas rempli au moins un des blocs en plus des données d'identification ont été éliminés, dans la mesure où ils n'apportaient pas d'informations présentant un intérêt pour l'étude. Ensuite, les réponses à certaines questions catégoriques (concernant le genre, par exemple) qui avaient été laissées ouvertes, ce qui avait donné lieu à de multiples catégories (par exemple féminin, femme, femmes, etc. ; grec, Grec, Espagnol, espagnol, etc.), ont été normalisées. De plus, des erreurs typographiques ont été corrigées par exemple, dans la question TII.5 « A votre avis, avec quel degré d'efficacité le programme d'histoire de votre pays traite-t-il la diversité ? », qui appelait une réponse sur une échelle de 1 a 10, nous rencontrons des valeurs hors fourchette [par exemple « 0 »] car, au lieu d'utiliser une échelle de réponse, la question a été posée comme si elle appelait une réponse ouverte). Il convient d'éviter ce type d'erreur en fournissant une échelle de réponse aux participants. Enfin, les noms des variables ont été attribués aux en-têtes de la base de données.

Le deuxième volet était consacré à une analyse descriptive des réponses à chacun des blocs du questionnaire. Les mesures de tendance centrale et de dispersion ont été analysées.

Le troisième et dernier volet a permis d'analyser les indices de fiabilité (coefficient alpha de Cronbach et coefficient oméga de McDonald), les valeurs atypiques multivariées au moyen des distances D2 de Mahalanobis et les erreurs de Guttman. Pour ce faire, on a utilisé l'analyse de scalabilité de Mokken pour apprécier si le score des différents items de chacune des sous-échelles correspondait à la même variable latente. L'échelle de Mokken est un modèle de réponse à l'item non paramétrique qui sert généralement à évaluer les échelles de mesure en psychologie (Molenaar et Sjitsma, 1984). La scalabilité des items est évaluée au moyen du coefficient d'homogénéité (H) de Loevinger. Les coefficients d'homogénéité (H) obtenus permettent d'évaluer l'unidimensionnalité des sous-échelles. On a pris en compte les valeurs seuils utilisées dans des études antérieures (Molenaar et Sjitsma, 1984 ; Stochl, Jones et Croudace, 2012). Toutes les valeurs de H doivent être supérieures à 0,3 dans une échelle unidimensionnelle. Les valeurs comprises entre 0,3 et 0,4 indiquent une précision faible, la précision est moyenne dans le cas des valeurs comprises entre 0,4 et 0,5, tandis qu'elle est élevée pour les valeurs supérieures à 0,5 (Stochl, Jones et Croudace, 2012). On a ensuite utilisé la procédure de sélection automatique des items (AISP) pour diviser l'ensemble d'items en échelles unidimensionnelles (Ark, 2007). De plus, les cas dans lesquels les répondants avaient sélectionné des options de réponse incohérentes par rapport au schéma général attendu (erreurs de Guttman) ont été analysés. Il s'agit fondamentalement de comparer le nombre d'erreurs observées et le nombre d'erreurs attendues selon le modèle d'indépendance marginal (Loevinger, 1948 ; Mokken, 1971). Pour analyser les données, on a utilisé le programme R version 4.0.4 (15-02-2021).

RÉSULTATS

On trouvera ci-après les résultats concernant :

a l'analyse descriptive ;

b l'analyse de fiabilité ;

c l'analyse de scalabilité de Mokken (MSA) – coefficients d'homogénéité et procédure de sélection automatique des items ;

d les valeurs atypiques multivariées ;

e les preuves de la validité de construit, ce pour chacune des échelles figurant dans le questionnaire.

BLOC 2 – Programmes d'histoire

a Analyse descriptive

Le **tableau 2.1** montre les résultats des réponses aux items 49 (« Dans quelle mesure la structure et les exigences du programme sont-elles rigides, et de quelle marge de manœuvre disposez-vous pour organiser votre enseignement ? »), 50 (« Dans quelle mesure le contenu des programmes que vous devez couvrir est-il gérable ? ») et 55 (« À votre avis, avec quel degré d'efficacité le programme d'histoire de votre pays traite-t-il la diversité ? »).

Tableau 2.1 – Descriptifs bloc 2

Item	Variable	1	2	3	4	5	% 1 à 2	% 4 à 5	Manquants
Flexibilité	i49	356	953	2 019	1 360	787	16,65	27,3	2 392
Densité	i50	459	1 173	1 504	1 345	929	20,75	28,9	2 457
Diversité	i55	252	985	1 766	1 289	798	15,73	26,54	2 777

Item	n	Moyenne	Sd	Médiane	Min.	Max.	Fourchette	Coefficient d'asymétrie	Kurtosis	ES
i49	5 475	3,23	1,10	3	1	5	4	- 0,11	- 0,58	0,01
i50	5 410	3,21	1,20	3	1	5	4	- 0,10	- 0,93	0,02
i55	5 090	3,27	1,09	3	1	5	4	- 0,07	- 0,70	0,02

b Fiabilité

En ce qui concerne la fiabilité des trois items, on a obtenu des valeurs supérieures à 0,7 au moyen tant de l'alpha ordinal de Cronbach ($\alpha = 0,75$) que de l'oméga de McDonald ($\omega = 0,75$) (McDonald, 2013 ; Revelle et Zinbarg, 2009). Les valeurs supérieures à 0,7 indiquent une bonne fiabilité (Kline, 1999).

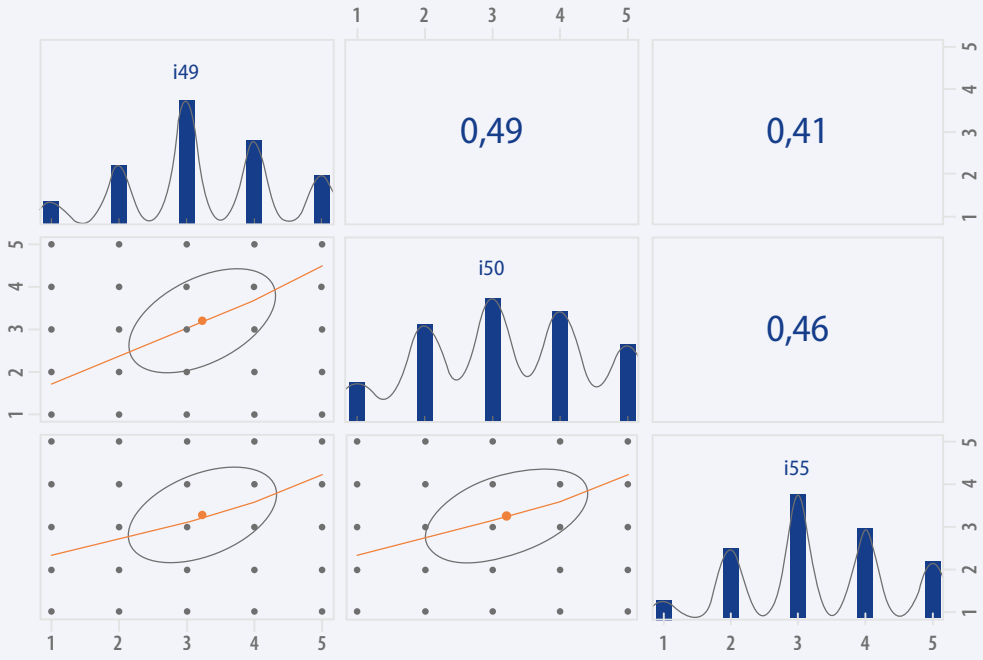
Le **tableau 2.2** montre les résultats de l'analyse de fiabilité et les corrélations item-score total de l'échelle. On peut constater que toutes les corrélations item-score total ont été supérieures à 0,3 et que l'élimination de l'un quelconque des items n'améliore pas sensiblement la fiabilité du bloc.

Tableau 2.2 – Analyse de fiabilité – Bloc 2

	Alpha si un item est éliminé	Corrélation item-score total
i49	0,67	0,57
i50	0,62	0,61
i55	0,70	0,54

La **figure 2.1** montre les distributions des trois variables qui composent le bloc et les corrélations entre ces variables.

Figure 2.1 – Distributions de fréquences et corrélations entre les variables du bloc 2 (TII)



c Analyse de scalabilité de Mokken

Pour ce qui est de l'homogénéité des items, on examine les coefficients d'homogénéité (H) pour l'ensemble d'items (pour chaque item, pour une paire d'items et pour l'échelle générale). Le coefficient de scalabilité général obtenu pour les trois items a été H = 0,469 (ES = 0,01). La scalabilité des paires d'items s'est établie à Hij = 0,513 (ES = 0,013) pour la paire d'items 49-50, Hij = 0,418 (ES = 0,014) pour la paire 49-55 et Hij = 0,474 (ES = 0,013) pour la paire 50-55. Aussi n'a-t-on pas mis en évidence d'indices de multidimensionnalité et les items sont scalables jusqu'à H ≥ 0,30, ce qui indique une précision moyenne (Stochl, Jones et Croudace, 2012).

On a ensuite appliqué la procédure de sélection automatique des items (AISP) pour des niveaux-seuils croissants d'homogénéité,

pour examiner la dimensionnalité. Si tous les items apparaissent comme relevant de la dimension numéro 1, c'est que l'échelle est unidimensionnelle dans ce seuil d'homogénéité (indiqué dans les en-têtes des colonnes, de 0,1 à 0,5). Le **tableau 2.3** montre les résultats de la procédure de sélection automatique des items. On constate que l'ensemble des trois items peut être considéré comme unidimensionnel et présente un seuil d'homogénéité H ≥ 0,3.

Table 2.3 – MSA – AISP pour des seuils (t) croissants de H - bloc 2

Item	*t* = 0,10	*t* = 0,15	*t* = 0,20	*t* = 0,30	*t* = 0,35	*t* = 0,40	*t* = 0,45	*t* = 0,50
i49	1	1	1	1	1	1	1	1
i50	1	1	1	1	1	1	1	1
i55	1	1	1	1	1	1	0	0

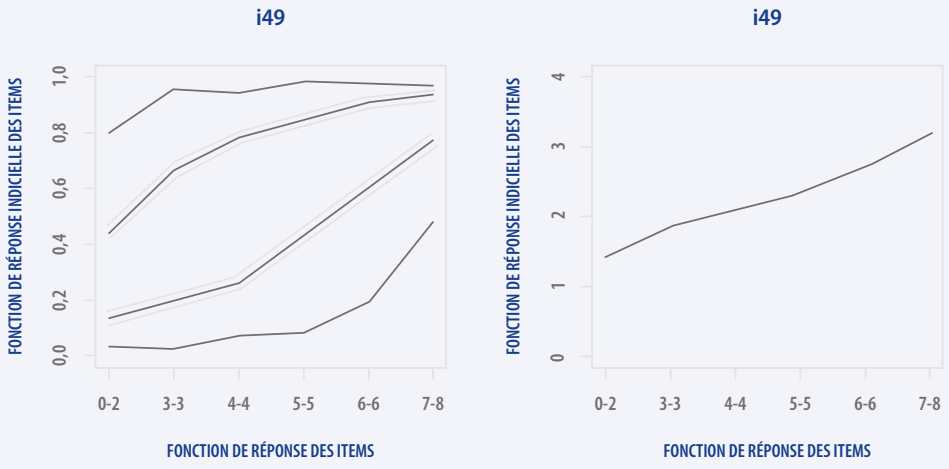
En ce qui concerne l'hypothèse de monotonicité, le **tableau 2.4** montre les résultats de l'analyse, qui indiquent qu'il n'y a de violations significatives (#zsig) ou non significatives (#vi) de monotonicité pour aucun des items du bloc 2. En d'autres termes, tous les items paraissent faire correctement la distinction entre les répondants présentant des niveaux élevés dans le construit et ceux qui présentent des niveaux plus faibles.

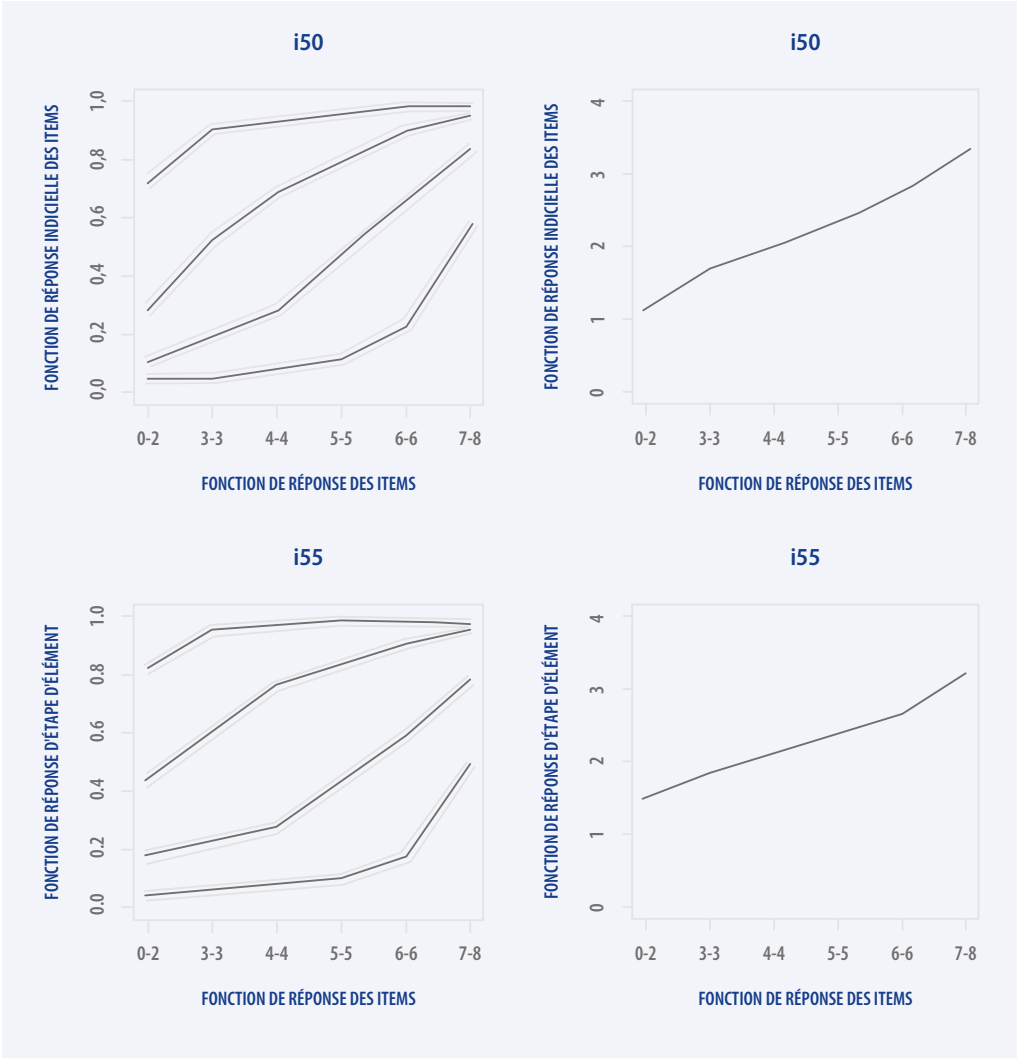
Table 2.4 – MSA – Monotonicité - bloc 2

Item	H	#ac	#vi	#vi/#ac	maxvi	sum	sum/#ac	zmax	#zsig	crit
i49	0,47	60	0	0	0	0	0	0	0	0
i50	0,49	60	0	0	0	0	0	0	0	0
i55	0,45	60	0	0	0	0	0	0	0	0

La **figure 2.2** montre les fonctions de réponse aux items (ISRF) à croissance monotonique.

Figure 2.2 – Fonction de réponse aux items (ISRF) – Bloc 2





d Valeurs atypiques multivariées

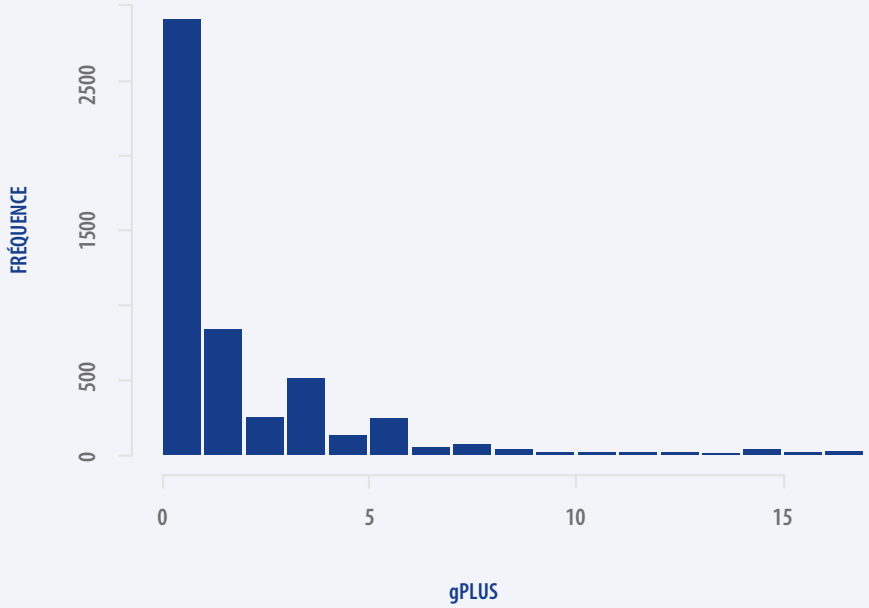
Ensuite, on a analysé les valeurs atypiques multivariées au moyen des distances D^2 de Mahalanobis. La **figure 2.3** montre les résultats de cette analyse. Comme on peut le voir, les distances D^2 apparaissent sur l'axe des ordonnées et les quantiles du khi carré sur l'axe des abscisses. Cinq des valeurs des distances D^2 ont été significatives au niveau de confiance $\alpha = 0{,}001$ (Hair *et al.*, 2019) : ce sont les cas 552, 3195, 3568, 6980 et 7040. La valeur maximale de D^2 a été 18,06.

Figure 2.3 – Diagramme quantile-quantile de Mahalanobis D^2 en fonction des quantiles du χ^2 – Bloc 2



Par la suite, on a calculé le nombre d'erreurs de Guttman pour chacune des observations afin d'identifier des schémas de réponses atypiques. La moyenne des erreurs a été 1,96 (SD = 2,81) ; en application du critère proposé par Zijlstra *et al.* (2007) et par Hubert et Vandervieren (2008) pour les distributions asymétriques, la valeur critique a été 5, de sorte que l'on a identifié 479 cas de schémas de réponse atypiques. La **figure 2.4** montre la distribution des erreurs de Guttman.

Figure 2.4 – Distribution des erreurs de Guttman – Bloc 2

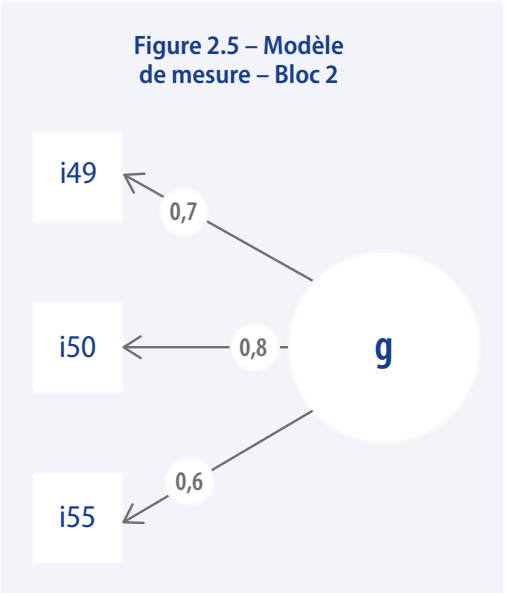


e Preuves de la validité de construit

Pour vérifier si les données se prêtaient à une analyse factorielle, on a utilisé le test Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) (Kaiser, 1970) et le test de sphéricité de Bartlett. L'indice KMO mesure l'adéquation des données aux fins de l'analyse factorielle, c'est-à-dire qu'il indique si les données permettent d'effectuer une analyse factorielle de la relation entre les corrélations entre les items et les corrélations partielles. En d'autres termes, ce test sert à répondre à la question de savoir si les données sont adéquates pour l'analyse factorielle. Selon Kaiser et Rice (1974), les valeurs du KMO inférieures à 0,5 seraient inacceptables pour l'analyse factorielle, les valeurs supérieures à 0,6 seraient considérées comme médiocres, celles supérieures à 0,7 seraient acceptables, celles supérieures à 0,8 satisfaisantes et celles supérieures à 0,9 excellentes. Le résultat du test KMO indique que les données sont appropriées pour l'analyse factorielle (KMO = 0,69). En plus de la mesure KMO pour le test complet, il est possible de vérifier les mesures d'adéquation d'échantillonnage pour chacun des indicateurs qui composent le test au moyen de mesures individuelles d'adéquation d'échantillonnage (*measure of sampling adequacy* – MSA) (Kaiser, 1970 ; Kaiser et Rice, 1974 ; Lorenzo-Seva et Ferrando, 2021). De nouveau, les valeurs de mesures individuelles d'adéquation d'échantillonnage proches de 1 indiqueront que chacun des items (considérés individuellement ici) se prête à l'analyse factorielle, tandis que les items présentant des valeurs de mesures individuelles d'adéquation d'échantillonnage inférieures à 0,5 devraient en être exclus (Lorenzo-Seva et Ferrando, 2021). Les trois items du questionnaire ont obtenu des valeurs de mesures individuelles d'adéquation d'échantillonnage supérieures à 0,6 (i49 = 0,69, i50 = 0,66, i55 = 0,72). À la lumière de ces résultats, il semble indiqué d'inclure un item de plus dans le questionnaire sur le programme. La **figure 2.5** montre la structure interne.

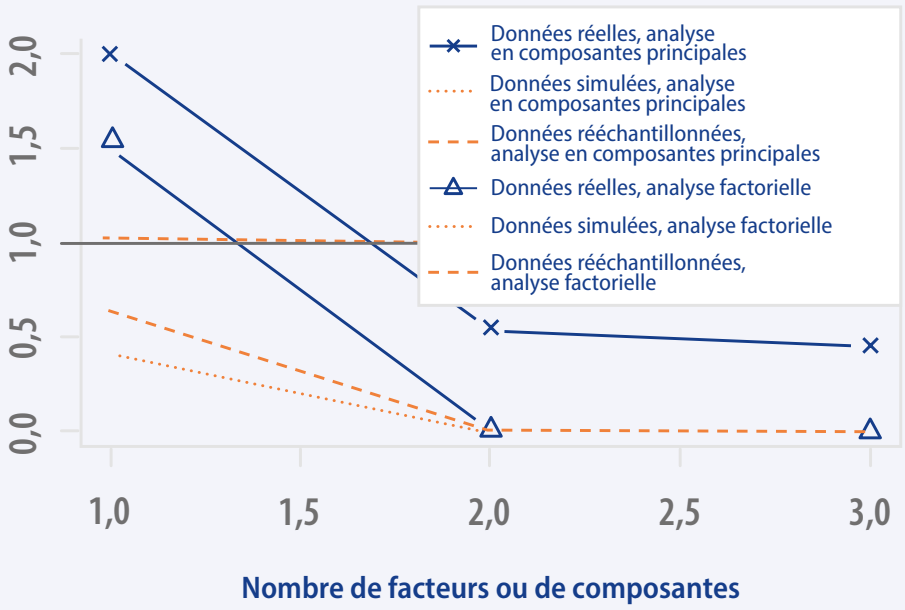
De son côté, le test de sphéricité de Bartlett vérifie l'hypothèse nulle selon laquelle la matrice de corrélation serait une matrice identité (une matrice identité est une matrice dans laquelle les éléments hors de la diagonale sont tous nuls, de sorte qu'il n'y aurait pas de corrélation entre les variables). Le test devrait donner un résultat significatif ($p < 0,01$). Dans ce cas, les résultats obtenus ont de nouveau indiqué que les données sont adéquates pour faire l'objet d'une analyse factorielle (test de sphéricité de Bartlett, $\chi^2 (3) = 68,1$; $p < 0,001$).

Figure 2.5 – Modèle de mesure – Bloc 2



La **figure 2.6** présente le graphique de sédimentation avec le résultat de l'analyse factorielle exploratoire, qui porte à croire à la présence d'un facteur. Le choix d'un facteur est appuyé par 10 méthodes sur 18 (55,56 %) (coordonnées optimales, facteur d'accélération, analyse parallèle, critère de Kaiser, Scree (SE), EGA (glasso), EGA (TMFG), VSS complexité 1, MAP de Velicer, TLI).

Figure 2.6 – Graphique de sédimentation – Bloc 2



BLOC 3 – Manuels d'histoire et ressources éducatives

Bloc 3.1 : utilisation des ressources éducatives

a Analyse descriptive

Le **tableau 2.5** montre les résultats de l'analyse descriptive des 17 items relatifs à la fréquence d'utilisation des différentes ressources éducatives (bloc 3.1 – items 56.1 à 56.17).

Tableau 2.5 – Fréquence d'utilisation des différentes ressources (bloc 3.1 – items 56.1 à 56.17)

Item	Étiquette	1	2	3	4	5	% 1 à 2	% 4 à 5	Manquants
Applications pour smartphones et tablettes à contenu historique	i56.1	1 164	1 067	1 405	978	359	44,86	26,89	2 894
Artefacts (peinture, architecture, sculpture, art contemporain, etc.)	i56.2	406	1 245	1 644	1249	429	33,2	33,74	2 894

Item	Étiquette	1	2	3	4	5	% 1 à 2	% 4 à 5	Manquants
Films de fiction et documentaires sur des thèmes historiques	i56.3	329	1 001	1 669	1 613	361	26,74	39,69	2 894
Bibliographie historiographique	i56.4	478	1 263	1 656	1 151	425	35,01	31,69	2 894
Littérature (par exemple romans historiques, BD)	i56.5	795	1 561	1 540	863	214	47,38	21,66	2 894
Traditions et festivals locaux et régionaux liés à des événements historiques	i56.6	1 122	1 623	1 325	723	180	55,2	18,16	2 894
Patrimoine culturel local (costumes, traditions culinaires, célébrations, etc.)	i56.7	284	1 192	1 634	1 417	446	29,68	37,46	2 894
Musées et autres lieux ayant pour vocation de faire comprendre le sens du patrimoine	i56.8	378	1 353	1 655	1 241	346	34,81	31,91	2 894
Manuels d'histoire	i56.9	98	258	496	897	3 224	7,16	82,87	2 894
Sources orales (entretiens avec des grands-parents, des proches, des voisins, etc.)	i56.10	692	1 478	1 518	904	381	43,64	25,84	2 894
Sources documentaires primaires	i56.11	312	973	1 502	1 383	803	25,84	43,96	2 894
Presse écrite ou numérique (journaux et revues)	i56.12	256	997	1 639	1 495	586	25,2	41,85	2 894
Articles dans des magazines grand public sur des sujets historiques	i56.13	816	1 511	1 578	867	201	46,79	21,48	2 894
Moteurs de recherche et sites web à contenu historique qui ne sont pas nécessairement validés par les autorités éducatives	i56.14	549	943	1 412	1 476	593	30	41,6	2 894
Notes de l'enseignant	i56.15	274	606	1 073	1 423	1 597	17,7	60,73	2 894
Jeux vidéo	i56.16	2 420	1 290	792	368	103	74,6	9,47	2 894
Sites web et bases de données à contenu historique validés par les autorités éducatives	i56.17	217	781	1 448	1 736	791	20,07	50,81	2 894

Item	Vars	n	Moyenne	σ	Médiane	Min.	Max.	Fourchette	Coefficient d'asymétrie	Kurtosis	ES
Applications pour smartphones et tablettes à contenu historique	i56.1	4 973	2,66	1,23	3	1	5	4	0,15	- 1	0,02
Artefacts (par exemple peintures, édifices, sculptures, art contemporain)	i56.2	4 973	3,01	1,08	3	1	5	4	0	- 0,68	0,02
Films de fiction et documentaires sur des thèmes historiques	i56.3	4 973	3,14	1,03	3	1	5	4	- 0,24	- 0,55	0,01
Bibliographie historiographique	i56.4	4 973	2,96	1,1	3	1	5	4	0,04	- 0,69	0,02
Littérature (par exemple romans historiques, BD)	i56.5	4 973	2,63	1,08	3	1	5	4	0,22	- 0,65	0,02
Traditions et festivals locaux et régionaux liés à des événements historiques	i56.6	4 973	2,44	1,1	2	1	5	4	0,38	- 0,65	0,02
Patrimoine culturel local (costumes, traditions alimentaires, célébrations, etc.)	i56.7	4 973	3,11	1,05	3	1	5	4	- 0,05	- 0,67	0,01
Musées et autres lieux ayant pour vocation de faire comprendre le sens du patrimoine	i56.8	4 973	2,96	1,05	3	1	5	4	0,04	- 0,66	0,01
Manuels d'histoire	i56.9	4 973	4,39	0,99	5	1	5	4	- 1,63	1,89	0,01
Sources orales (entretiens avec des grands-parents, des proches, des voisins, etc.)	i56.10	4 973	2,76	1,13	3	1	5	4	0,22	- 0,7	0,02
Sources documentaires primaires	i56.11	4 973	3,28	1,14	3	1	5	4	- 0,16	- 0,78	0,02

Item	Vars	n	Moyenne	σ	Médiane	Min.	Max.	Fourchette	Coefficient d'asymétrie	Kurtosis	ES
Presse écrite ou numérique (journaux et revues)	i56.12	4 973	3,23	1,06	3	1	5	4	- 0.14	- 0,63	0,02
Articles dans des magazines grand public sur des sujets historiques	i56.13	4 973	2,62	1,07	3	1	5	4	0.19	- 0,67	0,02
Moteurs de recherche et sites web à contenu historique qui ne sont pas nécessairement validés par les autorités éducatives	i56.14	4 973	3,12	1,18	3	1	5	4	- 0.21	- 0,82	0,02
Notes de l'enseignant	i56.15	4 973	3,7	1,2	4	1	5	4	- 0.6	- 0,6	0,02
Jeux vidéo	i56.16	4 973	1,88	1,06	2	1	5	4	1.03	0,21	0,01
Sites web et bases de données à contenu historique validés par les autorités éducatives	i56.17	4 973	3,42	1,07	4	1	5	4	- 0,33	- 0,55	0,02

b Fiabilité

En ce qui concerne la fiabilité de cet ensemble de 17 items, on a obtenu des valeurs supérieures à 0,8 au moyen tant de l'alpha ordinal de Cronbach ($\alpha = 0,88$) que de l'oméga de McDonald ($\omega = 0,9$) (McDonald, 2013 ; Revelle et Zinbarg, 2009). Les valeurs supérieures à 0,8 sont considérées comme bonnes (Kline, 1999). Le **tableau 2.6** présente les résultats de l'analyse de fiabilité et les corrélations item-score total de l'échelle.

Comme on le voit, toutes les corrélations item-score total ont été supérieures à 0,3, sauf dans le cas de l'item 56.9 (« Manuels »).

Tableau 2.6 – Analyse de fiabilité – Bloc 3.1

Item	Alpha si un item est éliminé	Corrélation item-score total
i56.1	0,85	0,43
i56.2	0,85	0,48
i56.3	0,85	0,49
i56.4	0,85	0,6
i56.5	0,84	0,62
i56.6	0,85	0,62
i56.7	0,85	0,65
i56.8	0,86	0,57
i56.9	0,86	0,19
i56.10	0,85	0,56
i56.11	0,85	0,50
i56.12	0,85	0,61
i56.13	0,85	0,66
i56.14	0,85	0,39
i56.15	0,85	0,34
i56.16	0,87	0,47
i56.17	0,85	0,53

c Analyse de scalabilité de Mokken

Pour ce qui est de l'homogénéité des items, le coefficient de scalabilité général obtenu pour les 17 items a été H = 0,297 (SE = 0,005). Le **tableau 2.7** montre les valeurs de scalabilité H de tous les items.

Tableau 2.7 – Coefficients d'homogénéité – Bloc 3.1

Item	H	SE
i56.1	0,249	(0,009)
i56.2	0,278	(0,008)
i56.3	0,284	(0,008)
i56.4	0,341	(0,008)
i56.5	0,358	(0,008)
i56.6	0,360	(0,008)
i56.7	0,366	(0,007)
i56.8	0,326	(0,008)
i56.9	0,118	(0,011)
i56.10	0,321	(0,008)
i56.11	0,288	(0,008)

Item	H	ES
i56.12	0,348	(0,007)
i56.13	0,378	(0,007)
i56.14	0,224	(0,009)
i56.15	0,196	(0,009)
i56.16	0,289	(0,010)
i56.17	0,307	(0,008)

Ces valeurs indiquent de nouveau la possibilité d'une multidimensionnalité de l'échelle. On a ensuite appliqué la procédure de sélection automatique des items (AISP) pour des niveaux-seuils croissants d'homogénéité, pour examiner la dimensionnalité. Comme indiqué plus haut, si tous les items apparaissent comme relevant de la dimension numéro 1, c'est que l'échelle est unidimensionnelle dans ce seuil d'homogénéité (indiqué dans les en-têtes des colonnes, de 0,1 à 0,5). Le **tableau 2.8** montre les résultats de la procédure de sélection automatique des items. On identifie deux dimensions dans l'ensemble d'items présentant un seuil d'homogénéité $H \geq 0,3$. Les items i56.1, i56.9, i56.14 et i56.15 relèveraient de la dimension 2 et les autres de la dimension 1. Ces résultats confirment la présence d'une structure multidimensionnelle dans l'échelle, présence à vérifier au moyen de l'analyse factorielle exploratoire.

Tableau 2.8 – MSA-AISP pour des seuils *(t)* croissants de H – Bloc 3.1

Item	*t* = 0,10	*t* = 0,15	*t* = 0,20	*t* = 0,30	*t* = 0,35	*t* = 0,40	*t* = 0,45	*t* = 0,50
i56.1	1	1	1	0	0	0	0	0
i56.2	1	1	1	1	2	0	0	0
i56.3	1	1	1	1	2	0	0	0
i56.4	1	1	1	1	1	2	0	0
i56.5	1	1	1	1	1	1	0	0
i56.6	1	1	1	1	1	1	1	1
i56.7	1	1	1	1	1	1	1	1
i56.8	1	1	1	1	1	1	1	1
i56.9	0	0	2	0	0	0	0	0
i56.10	1	1	1	1	1	1	0	0
i56.11	1	1	1	1	1	2	0	0
i56.12	1	1	1	1	1	1	2	2
i56.13	1	1	1	1	1	1	2	2
i56.14	1	1	1	0	0	0	0	0
i56.15	1	1	2	0	0	0	0	0
i56.16	1	1	1	1	0	0	0	0
i56.17	1	1	1	1	0	0	0	0

En ce qui concerne l'hypothèse de monotonicité, le **tableau 2.9** montre les résultats de l'analyse, compte tenu des trois dimensions évoquées plus haut. Le **tableau 2.9** présente en outre les indices d'homogénéité de chacun des items dans leurs dimensions et les indices d'homogénéité de chacune des dimensions. On n'observe de violations significatives (#zsig) de l'hypothèse de monotonicité pour aucun des items du bloc 3 dans la dimension 1. En d'autres termes, tous les items de cette dimension semblent bien faire la distinction entre les répondants présentant des niveaux élevés dans le construit et ceux qui présentent des niveaux plus faibles. Toutefois, ces violations sont bel et bien constatées dans la dimension 2.

Tableau 2.9 – MSA – Monotonicité – Bloc 3.1

Dimension 1 (H = 0,37, SE = 0,007)

Item	H	#ac	#vi	#vi/#ac	maxvi	sum	sum/#ac	zmax	#zsig	crit
i56.2	0,32	112	0	0	0	0	0	0	0	0
i56.3	0,32	112	0	0	0	0	0	0	0	0
i56.4	0,38	112	0	0	0	0	0	0	0	0
i56.5	0,4	112	0	0	0	0	0	0	0	0
i56.6	0,41	112	0	0	0	0	0	0	0	0
i56.7	0,42	112	0	0	0	0	0	0	0	0
i56.8	0,38	112	0	0	0	0	0	0	0	0
i56.10	0,36	112	0	0	0	0	0	0	0	0
i56.11	0,33	112	0	0	0	0	0	0	0	0
i56.12	0,38	112	0	0	0	0	0	0	0	0
i56.13	0,42	106	0	0	0	0	0	0	0	0
i56.16	0,31	112	0	0	0	0	0	0	0	0
i56.17	0,31	112	0	0	0	0	0	0	0	0

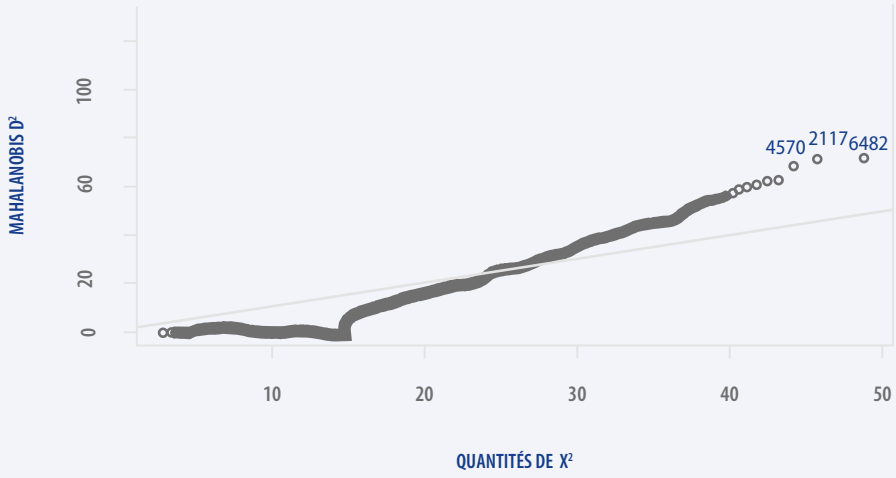
Dimension 2 (H = 0,16, SE = 0,009)

Item	H	#ac	#vi	#vi/#ac	maxvi	sum	sum/#ac	zmax	#zsig	crit
i56.1	0,14	211	0	0	0	0	0	0	0	0
i56.9	0,14	264	24	0,09	0,09	1,23	0,0047	3	12	101
i56.14	0,17	220	5	0,02	0,09	0,25	0,0011	1,98	1	46
i56.15	0,19	220	1	0	0,04	0,04	0,0002	1,29	0	19

d Valeurs atypiques multivariées

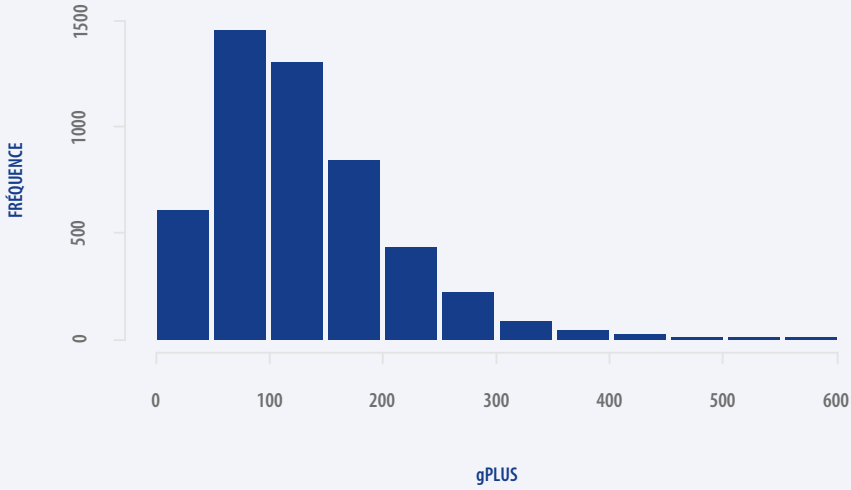
On a ensuite analysé les valeurs atypiques multivariées au moyen des distances D^2 de Mahalanobis. La **figure 2.7** montre les résultats de l'analyse. Comme on peut le constater, les distances D^2 apparaissent sur l'axe des ordonnées et les quantiles du khi carré sur l'axe des abscisses. Parmi les valeurs des distances D^2, 102 se sont révélées significatives au niveau de confiance $\alpha = 0{,}001$ (Hair *et al.*, 2019). La valeur maximale de D^2 a été 72,02.

Figure 2.7 – Diagramme quantile-quantile de Mahalanobis D^2 en fonction des quantiles du χ^2 – Bloc 3.1



On a également calculé le nombre d'erreurs de Guttman pour chacune des observations afin d'identifier des schémas de réponse atypiques. La moyenne des erreurs a été de 103,03 (SD = 61,60) ; en application du critère proposé par Zijlstra *et al.* (2007) et par Hubert et Vandervieren (2008) pour les distributions asymétriques, la valeur critique a été 246,5, qui a été dépassée par 149 observations.

Figure 2.8 – Distribution des erreurs de Guttman – Bloc 3.1



e Preuves de la validité de construit

Pour vérifier si les données se prêtaient à une analyse factorielle, on a utilisé le test Kaiser-Meyer-Olkin (Kaiser, 1970) et le test de sphéricité de Bartlett. Le résultat du test KMO indique que les données sont appropriées pour l'analyse factorielle (KMO = 0,91). Tous les items de ce bloc ont obtenu des valeurs de MSA supérieures à 0,7 ou proches de ce résultat (i56.1 = 0,92 ; i56.2 = 0,93 ; i56.3 = 0,92 ; i56.4 = 0,94 ; i56.5 = 0,89 ; i56.6 = 0,89 ; i56.7 = 0,88 ; i56.8 = 0,92 ; i56.9 = 0,68 ; i56.10 = 0,91 ; i56.11 = 0,91 ; i56.12 = 0,91 ; i56.13 = 0,91 ; i56.14 = 0,90 ; i56.15 = 0,86 ; i56.16 = 0,92 ; i56.17 = 0,92). Le test de sphéricité de Bartlett a également été significatif (χ^2 (136) = 533,07 ; $p < 0,001$). D'après les résultats obtenus, les données sont adéquates pour faire l'objet d'une analyse factorielle.

La **figure 2.9** montre la structure interne.

La **figure 2.10** présente le graphique de sédimentation avec le résultat de l'analyse factorielle exploratoire, qui porte à croire à la présence de deux facteurs. Néanmoins, la présence d'un facteur est appuyée par 6 méthodes sur 27 (22,22 %) (facteur d'accélération, Scree (R2), EGA (glasso), EGA (TMFG), VSS complexité 1, MAP de Velicer). Il serait indiqué de procéder à une analyse factorielle confirmatoire pour comparer l'ajustement des solutions à un et deux facteurs proposées par les différentes méthodes, ou l'ajustement du modèle bifactoriel ou du modèle hiérarchique.

Figure 2.9 – Modèle de mesure – Bloc 3.1

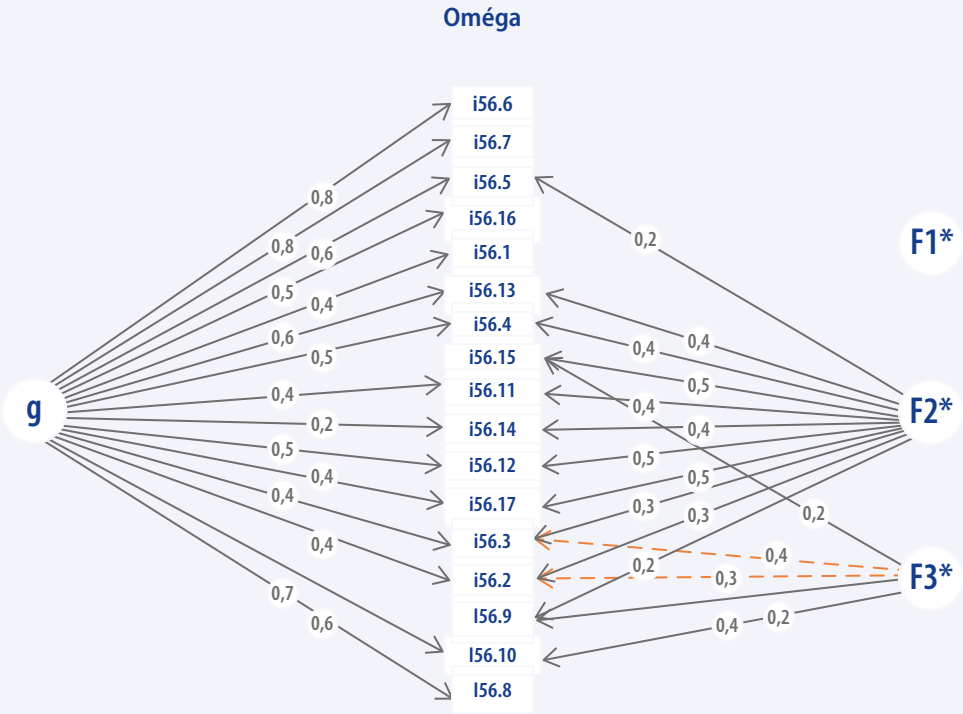
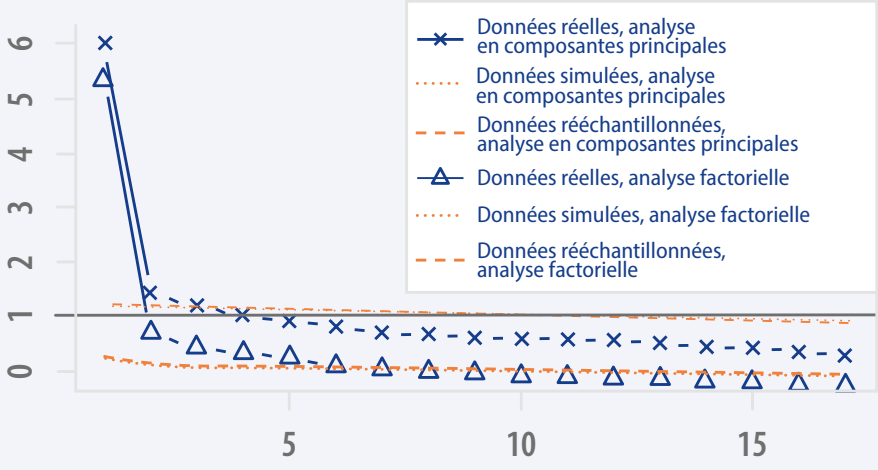


Figure 2.10 – Graphique de sédimentation – Bloc 3.1



Bloc 3.2 : opinion des enseignants sur les manuels d'histoire

a Analyse descriptive

Le **tableau 2.10** montre les résultats de l'analyse descriptive des 12 items relatifs à l'opinion exprimée par les répondants à l'étude TES sur les manuels d'histoire disponibles dans leur pays (bloc 3 – items 59.1 à 59.12).

Tableau 2.10 – Degré d'accord (bloc 3.2 – items 59.1 à 59.12)

Item	1	2	3	4	5	% 1 à 2	% 4 à 5	Manquants
i59.1	275	709	1 441	1 435	833	20,97	48,33	3 174
i59.2	1 039	923	1 345	977	409	41,81	29,53	3 174
i59.3	526	690	1 208	1 155	1 114	25,91	48,35	3 174
i59.4	653	769	1 332	1 175	764	30,3	41,32	3 174
i59.5	406	1 023	1 531	1 062	671	30,45	36,93	3 174
i59.6	1 076	1 154	1 270	699	494	47,52	25,42	3 174
i59.7	1 422	1 484	1 060	440	287	61,92	15,49	3 174
i59.8	617	1 125	1 210	908	833	37,12	37,1	3 174
i59.9	1 540	1 098	952	576	527	56,21	23,5	3 174
i59.10	1 788	999	872	462	572	59,39	22,03	3 174
i59.11	1 172	1 046	1 369	729	377	47,26	23,57	3 174
i59.12	435	887	1 509	1 100	762	28,17	39,68	3 174

Item	n	Moyenne	Sd	Médiane	Min.	Max.	Fourchette	Coefficient d'asymétrie	Kurtosis	ES
i59.1	4 693	3,39	1,12	3	1	5	4	- 0,3	- 0,61	0,02
i59.2	4 693	2,74	1,25	3	1	5	4	0,08	- 1,03	0,02
i59.3	4 693	3,35	1,29	3	1	5	4	- 0,32	- 0,95	0,02
i59.4	4 693	3,13	1,27	3	1	5	4	- 0,18	- 0,95	0,02
i59.5	4 693	3,12	1,16	3	1	5	4	- 0,02	- 0,79	0,02
i59.6	4 693	2,66	1,27	3	1	5	4	0,3	- 0,91	0,02
i59.7	4 693	2,29	1,17	3	1	5	4	0,68	- 0,34	0,02
i59.8	4 693	3,05	1,29	3	1	5	4	0,04	- 1,08	0,02
i59.9	4 693	2,46	1,35	3	1	5	4	0,52	- 0,93	0,02
i59.10	4 693	2,37	1,39	3	1	5	4	0,64	- 0,86	0,02
i59.11	4 693	2,59	1,24	3	1	5	4	0,27	- 0,9	0,02
i59.12	4 693	3,18	1,19	3	1	5	4	- 0,11	- 0,81	0,02

b Fiabilité

En ce qui concerne la fiabilité de cet ensemble de 12 items, on a obtenu des valeurs supérieures à 0,8 au moyen tant de l'alpha ordinal de Cronbach (α = 0,86) que de l'oméga de McDonald (ω = 0,9) (McDonald, 2013 ; Revelle et Zinbarg, 2009). Les valeurs supérieures à 0,8 sont considérées comme bonnes (Kline, 1999). Le **tableau 2.11** présente les résultats de l'analyse de fiabilité et les corrélations item-score total de l'échelle.

Comme on peut le voir, toutes les corrélations item-score total ont été supérieures à 0,3. Les items i59.2, i59.4 et i59.11 ont été corrélés négativement avec l'échelle totale et ont été inversés.

Tableau 2.11 – Analyse de fiabilité – Bloc 3.2

Item	Alpha si un item est éliminé	Corrélation item-score total
i59.1	0,84	0,634
i59.2	0,86	0,331
i59.3	0,86	0,430
i59.4	0,88	0,052
i59.5	0,84	0,657
i59.6	0,84	0,626
i59.7	0,84	0,614
i59.8	0,83	0,782
i59.9	0,84	0,703
i59.10	0,84	0,644
i59.11	0,86	0,328
i59.12	0,84	0,698

c Analyse de scalabilité de Mokken

Pour ce qui est de l'homogénéité des items, le coefficient de scalabilité général obtenu pour les 12 items a été H = 0,222 (SE = 0,005). Le **tableau 2.12** montre les valeurs de scalabilité H de tous les items.

Tableau 2.12 – Coefficients d'homogénéité – Bloc 3.2

Item	H	SE
i59.1	0,278	(0,007)
i59.2	- 0,098	(0,010)
i59.3	0,220	(0,008)
i59.4	0,035	(0,010)
i59.5	0,307	(0,007)
i59.6	0,334	(0,007)
i59.7	0,346	(0,007)
i59.8	0,354	(0,006)
i59.9	0,351	(0,007)
i59.10	0,331	(0,007)
i59.11	- 0,100	(0,010)
i59.12	0,300	(0,007)

Ces valeurs indiquent de nouveau la possibilité d'une multidimensionnalité de l'échelle. On a ensuite appliqué la procédure de sélection automatique des items pour des niveaux-seuils croissants d'homogénéité, pour examiner la dimensionnalité. Comme indiqué plus haut, si tous les items apparaissent comme relevant de la dimension numéro 1, c'est que l'échelle est unidimensionnelle dans ce seuil d'homogénéité (indiqué dans les en-têtes des colonnes, de 0,1 à 0,5). Le **tableau 2.13** montre les résultats de la procédure de sélection automatique des items. On identifie deux dimensions dans l'ensemble d'items présentant un seuil d'homogénéité H ≥ 0,3. Tous les items sauf les items i59.2 et i59.11 relèveraient de la dimension 1. Seul l'item i59.4 ne semble correspondre à aucune des deux catégories. Ces résultats confirment la présence d'une structure multidimensionnelle dans l'échelle, présence à vérifier au moyen de l'analyse factorielle exploratoire.

Tableau 2.13 – MSA-AISP pour des seuils *(t)* croissants de H – Bloc 3.2

Item	*t* = 0,10	*t* = 0,15	*t* = 0,20	*t* = 0,30	*t* = 0,35	*t* = 0,40	*t* = 0,45	*t* = 0,50
i59.1	1	1	1	1	1	1	1	2
i59.2	2	2	2	2	0	0	0	0
i59.3	1	1	1	1	0	0	0	0
i59.4	2	2	0	0	0	0	0	0
i59.5	1	1	1	1	1	1	1	2
i59.6	1	1	1	1	1	1	1	1
i59.7	1	1	1	1	1	1	1	1
i59.8	1	1	1	1	1	1	1	1
i59.9	1	1	1	1	1	1	1	1
i59.10	1	1	1	1	1	1	1	1
i59.11	2	2	2	2	0	0	0	0
i59.12	1	1	1	1	1	1	1	2

En ce qui concerne l'hypothèse de monotonicité, le **tableau 2.14** montre les résultats de l'analyse, compte tenu des deux dimensions évoquées plus haut. Le **tableau 2.14** présente en outre les indices d'homogénéité de chacun des items dans leurs dimensions et les indices d'homogénéité de chacune des dimensions. On n'observe de violations significatives (#zsig) de l'hypothèse de monotonicité pour aucun des items de la dimension 1 du bloc 3.2, mais une violation de ce type est bel et bien constatée dans l'item i59.2 de la dimension 2, de sorte que tous les items de la dimension 1 semblent bien faire la distinction entre les répondants présentant des niveaux élevés dans le construit et ceux qui présentent des niveaux plus faibles, mais qu'il n'en va pas de même pour l'item i59.2 de la dimension 2.

Tableau 2.14 – MSA – Monotonicité – Bloc 3.2

Dimension 1 (H = 0,48, SE = 0,007)

Item	H	#ac	#vi	#vi/#ac	maxvi	sum	sum/#ac	zmax	#zsig	crit
i59.1	0,45	112	0	0	0	0	0	0	0	0
i59.3	0,33	112	0	0	0	0	0	0	0	0
i59.5	0,48	112	0	0	0	0	0	0	0	0
i59.6	0,49	112	0	0	0	0	0	0	0	0
i59.7	0,49	112	0	0	0	0	0	0	0	0
i59.8	0,56	112	0	0	0	0	0	0	0	0
i59.9	0,53	112	0	0	0	0	0	0	0	0
i59.10	0,49	112	0	0	0	0	0	0	0	0
i59.12	0,49	112	0	0	0	0	0	0	0	0

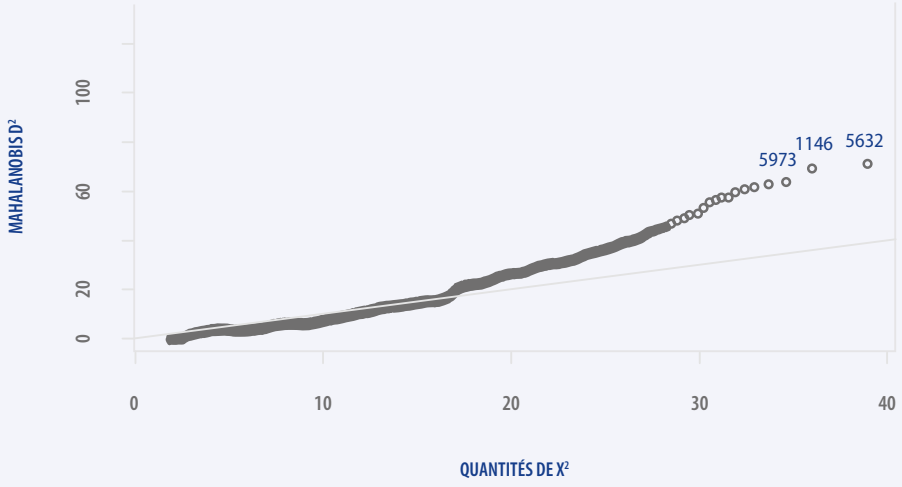
Dimension 2 (H = 0,33, SE = 0,015)

Item	H	#ac	#vi	#vi/#ac	maxvi	sum	sum/#ac	zmax	#zsig	crit
i59.2	0,33	24	1	0,04	0,04	0,04	0,0015	3,95	1	44
i59.11	0,33	24	0	0,00	0,00	0,00	0,0000	0,00	0	0

d Valeurs atypiques multivariées

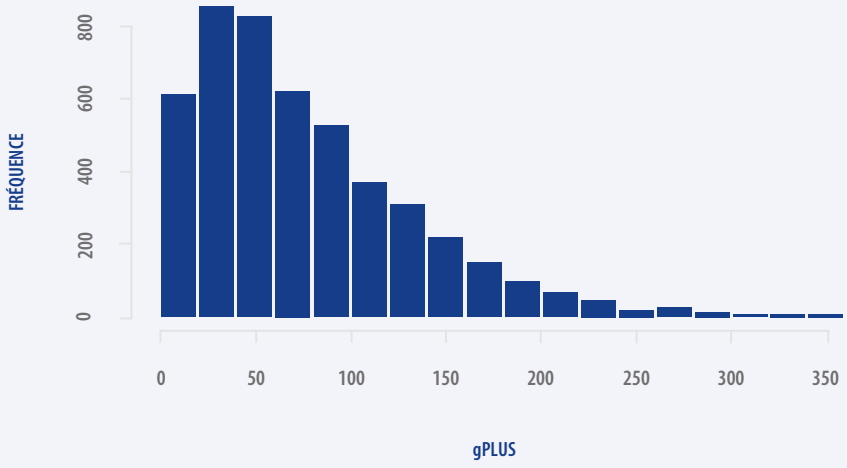
On a ensuite analysé les valeurs atypiques multivariées au moyen des distances D^2 de Mahalanobis. La **figure 2.11** montre les résultats de l'analyse. Comme on peut le constater, les distances D^2 apparaissent sur l'axe des ordonnées et les quantiles du khi carré sur l'axe des abscisses. Parmi les valeurs des distances D^2, 101 se sont révélées significatives au niveau de confiance $\alpha = 0{,}001$ (Hair *et al.*, 2019). La valeur maximale de D^2 a été 71,09.

Figure 2.11 – Diagramme quantile-quantile de Mahalanobis D^2 en fonction des quantiles du χ^2 – Bloc 3.2



On a également calculé le nombre d'erreurs de Guttman pour chacune des observations afin d'identifier des schémas de réponse atypiques. La moyenne des erreurs a été de 74,51 (SD = 53,4) ; en application du critère proposé par Zijlstra *et al.* (2007) et par Hubert et Vandervieren (2008) pour les distributions asymétriques, la valeur critique a été 210,5, qui a été dépassée par 110 observations.

Figure 2.12 – Distribution des erreurs de Guttman – Bloc 3.2



e Preuves de la validité de construit

Pour vérifier si les données se prêtaient à une analyse factorielle, on a utilisé le test Kaiser-Meyer-Olkin (Kaiser, 1970) et le test de sphéricité de Bartlett. Le résultat du test KMO indique que les données sont appropriées pour l'analyse factorielle (KMO = 0,88). Tous les items de ce bloc ont obtenu des valeurs de MSA supérieures à 0,7 (i59.1 = 0,88 ; i59.2 = 0,82 ; i59.3 = 0,93 ; i59.5 = 0,93 ; i59.6 = 0,87 ; i59.7 = 0,88 ; i59.8 = 0,93 ; i59.9 = 0,86 ; i59.10 = 0,86 ; i59.11 = 0,83 ; i59.12 = 0,90) à l'exception de l'item i59.4 (MSA = 0,52). Le test de sphéricité de Bartlett a également été significatif (χ^2 (66) = 26831,58 ; p < 0,001). D'après les résultats obtenus, les données sont adéquates pour faire l'objet d'une analyse factorielle.

La **figure 2.13** montre la structure interne.

La **figure 2.14** présente le graphique de sédimentation avec le résultat de l'analyse factorielle exploratoire, qui porte également à croire à la présence de deux facteurs. Néanmoins, la présence de trois facteurs est appuyée par 7 méthodes sur 27 (25,93 %) (CNG, coordonnées optimales, analyse parallèle, critère de Kaiser, EGA (glasso), EGA (TMFG), VSS complexité 2). Il serait indiqué de procéder à une analyse factorielle confirmatoire et de réviser l'item i59.4.

Figure 2.13 – Modèle de mesure – Bloc 3.2

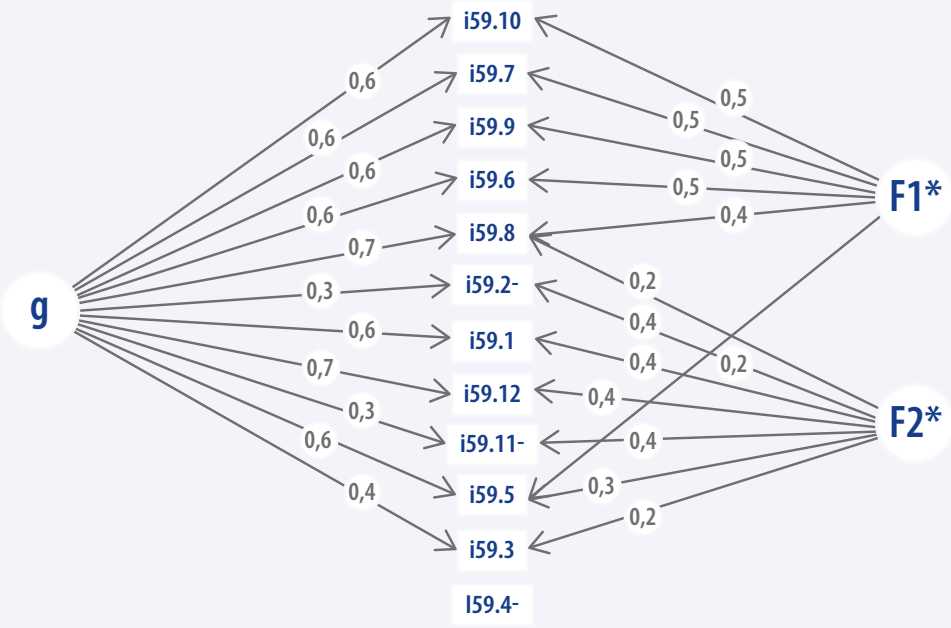
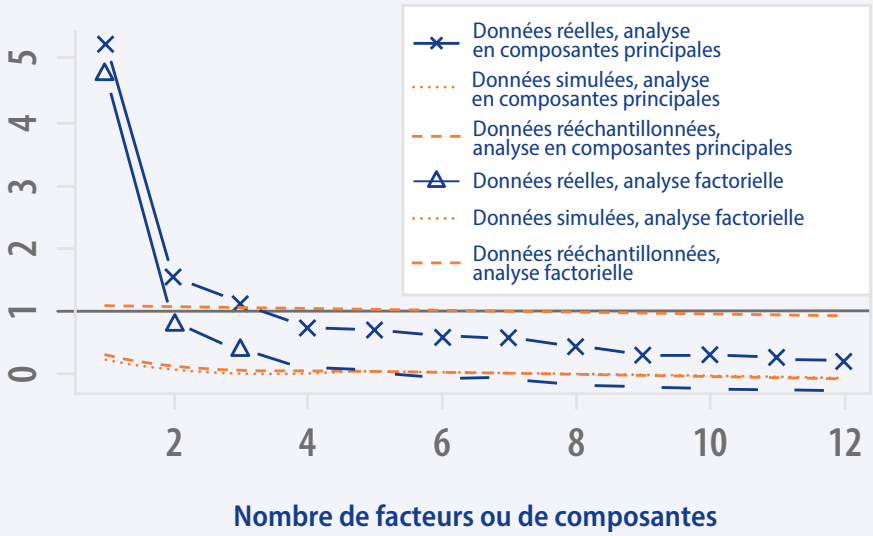


Figure 2.14 – Graphique de sédimentation – Bloc 3



BLOC 4 – Pratiques d'enseignement et d'apprentissage de l'histoire

Bloc 4.1 : obstacles à la qualité de l'enseignement de l'histoire

a Analyse descriptive

Le **tableau 2.15** montre les résultats de l'analyse descriptive des 8 items relatifs à la fréquence d'utilisation des différentes méthodes d'enseignement et d'apprentissage de l'histoire (bloc 4 – items 62.1 à 62.8).

Tableau 2.15 – Fréquence d'utilisation de méthodes d'enseignement et d'apprentissage de l'histoire – Bloc 4.1

Item	Étiquette	1	2	3	4	5	% 1 à 2	% 4 à 5	Manquants
Cours magistraux/ exposés	i62.1	140	343	964	1 556	1 534	10,65	68,11	3 330
Questions controversées	i62.2	124	550	1 416	1 520	927	14,86	53,93	3 330

Item	Étiquette	1	2	3	4	5	% 1 à 2	% 4 à 5	Manquants
Représentation de l'histoire dans l'espace public	i62.3	189	754	1 570	1 368	656	20,78	44,61	3 330
Écriture et utilisation de l'histoire	i62.4	144	647	1 642	1 406	698	17,43	46,37	3 330
Apprentissage par projets	i62.5	282	905	1 549	1 263	538	26,16	39,7	3 330
Apprentissage ancré dans le milieu	i62.6	426	1 434	1 484	887	306	41	26,29	3 330
Périodisations et frises chronologiques	i62.7	130	574	1 367	1 393	1073	15,52	54,35	3 330
Sources historiques contrastées	i62.8	177	671	1 477	1 410	802	18,69	48,75	3 330

Item	n	Moyenne	σ	Médiane	Min.	Max.	Four-chette	Coefficient d'asymétrie	Kur-tosis	ES
Cours magistraux/ exposés	4 537	3,88	1,06	4	1	5	4	- 0,77	- 0,01	0,02
Questions controversées	4 537	3,57	1,03	4	1	5	4	- 0,33	- 0,49	0,02
Représentation de l'histoire dans l'espace public	4 537	3,34	1,05	3	1	5	4	- 0,18	- 0,18	0,02
Écriture et utilisation de l'histoire	4 537	3,41	1,01	3	1	5	4	- 0,18	- 0,47	0,02
Apprentissage par projets	4 537	3,19	1,08	3	1	5	4	- 0,12	- 0,62	0,02

Item	n	Moyenne	σ	Médiane	Min.	Max.	Four-chette	Coefficient d'asymétrie	Kur-tosis	ES
Apprentissage ancré dans le milieu	4 537	2,83	1,06	3	1	5	4	0,22	- 0,58	0,02
Périodisations et frises chronologiques	4 537	3,6	1,07	4	1	5	4	- 0,33	- 0,62	0,02
Sources historiques contrastées	4 537	3,44	1,06	3	1	5	4	- 0,25	- 0,57	0,02

b Fiabilité

En ce qui concerne la fiabilité de cet ensemble de 8 items, on a obtenu des valeurs supérieures à 0,8 au moyen tant de l'alpha ordinal de Cronbach (α = 0,82) que de l'oméga de McDonald (ω = 0,87) (McDonald, 2013 ; Revelle et Zinbarg, 2009). Les valeurs supérieures à 0,8 sont considérées comme bonnes (Kline, 1999). Le **tableau 2.16** présente les résultats de l'analyse de fiabilité et les corrélations item-score total de l'échelle.

On peut voir que toutes les corrélations item-score total ont été supérieures à 0,3.

Tableau 2.16 – Analyse de fiabilité – Bloc 4.1

Item	Alpha si un item est éliminé	Corrélation item-score total
i62.1	0,83	0,32
i62.2	0,79	0,63
i62.3	0,79	0,65
i62.4	0,79	0,64
i62.5	0,80	0,55
i62.6	0,81	0,49
i62.7	0,80	0,53
i62.8	0,80	0,55

c Analyse de scalabilité de Mokken

Pour ce qui est de l'homogénéité des items, le coefficient de scalabilité général obtenu pour les 8 items a été H = 0,357 (SE = 0,007).

Le **tableau 17** montre les valeurs de scalabilité H de tous les items.

Tableau 2.17 – Coefficients d'homogénéité – Bloc 4.1

Item	H	SE
i62.1	0,217	(0,011)
i62.2	0,404	(0,009)
i62.3	0,416	(0,009)
i62.4	0,413	(0,009)
i62.5	0,365	(0,010)
i62.6	0,337	(0,010)
i62.7	0,343	(0,010)
i62.8	0,357	(0,010)

À l'exception de celle de l'item 62.1, toutes les valeurs dépassent le seuil H = 0,30. Aussi n'a-t-on pas identifié d'indices de multidimensionnalité et les items sont scalables jusqu'à H ≥ 0,30, ce qui indique une précision moyenne (Stochl, Jones et Croudace, 2012). Néanmoins, il serait indiqué de réviser l'inclusion de l'item 62.1 dans cette échelle.

On a ensuite appliqué la procédure de sélection automatique des items pour des niveaux-seuils croissants d'homogénéité, pour examiner la dimensionnalité. Comme indiqué plus haut, si tous les items apparaissent comme relevant de la dimension numéro 1, c'est que l'échelle est unidimensionnelle dans ce seuil d'homogénéité (indiqué dans les en-têtes des colonnes, de 0,1 à 0,5). Le **tableau 2.18** montre les résultats de la procédure de sélection automatique des items. Comme indiqué plus haut, tous les items, à l'exception de l'item 62.1, paraissent faire partie d'une dimension unique et présenter un seuil d'homogénéité H ≥ 0,3. Ces résultats semblent confirmer la présence d'une structure unidimensionnelle dans l'échelle, présence à vérifier au moyen de l'analyse factorielle exploratoire.

Table 2.18 – MSA-AISP pour des seuils *(t)* croissants de H – Bloc 4.1

Item	*t* = 0,10	*t* = 0,15	*t* = 0,20	*t* = 0,30	*t* = 0,35	*t* = 0,40	*t* = 0,45	*t* = 0,50
i62.1	1	1	1	0	0	0	0	0
i62.2	1	1	1	1	1	1	1	1
i62.3	1	1	1	1	1	1	1	1
i62.4	1	1	1	1	1	1	1	1
i62.5	1	1	1	1	1	2	2	0
i62.6	1	1	1	1	1	2	2	0
i62.7	1	1	1	1	1	0	3	0
i62.8	1	1	1	1	1	1	3	0

En ce qui concerne l'hypothèse de monotonicité, le **tableau 2.19** montre les résultats de l'analyse. Il présente en outre les indices d'homogénéité de chacun des items. On n'observe de violations significatives (#zsig) de l'hypothèse de monotonicité pour aucun des items du bloc 4.1. En d'autres termes, tous les items paraissent faire correctement la distinction entre les répondants présentant des niveaux élevés dans le construit et ceux qui présentent des niveaux plus faibles.

Tableau 2.19 – MSA – Monotonicité – Bloc 4.1

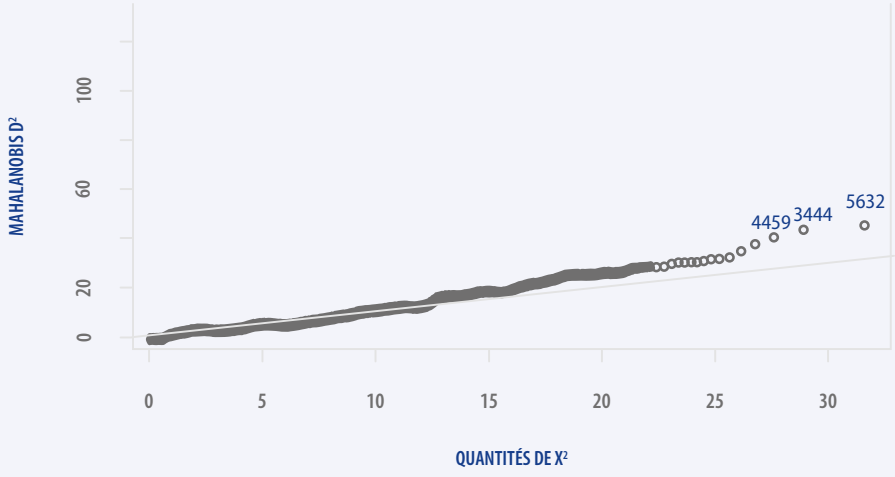
Dimension 1 (H = 0,40, SE = 0,008)

Item	H	#ac	#vi	#vi/#ac	maxvi	sum	sum/#ac	zmax	#zsig	crit
i62.2	0,41	84	0	0	0	0	0	0	0	0
i62.3	0,44	84	0	0	0	0	0	0	0	0
i62.4	0,44	84	0	0	0	0	0	0	0	0
i62.5	0,40	84	0	0	0	0	0	0	0	0
i62.6	0,37	84	0	0	0	0	0	0	0	0

d Valeurs atypiques multivariées

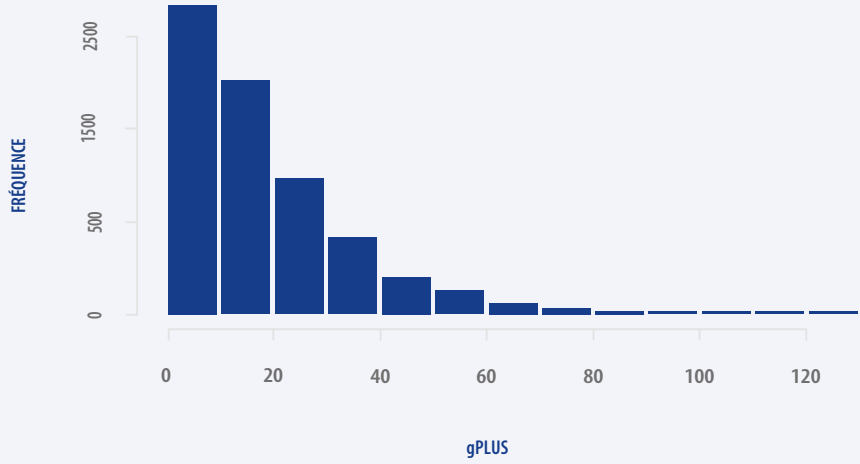
On a ensuite analysé les valeurs atypiques multivariées au moyen des distances D^2 de Mahalanobis. La **figure 2.15** montre les résultats de l'analyse. Comme on peut le constater, les distances D^2 apparaissent sur l'axe des ordonnées et les quantiles du khi carré sur l'axe des abscisses. Parmi les valeurs des distances D^2, 36 se sont révélées significatives au niveau de confiance α = 0,001 (Hair *et al.*, 2019). La valeur maximale de D^2 a été de 45,07.

Figure 2.15 – Diagramme quantile-quantile de Mahalanobis D^2 en fonction des quantiles du χ^2– Bloc 4.1



On a également calculé le nombre d'erreurs de Guttman pour chacune des observations afin d'identifier des schémas de réponse atypiques. La moyenne des erreurs a été de 18,30 (SD = 15,56) ; en application du critère proposé par Zijlstra *et al.* (2007) et par Hubert et Vandervieren (2008) pour les distributions asymétriques, la valeur critique a été 52, qui a été dépassée par 105 observations.

Figure 2.16 – Distribution des erreurs de Guttman – Bloc 4.1



e Preuves de la validité de construit

Pour vérifier si les données se prêtaient à une analyse factorielle, on a utilisé le test Kaiser-Meyer-Olkin (Kaiser, 1970) et le test de sphéricité de Bartlett. Le résultat du test KMO indique que les données sont appropriées pour l'analyse factorielle (KMO = 0,85). Tous les items de ce bloc ont obtenu des valeurs de MSA supérieures à 0,7 (i62.1 = 0,79 ; i62.2 = 0,85 ; i62.3 = 0,85 ; i62.4 = 0,86 ; i62.5 = 0,87 ; i62.6 = 0,86 ; i62.7 = 0,85 ; i62.8 = 0,85). Le résultat du test de sphéricité de Bartlett a également été significatif (χ^2 (28) = 11021,08 ; $p < 0,001$). D'après les résultats obtenus, les données sont adéquates pour faire l'objet d'une analyse factorielle.

La **figure 2.17** montre la structure interne.

La **figure 2.18** présente le graphique de sédimentation avec le résultat de l'analyse factorielle exploratoire, qui porte également à croire à la présence d'un seul facteur. De même, la présence d'un seul facteur est appuyée par 12 méthodes sur 27 (44,44 %) (t, p, coordonnées optimales, facteur d'accélération, analyse parallèle, critère de Kaiser, Scree (SE), Scree (R2), EGA (glasso), EGA (TMFG), VSS complexité 1, MAP de Velicer).

Figure 2.17 – Modèle de mesure – Bloc 4.1

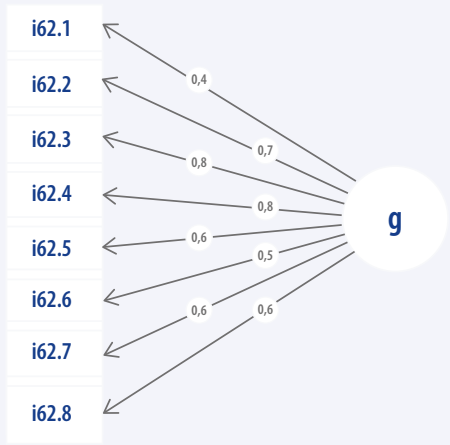
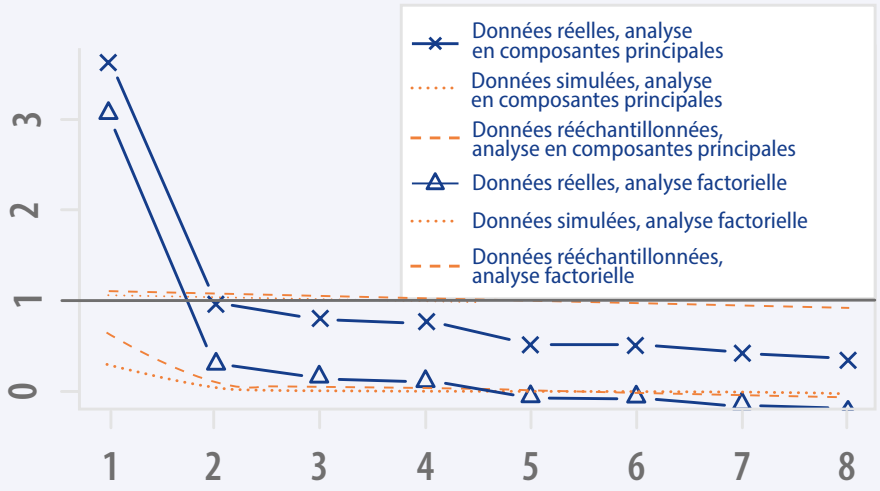


Figure 2.18 – Graphique de sédimentation – Bloc 4.1



Bloc 4.2 : le contenu comme fil directeur (importance)

a Analyse descriptive

Le **tableau 2.20** montre les résultats de l'analyse descriptive des 7 items relatifs à l'importance des différentes thématiques abordées dans l'enseignement de l'histoire (bloc 4.2 – items 65.1 à 65.7).

Tableau 2.20 – Fréquence d'utilisation des différentes thématiques – Bloc 4.2 (importance)

Item	Étiquette	1	2	3	4	5	% 1 à 2	% 4 à 5	Manquants
Histoire de l'art	i65.1	124	585	1 208	1 192	1 170	16,57	55,2	3 588
Histoire sociale et économique	i65.2	43	243	840	1 379	1 774	6,68	73,69	3 588
Histoire politique et militaire	i65.3	64	274	837	1 291	1 813	7,9	72,54	3 588
Histoire du genre	i65.4	523	901	1 289	908	658	33,28	36,6	3 588
Histoire des minorités et des cultures	i65.5	125	599	1 300	1288	967	16,92	52,7	3 588
Histoire des migrations	i65.6	66	463	1 295	1 390	1 065	12,36	57,37	3 588
Histoire de l'environnement	i65.7	182	628	1 217	1 163	1 089	18,93	52,63	3 588

Item	n	Moyenne	σ	Médiane	Min.	Max.	Four-chette	Coefficient d'asymétrie	Kur-tosis	ES
Histoire de l'art	4 279	3,63	1,11	4	1	5	4	- 0,35	- 0,77	0,02
Histoire sociale et économique	4 279	4,07	0,96	4	1	5	4	- 0,81	- 0,05	0,01
Histoire politique et militaire	4 279	4,06	1	4	1	5	4	- 0,85	- 0,02	0,02
Histoire du genre	4 279	3,06	1,23	3	1	5	4	- 0,02	- 0,93	0,02
Histoire des minorités et des cultures	4 279	3,55	1,07	4	1	5	4	- 0,29	- 0,68	0,02
Histoire des migrations	4 279	3,68	1,01	4	1	5	4	- 0,32	- 0,63	0,02
Histoire de l'environnement	4 279	3,55	1,14	4	1	5	4	-0,33	- 0,77	0,02

b Fiabilité

En ce qui concerne la fiabilité de cet ensemble de 7 items, on a obtenu des valeurs supérieures à 0,8 au moyen tant de l'alpha ordinal de Cronbach (α = 0,83) que de l'oméga de McDonald (ω = 0,89) (McDonald, 2013 ; Revelle et Zinbarg, 2009). Les valeurs supérieures à 0,8 sont considérées comme bonnes (Kline, 1999). Le **tableau 2.21** présente les résultats de l'analyse de fiabilité et les corrélations item-score total de l'échelle.

Comme on peut le voir, toutes les corrélations item-score total ont été supérieures à 0,3.

Tableau 2.21 – Analyse de fiabilité – Bloc 4.2 (importance)

Item	Alpha si un item est éliminé	Corrélation item-score total
i65.1	0,81	0,55
i65.2	0,81	0,59
i65.3	0,84	0,34
i65.4	0,81	0,58
i65.5	0,79	0,71
i65.6	0,79	0,69
i65.7	0,81	0,59

Tableau 2.22 – Coefficients d'homogénéité – Bloc 4.2 (importance)

Item	H	SE
i65.1	0,365	(0,010)
i65.2	0,391	(0,010)
i65.3	0,227	(0,012)
i65.4	0,407	(0,010)
i65.5	0,476	(0,009)
i65.6	0,467	(0,009)
i65.7	0,402	(0,010)

c Analyse de scalabilité de Mokken

Pour ce qui est de l'homogénéité des items, le coefficient de scalabilité général obtenu pour les 8 items a été H = 0,357 (SE = 0,007). Le **tableau 2.22** montre les valeurs de scalabilité H de tous les items.

À l'exception de celle de l'item 65.3, toutes les valeurs dépassent le seuil H = 0,30. Aussi n'a-t-on pas identifié d'indices de multidimensionnalité et les items sont scalables jusqu'à H ≥ 0,30, ce qui indique une précision moyenne (Stochl, Jones et Croudace, 2012). Néanmoins, il serait indiqué de réviser l'inclusion de l'item 65.3 dans cette échelle.

On a ensuite appliqué la procédure de sélection automatique des items pour des niveaux-seuils croissants d'homogénéité, pour examiner la dimensionnalité. Comme indiqué plus haut, si tous les items apparaissent comme relevant de la dimension numéro 1, c'est que l'échelle est unidimensionnelle dans ce seuil d'homogénéité (indiqué dans les en-têtes des colonnes, de 0,1 à 0,5). Le **tableau 2.23** montre les résultats de la procédure de sélection automatique des items. Comme indiqué plus haut, tous les items, à l'exception de l'item 65.3, paraissent faire partie d'une dimension unique et présenter un seuil d'homogénéité H ≥ 0,3. Ces résultats paraissent confirmer la présence d'une structure unidimensionnelle dans l'échelle, présence à vérifier au moyen de l'analyse factorielle exploratoire.

Tableau 2.23 – MSA-AISP pour des seuils *(t)* croissants de H – Bloc 4.2 (importance)

Item	*t* = 0,10	*t* = 0,15	*t* = 0,20	*t* = 0,30	*t* = 0,35	*t* = 0,40	*t* = 0,45	*t* = 0,50
i65.1	1	1	1	1	1	2	2	2
i65.2	1	1	1	1	1	2	2	2
i65.3	1	1	1	0	0	0	0	0
i65.4	1	1	1	1	1	1	1	1
i65.5	1	1	1	1	1	1	1	1
i65.6	1	1	1	1	1	1	1	1
i65.7	1	1	1	1	1	1	1	1
i65.8	1	1	1	1	1	1	1	1

En ce qui concerne l'hypothèse de monotonicité, le **tableau 2.24** montre les résultats de l'analyse. Il présente en outre les indices d'homogénéité de chacun des items. On n'observe de violations significatives (#zsig) de l'hypothèse de monotonicité pour aucun des items du bloc 4.2. En d'autres termes, tous les items paraissent faire correctement la distinction entre les répondants présentant des niveaux élevés dans le construit et ceux qui présentent des niveaux plus faibles.

Tableau 2.24 – MSA – Monotonicité – Bloc 4.2 (importance)

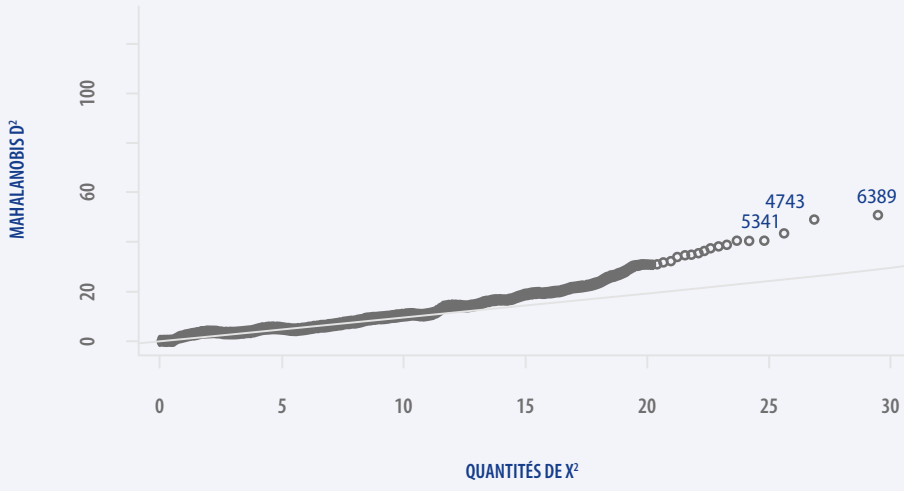
Dimension 1 (H = 0,45, SE = 0,008)

Item	H	#ac	#vi	#vi/#ac	maxvi	sum	sum/#ac	zmax	#zsig	crit
i65.1	0,39	60	0	0	0	0	0	0	0	0
i65.2	0,39	84	0	0	0	0	0	0	0	0
i65.4	0,45	84	0	0	0	0	0	0	0	0
i65.5	0,52	60	0	0	0	0	0	0	0	0
i65.6	0,50	50	0	0	0	0	0	0	0	0
i65.7	0,45	84	0	0	0	0	0	0	0	0

d Valeurs atypiques multivariées

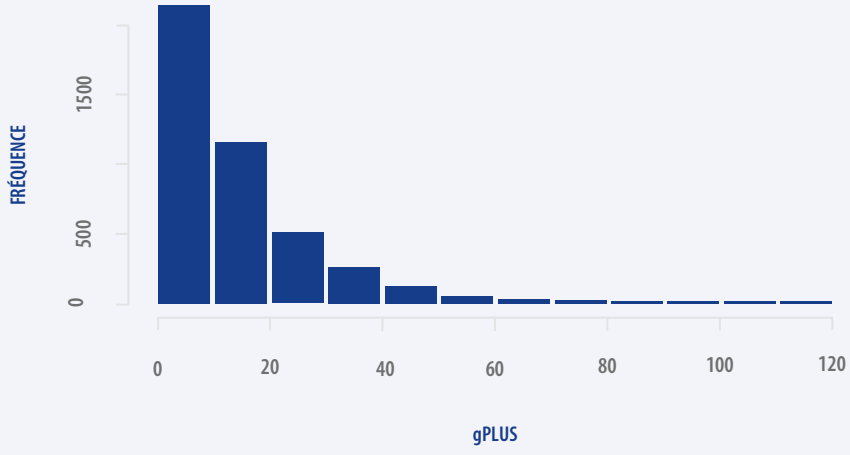
On a ensuite analysé les valeurs atypiques multivariées au moyen des distances D^2 de Mahalanobis. La **figure 2.19** montre les résultats de l'analyse. Comme on peut le constater, les distances D^2 apparaissent sur l'axe des ordonnées et les quantiles du khi carré sur l'axe des abscisses. Parmi les valeurs des distances D^2, 49 se sont révélées significatives au niveau de confiance $\alpha = 0{,}001$ (Hair *et al.*, 2019). La valeur maximale de D^2 a été 51,09.

Figure 2.19 – Diagramme quantile-quantile de Mahalanobis D^2 en fonction des quantiles du χ^2 – Bloc 4.2 (importance)



On a également calculé le nombre d'erreurs de Guttman pour chacune des observations afin d'identifier des schémas de réponse atypiques. La moyenne des erreurs a été de 13,61 (SD = 13,01) ; en application du critère proposé par Zijlstra *et al.* (2007) et par Hubert et Vandervieren (2008) pour les distributions asymétriques, la valeur critique a été 41,5, qui a été dépassée par 179 observations.

Figure 2.20 – Distribution des erreurs de Guttman – Bloc 4.2 (importance)



e Preuves de la validité de construit

Pour vérifier si les données se prêtaient à une analyse factorielle, on a utilisé le test Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) (Kaiser, 1970) et le test de sphéricité de Bartlett. Le résultat du test KMO indique que les données sont appropriées pour l'analyse factorielle (KMO = 0,82). Tous les items de ce bloc ont obtenu des valeurs de MSA supérieures à 0,7 (i65.1 = 0,82 ; i65.2 = 0,77 ; i65.3 = 0,73 ; i65.4 = 0,85 ; i65.5 = 0,82 ; i65.6 = 0,82 ; i65.7 = 0,85). Le résultat du test de sphéricité de Bartlett a également été significatif (χ^2 (21) = 12517,0 ; p < 0,001). D'après les résultats obtenus, les données sont adéquates pour faire l'objet d'une analyse factorielle.

La **figure 2.21** montre la structure interne.

La **figure 2.22** présente le graphique de sédimentation avec le résultat de l'analyse factorielle exploratoire, qui porte également à croire à la présence d'un seul facteur. Néanmoins, la présence de deux facteurs est appuyée par 7 méthodes sur 24 (29,17 %) (coordonnées optimales, analyse parallèle, critère de Kaiser, EGA (glasso), EGA (TMFG), VSS complexité 2, CRMS). Aussi serait-il indiqué d'effectuer une analyse approfondie de la structure interne de l'échelle en procédant à une analyse factorielle confirmatoire.

Figure 2.21 – Modèle de mesure – Bloc 4.2 (importance)

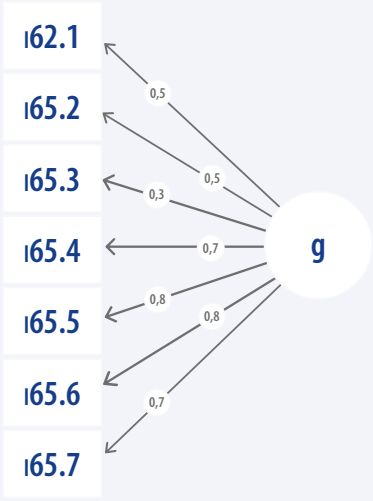
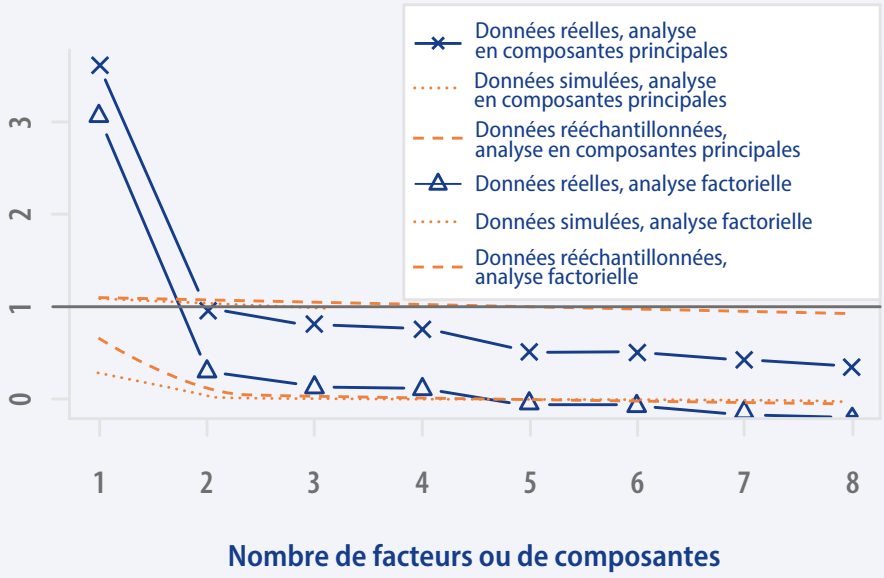


Figure 2.22 – Graphique de sédimentation – Bloc 4.2 (importance)



Bloc 4.2 : le contenu comme fil directeur (fréquence)

a Analyse descriptive

Le **tableau 2.25** montre les résultats de l'analyse descriptive des 7 items relatifs à la fréquence de l'enseignement des différentes thématiques abordées en histoire (bloc 4.2 – items 66.1 à 66.7).

Tableau 2.25 – Fréquence d'utilisation des différentes thématiques – Bloc 4.2 (fréquence)

Item	Étiquette	1	2	3	4	5	% 1 à 2	% 4 à 5	Manquants
Histoire de l'art	i66.1	340	1 031	1 313	940	623	32,28	36,8	3 620
Histoire sociale et économique	i66.2	144	466	1 033	1 342	1 262	14,36	61,31	3 620
Histoire politique et militaire	i66.3	151	318	664	1 192	1 922	11,04	73,32	3 620
Histoire du genre	i66.4	961	1 324	1 109	539	314	53,8	20,08	3 620
Histoire des minorités et des cultures	i66.5	400	1 186	1 267	832	562	37,34	32,82	3 620
Histoire des migrations	i66.6	437	1 199	1 420	774	417	38,52	28,04	3 620
Histoire de l'environnement	i66.7	824	1 341	1 086	636	360	50,98	23,45	3 620

Item	n	Moyenne	σ	Médiane	Min.	Max.	Four-chette	Coefficient d'asymétrie	Kur-tosis	ES
Histoire de l'art	4 247	3,11	1,17	3	1	5	4	0,03	- 0,85	0,02
Histoire sociale et économique	4 247	3,73	1,1	4	1	5	4	- 0,56	- 0,47	0,02
Histoire politique et militaire	4 247	4,04	1,11	4	1	5	4	- 1,04	0,25	0,02
Histoire du genre	4 247	2,51	1,18	2	1	5	4	0,46	- 0,61	0,02
Histoire des minorités et des cultures	4 247	2,99	1,18	3	1	5	4	0,15	- 0,85	0,02
Histoire des migrations	4 247	2,89	1,12	3	1	5	4	0,2	- 0,65	0,02
Histoire de l'environnement	4 247	2,62	1,2	2	1	5	4	0,39	- 0,73	0,02

b Fiabilité

En ce qui concerne la fiabilité de cet ensemble de 7 items, on a obtenu des valeurs supérieures à 0,8 au moyen tant de l'alpha ordinal de Cronbach (α = 0,84) que de l'oméga de McDonald (ω = 0,91) (McDonald, 2013 ; Revelle et Zinbarg, 2009). Les valeurs supérieures à 0,8 sont considérées comme bonnes (Kline, 1999). Le **tableau 2.26** présente les résultats de l'analyse de fiabilité et les corrélations item-score total de l'échelle.

Comme on peut le voir, toutes les corrélations item-score total ont été supérieures à 0,3.

Tableau 2.26 – Analyse de fiabilité – Bloc 4.2 (fréquence)

Item	Alpha si un item est éliminé	Corrélation item-score total
i66.1	0.81	0.61
i66.2	0.81	0.63
i66.3	0.85	0.39
i66.4	0.82	0.58
i66.5	0.81	0.62
i66.6	0.80	0.67
i66.7	0.81	0.62

c Analyse de scalabilité de Mokken

Pour ce qui est de l'homogénéité des items, le coefficient de scalabilité général obtenu pour les 7 items a été H = 0,421 (SE = 0,008). Le **tableau 2.27** montre les valeurs de scalabilité H de tous les items.

À l'exception de celle de l'item 66.3, toutes les valeurs dépassent le seuil H = 0,30. Aussi n'a-t-on pas identifié d'indices de multidimensionnalité et les items sont scalables jusqu'à H ≥ 0,30, ce qui indique une précision moyenne (Stochl, Jones et Croudace, 2012). Néanmoins, il serait indiqué de réviser l'inclusion de l'item 66.3 dans cette échelle.

Tableau 2.27 – Coefficients d'homogénéité – Bloc 4.2 (fréquence)

Item	H	SE
i66.1	0.428	(0.010)
i66.2	0.437	(0.011)
i66.3	0.292	(0.011)
i66.4	0.423	(0.010)
i66.5	0.440	(0.012)
i66.6	0.469	(0.010)
i66.7	0.445	(0.009)

On a ensuite appliqué la procédure de sélection automatique des items pour des niveaux-seuils croissants d'homogénéité, pour examiner la dimensionnalité. Comme indiqué plus haut, si tous les items apparaissent comme relevant de la dimension numéro 1, c'est que l'échelle est unidimensionnelle dans ce seuil d'homogénéité (indiqué dans les en-têtes des colonnes, de 0,1 à 0,5). Le **tableau 2.28** montre les résultats de la procédure de sélection automatique des items. Tous les items, à l'exception de l'item 66.3, paraissent faire partie d'une dimension unique et présenter un seuil d'homogénéité H ≥ 0,3. Ces résultats paraissent confirmer la présence d'une structure unidimensionnelle dans l'échelle, présence à vérifier au moyen de l'analyse factorielle exploratoire.

Tableau 2.28 – MSA-AISP pour des seuils *(t)* croissants de H – Bloc 4.2 (fréquence)

Item	*t* = 0,10	*t* = 0,15	*t* = 0,20	*t* = 0,30	*t* = 0,35	*t* = 0,40	*t* = 0,45	*t* = 0,50
i66.1	1	1	1	1	1	1	0	0
i66.2	1	1	1	1	1	2	2	2
i66.3	1	1	1	0	0	2	2	2
i66.4	1	1	1	1	1	1	1	1
i66.5	1	1	1	1	1	1	1	1
i66.6	1	1	1	1	1	1	1	1
i66.7	1	1	1	1	1	1	1	1

En ce qui concerne l'hypothèse de monotonicité, le tableau 2.29 montre les résultats de l'analyse. Il présente en outre les indices d'homogénéité de chacun des items. On n'observe de violations significatives (#zsig) de l'hypothèse de monotonicité pour aucun des items du bloc 4.2.

Tableau 2.29 – MSA – Monotonicité – Bloc 4.2 (fréquence)

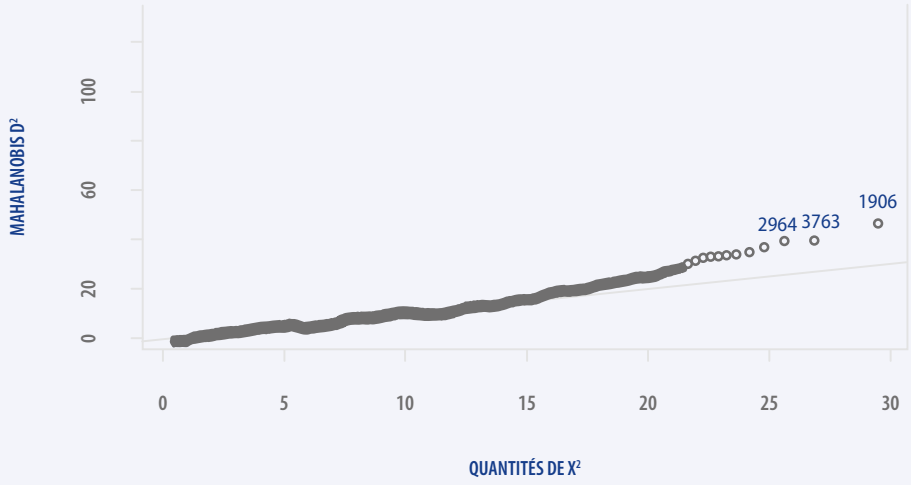
Dimension 1 (H = 0,40, SE = 0,009)

Item	H	#ac	#vi	#vi/#ac	maxvi	sum	sum/#ac	zmax	#zsig	crit
i66.1	0,45	84	0	0,00	0,00	0,00	0	0,00	0	0
i66.2	0,40	60	0	0,00	0,00	0,00	0	0,00	0	0
i66.4	0,47	84	0	0,00	0,00	0,00	0	0,00	0	0
i66.5	0,48	84	0	0,00	0,00	0,00	0	0,00	0	0
i66.6	0,49	84	0	0,00	0,00	0,00	0	0,00	0	0
i66.7	0,50	84	0	0,00	0,00	0,00	0	0,00	0	0

d Valeurs atypiques multivariées

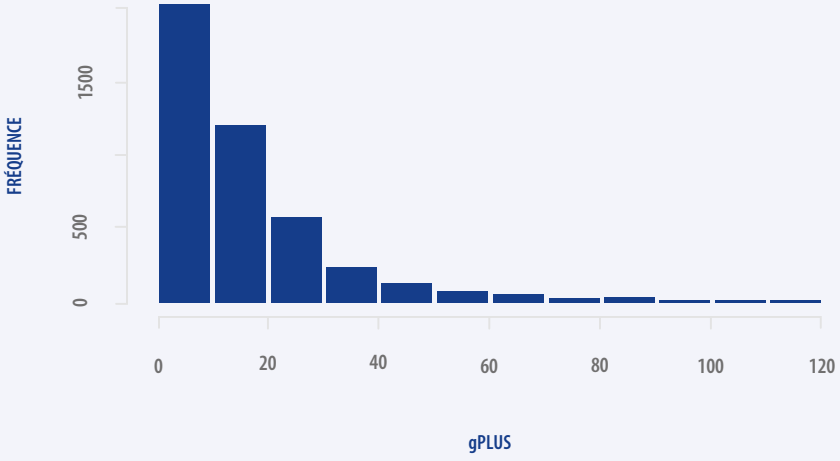
On a ensuite analysé les valeurs atypiques multivariées au moyen des distances D^2 de Mahalanobis. La **figure 2.23** montre les résultats de l'analyse. Comme on peut le constater, les distances D^2 apparaissent sur l'axe des ordonnées et les quantiles du khi carré sur l'axe des abscisses. Parmi les valeurs des distances D^2, 43 se sont révélées significatives au niveau de confiance $\alpha = 0{,}001$ (Hair *et al.*, 2019). La valeur maximale de D^2 a été 46,29.

Figure 2.23 – Diagramme quantile-quantile de Mahalanobis D^2 en fonction des quantiles du χ^2 – Bloc 4.2 (fréquence)



On a également calculé le nombre d'erreurs de Guttman pour chacune des observations afin d'identifier des schémas de réponse atypiques. La moyenne des erreurs a été de 14,5 (SD = 13,24) ; en application du critère proposé par Zijlstra *et al.* (2007) et par Hubert et Vandervieren (2008) pour les distributions asymétriques, la valeur critique a été 42,5, qui a été dépassée par 187 observations.

Figure 2.24 – Distribution des erreurs de Guttman – Bloc 4.2 (fréquence)



e Preuves de la validité de construit

Pour vérifier si les données se prêtaient à une analyse factorielle, on a utilisé le test Kaiser-Meyer-Olkin (Kaiser, 1970) et le test de sphéricité de Bartlett. Le résultat du test KMO indique que les données sont appropriées pour l'analyse factorielle (KMO = 0,79). Tous les items de ce bloc ont obtenu des valeurs de MSA supérieures à 0,7 ou proches de ce résultat (i66.1 = 0,87 ; i66.2 = 0,73 ; i66.3 = 0,65 ; i66.4 = 0,81 ; i66.5 = 0,81 ; i66.6 = 0,84 ; i66.7 = 0,81). Le résultat du test de sphéricité de Bartlett a également été significatif (χ^2 (21) = 13756,52 ; p < 0,001). D'après les résultats obtenus, les données sont adéquates pour faire l'objet d'une analyse factorielle.

La **figure 2.25** montre la structure interne.

La **figure 2.26** présente le graphique de sédimentation avec le résultat de l'analyse factorielle exploratoire, qui porte également à croire à la présence d'un seul facteur. Néanmoins, la présence de deux facteurs est appuyée par 8 méthodes sur 24 (33,33 %) (coordonnées optimales, analyse parallèle, critère de Kaiser, Scree (SE), EGA (glasso), EGA (TMFG), VSS complexité 2, Fit_off). Aussi serait-il indiqué d'effectuer une analyse approfondie de la structure interne de l'échelle en procédant à une analyse factorielle confirmatoire.

Figure 2.25 – Modèle de mesure – Bloc 4.2 (fréquence)

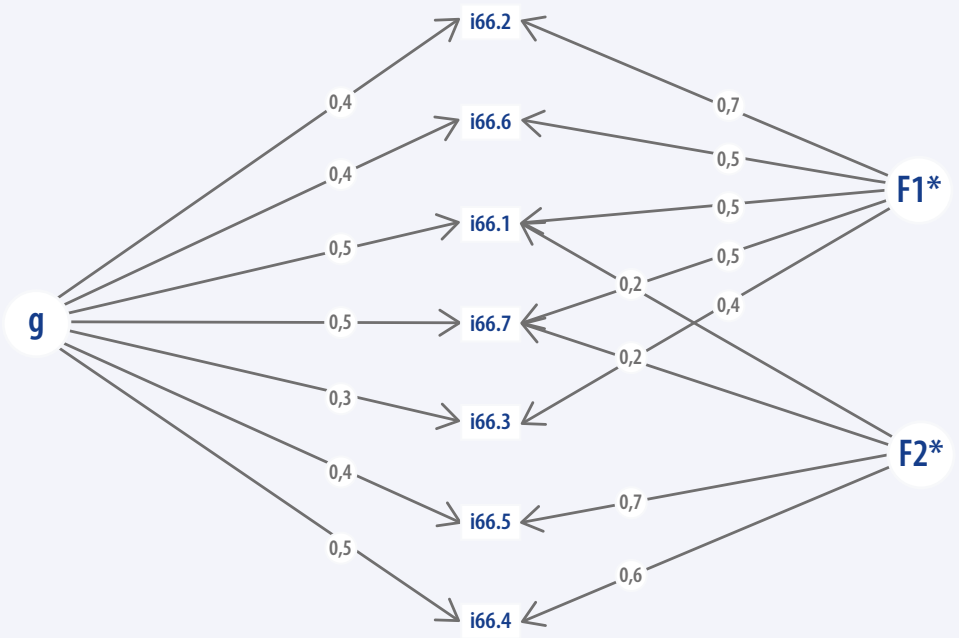
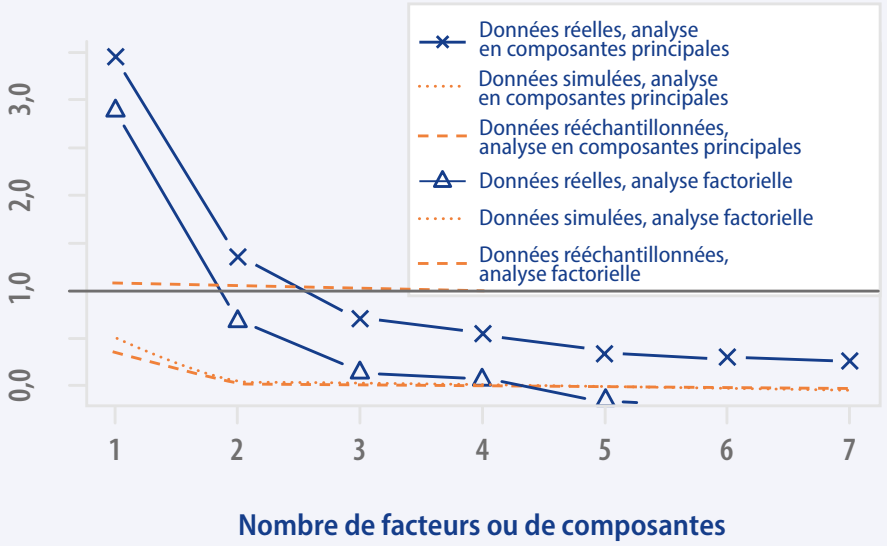


Figure 2.26 – Graphique de sédimentation – Bloc 4.2 (fréquence)



Bloc 4.3 : l'influence sur la pratique de l'enseignement

a Analyse descriptive

Le **tableau 2.30** montre les résultats de l'analyse descriptive des 5 items relatifs aux facteurs qui influent sur la pratique de l'enseignement de l'histoire (bloc 4.2 – items 68.1 à 68.5).

Tableau 2.30 – Facteurs qui influent sur la pratique – Bloc 4.3

Item	Étiquette	1	2	3	4	5	% 1 à 2	% 4 à 5	Manquants
Manuels d'histoire	i68.1	179	241	734	1 248	1 733	10,16	72,09	3 732
Examens	i68.2	289	458	1 069	1 330	989	18,07	56,08	3 732
Formation continue	i68.3	370	537	1 156	1 205	867	21,93	50,11	3 732
Formation initiale des enseignants	i68.4	522	727	1 107	992	787	30,21	43,02	3 732
Besoins et intérêts des élèves	i68.5	1 119	413	1 032	843	728	37,05	37,99	3 732

Item	n	Moyenne	σ	Médiane	Min.	Max.	Four-chette	Coefficient d'asymétrie	Kur-tosis	ES
Manuels d'histoire	4 135	4	1,1	4	1	5	4	- 1,02	0,37	0,02
Examens	4 135	3,55	1,17	4	1	5	4	- 0,53	- 0,49	0,02
Formation continue	4 135	3,4	1,21	4	1	5	4	-0,4	- 0,69	0,02
Formation initiale des enseignants	4 135	3,19	1,28	3	1	5	4	- 0,18	-1	0,02
Besoins et intérêts des élèves	4 135	2,91	1,44	3	1	5	4	-0,04	-1,31	0,02

b Fiabilité

En ce qui concerne la fiabilité de cet ensemble de 5 items, on a obtenu des valeurs inférieures à 0,6 au moyen de l'alpha ordinal de Cronbach (α = 0,57) et légèrement supérieures à 0,7 au moyen de l'oméga de McDonald (ω = 0,72) (McDonald, 2013 ; Revelle et Zinbarg, 2009). Les valeurs inférieures à 0,7 ne sont pas considérées comme acceptables (Kline, 1999). Le **tableau 2.31** présente les résultats de l'analyse de fiabilité et les corrélations item-score total de l'échelle.

On peut voir que les corrélations entre trois des items et le score total de l'échelle ont été inférieures à 0,3. Il ressort de ces résultats que la fiabilité de l'échelle est faible et il serait souhaitable de réviser la rédaction des items et d'en augmenter le nombre.

Tableau 2.31 – Analyse de fiabilité – Bloc 4.3

Item	Alpha si un item est éliminé	Corrélation item-score total
i68.1	0,55	0,26
i68.2	0,56	0,26
i68.3	0,42	0,49
i68.4	0,42	0,48
i68.5	0,59	0,19

c Analyse de scalabilité de Mokken

Pour ce qui est de l'homogénéité des items, le coefficient de scalabilité général obtenu pour les 5 items a été H = 0,195 (SE = 0,008). Le **tableau 2.32** montre les valeurs de scalabilité H de tous les items.

Tableau 2.32 – Coefficients d'homogénéité – Bloc 4.3

Item	H	SE
i68.1	0,140	(0,011)
i68.2	0,147	(0,011)
i68.3	0,282	(0,009)
i68.4	0,278	(0,009)
i68.5	0,124	(0,012)

Toutes les valeurs ont été inférieures au seuil H = 0,30. Aussi n'a-t-on pas identifié d'indices d'unidimensionnalité et les items ne sont pas scalables jusqu'à H ≥ 0,30.

On a ensuite appliqué la procédure de sélection automatique des items pour des niveaux-seuils croissants d'homogénéité, pour examiner la dimensionnalité. Comme indiqué plus haut, si tous les items apparaissent comme relevant de la dimension numéro 1, c'est que l'échelle est unidimensionnelle dans ce seuil d'homogénéité (indiqué dans les en-têtes des colonnes, de 0,1 à 0,5). Le **tableau 2.33** montre les résultats de la procédure de sélection automatique des items. Ces résultats portent à croire à la présence de deux dimensions dans l'échelle, présence à vérifier au moyen de l'analyse factorielle exploratoire. La première est composée des items 68.3 et 68.4, et la seconde serait composée des items 68.1 et 68.2. L'item 68.5 paraît n'appartenir à aucune des deux.

Tableau 2.33 – MSA-AISP pour des seuils *(t)* croissants de H – Bloc 4.3

Item	*t* = 0,10	*t* = 0,15	*t* = 0,20	*t* = 0,30	*t* = 0,35	*t* = 0,40	*t* = 0,45	*t* = 0,50
i68.1	0	2	2	2	0	0	0	0
i68.2	1	2	2	2	0	0	0	0
i68.3	1	1	1	1	1	1	1	1
i68.4	1	1	1	1	1	1	1	1
i68.5	1	1	1	0	0	0	0	0

En ce qui concerne l'hypothèse de monotonicité, le **tableau 2.34** montre les résultats de l'analyse. Il présente en outre les indices d'homogénéité de chacun des items. On observe une violation significative (#zsig) de l'hypothèse de monotonicité dans la dimension 1, mais pas dans la dimension 2. En d'autres termes, les items de la dimension 1 paraissent ne pas bien faire la distinction entre les répondants présentant des niveaux élevés dans le construit et ceux qui présentent des niveaux plus faibles.

Tableau 2.34 – MSA – Monotonicité – Bloc 4.3

Dimension 1 (H = 0,58, SE = 0,014)

Item	H	#ac	#vi	#vi/#ac	maxvi	sum	sum/#ac	zmax	#zsig	crit
i68.3	0,58	40	1	0,03	0,03	0,03	9,00E – 04	2,17	1	18
i68.4	0,58	24	0	0,00	0,00	0,00	0,00E + 00	0,00	0	0

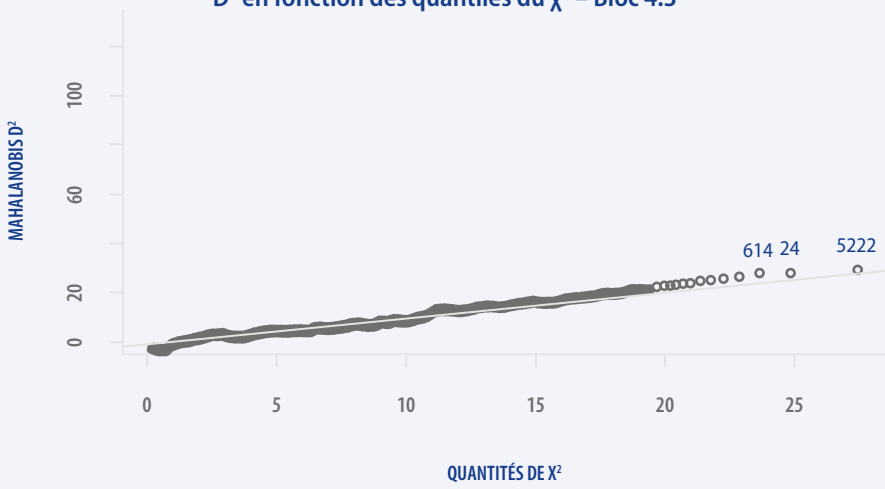
Dimension 2 (H = 0,32, SE = 0,018)

Item	H	#ac	#vi	#vi/#ac	maxvi	sum	sum/#ac	zmax	#zsig	crit
i68.1	0,32	24	0	0	0	0	0	0	0	0
i68.2	0,32	24	0	0	0	0	0	0	0	0

d Valeurs atypiques multivariées

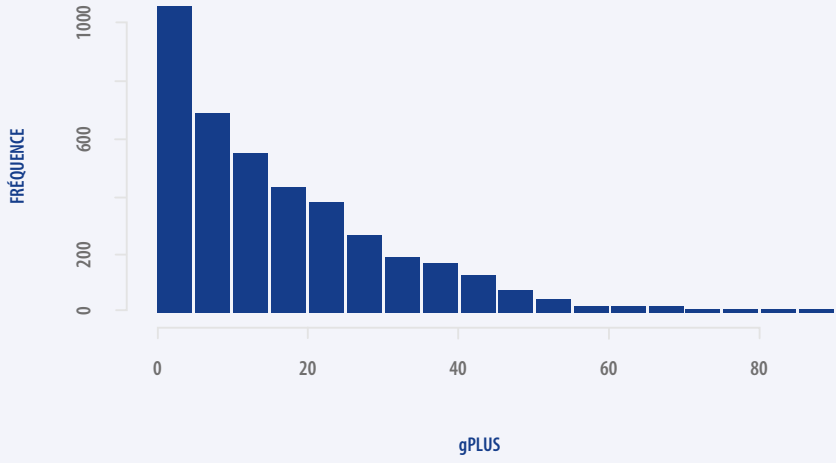
On a ensuite analysé les valeurs atypiques multivariées au moyen des distances D^2 de Mahalanobis. La **figure 2.27** montre les résultats de l'analyse. Comme on peut le constater, les distances D^2 apparaissent sur l'axe des ordonnées et les quantiles du khi carré sur l'axe des abscisses. Parmi les valeurs des distances D^2, 12 se sont révélées significatives au niveau de confiance $\alpha = 0{,}001$ (Hair *et al.*, 2019). La valeur maximale de D^2 a été 29,14.

Figure 2.27 – Diagramme quantile-quantile de Mahalanobis D^2 en fonction des quantiles du χ^2 – Bloc 4.3



On a également calculé le nombre d'erreurs de Guttman pour chacune des observations afin d'identifier des schémas de réponse atypiques. La moyenne des erreurs a été de 17,08 (SD = 14,74) ; en application du critère proposé par Zijlstra *et al.* (2007) et par Hubert et Vandervieren (2008) pour les distributions asymétriques, la valeur critique a été 55, qui a été dépassée par 77 observations.

Figure 2.28 – Distribution des erreurs de Guttman – Bloc 4.3



e Preuves de la validité de construit

Pour vérifier si les données se prêtaient à une analyse factorielle, on a utilisé le test Kaiser-Meyer-Olkin (Kaiser, 1970) et le test de sphéricité de Bartlett. Le résultat du test KMO indique que les données sont acceptables pour l'analyse factorielle (KMO = 0,64). Tous les items de ce bloc ont obtenu des valeurs de MSA supérieures à 0,5 (i68.1 = 0,56 ; i68.2 = 0,56 ; i68.3 = 0,58 ; i68.4 = 0,58 ; i68.5 = 0,65). Le résultat du test de sphéricité de Bartlett a également été significatif (χ^2 (10) = 3452,791 ; p < 0,001).

La **figure 2.29** montre la structure interne.

La **figure 2.30** présente le graphique de sédimentation avec le résultat de l'analyse factorielle exploratoire, qui porte également à croire à la présence de deux facteurs. Cette présence est également appuyée par 10 méthodes sur 21 (47,62 %) (coordonnées optimales, analyse parallèle, critère de Kaiser, VSS complexité 1, BIC, BIC (ajusté), Fit_off, RMSEA, CRMS, BIC).

Figure 2.29 – Modèle de mesure – Bloc 4.3

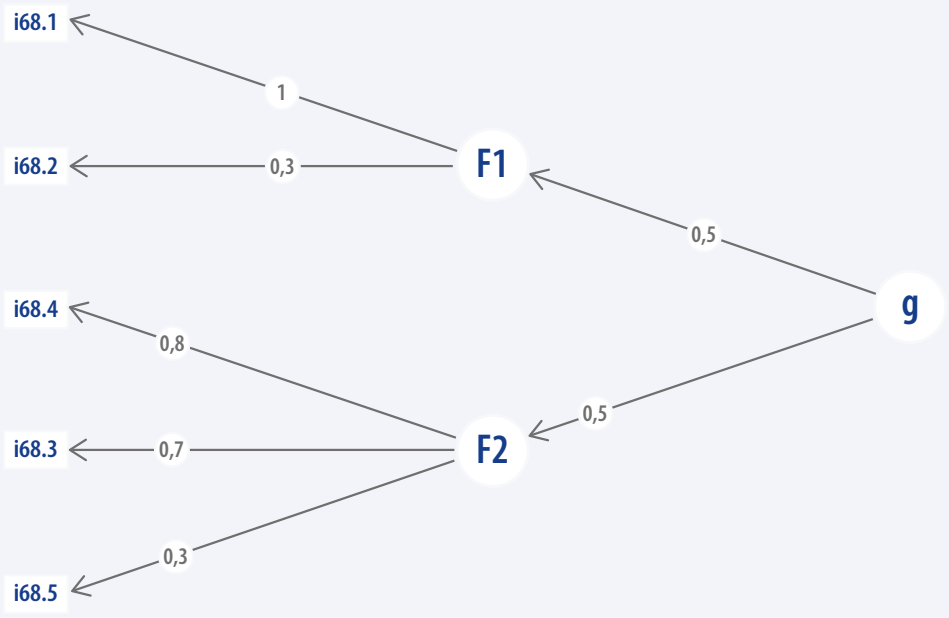
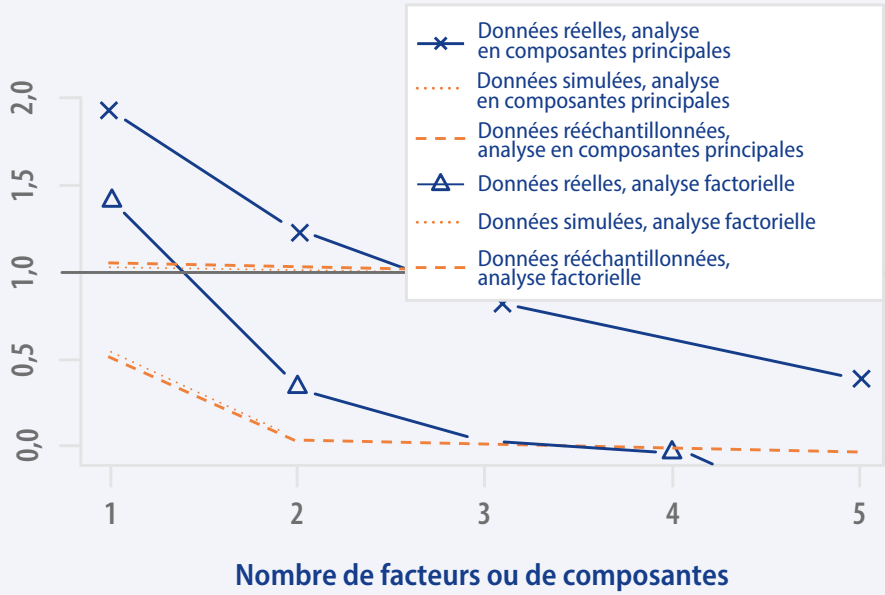


Figure 2.30 – Graphique de sédimentation – Bloc 4.3



BLOC 5 – Résultats et évaluation de l'apprentissage

Bloc 5.1 : buts de l'enseignant

a Analyse descriptive

Le **tableau 2.35** montre les résultats de l'analyse descriptive des 14 items relatifs aux objectifs de l'enseignement de l'histoire (bloc 5.1 – items 70.1 à 70.14).

Tableau 2.35 – Facteurs qui influent sur la pratique – Bloc 5.1

Étiquette	1	2	3	4	5	% 1 à 2	% 4 à 5	Manquants
i70.1	190	543	1 135	1 077	1 155	17,88	54,44	3 767
i70.2	9	54	324	1 126	2 587	1,54	90,56	3 767
i70.3	383	403	625	919	1 770	19,17	65,59	3 767
i70.4	197	385	845	1 274	1 399	14,2	65,2	3 767
i70.5	15	90	352	1 015	2 628	2,56	88,85	3 767
i70.6	12	33	237	887	2 931	1,1	93,12	3 767
i70.7	10	44	310	963	2 773	1,32	91,12	3 767
i70.8	49	181	687	1 385	1 798	5,61	77,63	3 767
i70.9	26	154	607	1 280	2 033	4,39	80,8	3 767
i70.10	17	106	714	1 456	1 807	3	79,59	3 767

Étiquette	1	2	3	4	5	% 1 à 2	% 4 à 5	Manquants
i70.11	23	88	511	1 224	2 254	2,71	84,83	3 767
i70.12	27	131	622	1 370	1 950	3,85	80,98	3 767
i70.13	56	191	656	1 234	1 963	6,02	77,98	3 767
i70.14	28	97	429	950	2 596	3,05	86,49	3 767

Item	n	Moyenne	σ	Médiane	Min.	Max.	Fourchette	Coefficient d'asymétrie	Kurtosis	ES
i70.1	4 100	3,6	1,16	4	1	5	4	- 0,4	- 0,73	0,02
i70.2	4 100	4,52	0,72	5	1	5	4	- 1,5	2,09	0,01
i70.3	4 100	3,8	1,33	4	1	5	4	- 0,83	- 0,55	0,02
i70.4	4 100	3,8	1,15	4	1	5	4	- 0,75	- 0,26	0,02
i70.5	4 100	4,5	0,77	5	1	5	4	- 1,6	2,32	0,01
i70.6	4 100	4,63	0,66	5	1	5	4	- 1,97	4,27	0,01
i70.7	4 100	4,57	0,7	5	1	5	4	- 1,69	2,74	0,01
i70.8	4 100	4,15	0,93	4	1	5	4	- 0,98	0,49	0,01
i70.9	4 100	4,25	0,89	4	1	5	4	- 1,06	0,55	0,01
i70.10	4 100	4,2	0,85	4	1	5	4	- 0,82	0,11	0,01
i70.11	4 100	4,37	0,82	5	1	5	4	- 1,24	1,18	0,01
i70.12	4 100	4,24	0,87	4	1	5	4	- 1,02	0,58	0,01
i70.13	4 100	4,18	0,96	4	1	5	4	- 1,07	0,58	0,01
i70.14	4 100	4,46	0,83	5	1	5	4	- 1,57	2,14	0,01

b Fiabilité

En ce qui concerne la fiabilité de cet ensemble de 14 items, on a obtenu des valeurs supérieures à 0,8 au moyen tant de l'alpha ordinal de Cronbach (α = 0,92) que de l'oméga de McDonald (ω = 0,94) (McDonald, 2013 ; Revelle et Zinbarg, 2009). Les valeurs supérieures à 0,9 sont considérées comme excellentes (Kline, 1999). Le **tableau 2.36** présente les résultats de l'analyse de fiabilité et les corrélations item-score total de l'échelle.

Comme on peut le voir, toutes les corrélations item-score total ont été supérieures à 0,3.

Tableau 2.36 – Analyse de fiabilité – Bloc 5.1

Item	Alpha si un item est éliminé	Corrélation item-score total
i70.1	0,92	0,37
i70.2	0,91	0,69
i70.3	0,92	0,38
i70.4	0,92	0,50
i70.5	0,91	0,69
i70.6	0,91	0,75
i70.7	0,91	0,75
i70.8	0,91	0,71
i70.9	0,91	0,71
i70.10	0,91	0,70
i70.11	0,91	0,70
i70.12	0,91	0,73
i70.13	0,91	0,68
i70.14	0,91	0,69

C Analyse de scalabilité de Mokken

Pour ce qui est de l'homogénéité des items, le coefficient de scalabilité général obtenu pour les 14 items a été H = 0,372 (SE = 0,008). Le **tableau 2.37** montre les valeurs de scalabilité H de tous les items.

Toutes les valeurs ont été supérieures au seuil H = 0,30, à l'exception de celles des items 70.1 et 70.3.

On a ensuite appliqué la procédure de sélection automatique des items pour des niveaux-seuils croissants d'homogénéité, pour examiner la dimensionnalité. Comme indiqué plus haut, si tous les items apparaissent comme relevant de la dimension numéro 1, c'est que l'échelle est unidimensionnelle dans ce seuil d'homogénéité (indiqué dans les en-têtes des colonnes, de 0,1 à 0,5). Le **tableau 2.38** montre les résultats de la procédure de sélection automatique des items. Ces résultats portent à croire à la présence de deux dimensions dans l'échelle, présence à vérifier au moyen de l'analyse factorielle exploratoire. La première dimension comprend tous les items sauf les items 70.1 et 70.3, qui composeraient la seconde.

Tableau 2.37 – Coefficients d'homogénéité – Bloc 5.1

Item	H	SE
i70.1	0,245	(0,011)
i70.2	0,407	(0,012)
i70.3	0,239	(0,010)
i70.4	0,314	(0,011)
i70.5	0,395	(0,011)
i70.6	0,435	(0,012)
i70.7	0,435	(0,011)
i70.8	0,421	(0,009)
i70.9	0,422	(0,010)
i70.10	0,416	(0,010)
i70.11	0,404	(0,011)
i70.12	0,431	(0,010)
i70.13	0,400	(0,010)
i70.14	0,400	(0,010)

Tableau 2.38 – MSA-AISP pour des seuils *(t)* croissants de H – Bloc 5.1

Item	*t* = 0,10	*t* = 0,15	*t* = 0,20	*t* = 0,30	*t* = 0,35	*t* = 0,40	*t* = 0,45	*t* = 0,50
i70.1	1	1	1	2	2	2	0	0
i70.2	1	1	1	1	1	1	1	0
i70.3	1	1	1	2	2	2	0	0
i70.4	1	1	1	1	0	0	0	0
i70.5	1	1	1	1	1	1	1	1
i70.6	1	1	1	1	1	1	1	1
i70.7	1	1	1	1	1	1	1	1
i70.8	1	1	1	1	1	1	1	1
i70.9	1	1	1	1	1	1	1	0
i70.10	1	1	1	1	1	1	1	1
i70.11	1	1	1	1	1	1	1	1
i70.12	1	1	1	1	1	1	1	1
i70.13	1	1	1	1	1	1	1	2
i70.14	1	1	1	1	1	1	1	2

En ce qui concerne l'hypothèse de monotonicité, le **tableau 2.39** montre les résultats de l'analyse. Il présente en outre les indices d'homogénéité de chacun des items. On n'observe de violation significative (#zsig) de l'hypothèse de monotonicité pour aucun des items du bloc 5.1. En d'autres termes, tous les items paraissent faire correctement la distinction entre les répondants présentant des niveaux élevés dans le construit et ceux qui présentent des niveaux plus faibles.

Tableau 2.39 – MSA – Monotonicité – Bloc 5.1

Dimension 1 (H = 0,45, SE = 0,009)

Item	H	#ac	#vi	#vi/#ac	maxvi	sum	sum/#ac	zmax	#zsig	crit
i70.2	0,43	87	0	0	0	0	0	0	0	0
i70.4	0,31	112	0	0	0	0	0	0	0	0
i70.5	0,46	76	0	0	0	0	0	0	0	0
i70.6	0,48	90	0	0	0	0	0	0	0	0
i70.7	0,50	75	0	0	0	0	0	0	0	0
i70.8	0,48	98	0	0	0	0	0	0	0	0
i70.9	0,45	92	0	0	0	0	0	0	0	0
i70.10	0,47	83	0	0	0	0	0	0	0	0
i70.11	0,49	96	0	0	0	0	0	0	0	0
i70.12	0,50	96	0	0	0	0	0	0	0	0
i70.13	0,46	105	0	0	0	0	0	0	0	0
i70.14	0,47	71	0	0	0	0	0	0	0	0

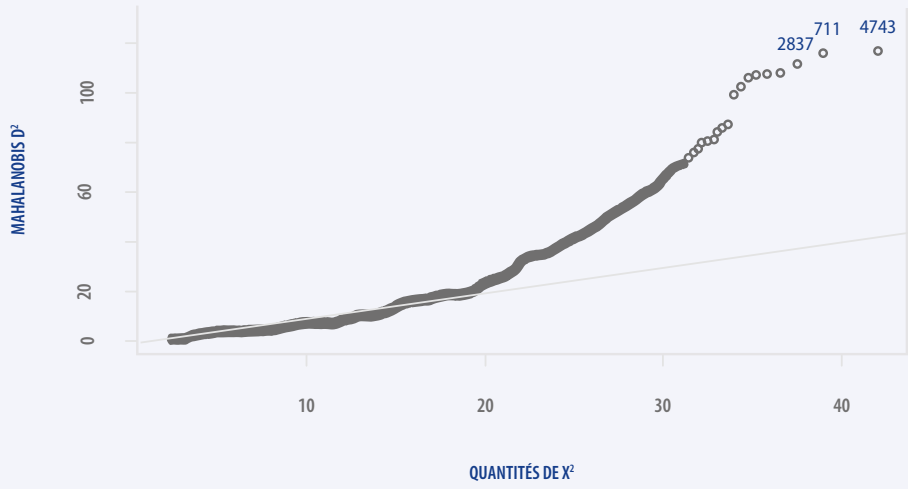
Dimension 2 (H = 0,43, SE = 0,016)

Item	H	#ac	#vi	#vi/#ac	maxvi	sum	sum/#ac	zmax	#zsig	crit
i70.1	0,43	24	0	0	0	0	0	0	0	0
i70.3	0,43	24	0	0	0	0	0	0	0	0

d Valeurs atypiques multivariées

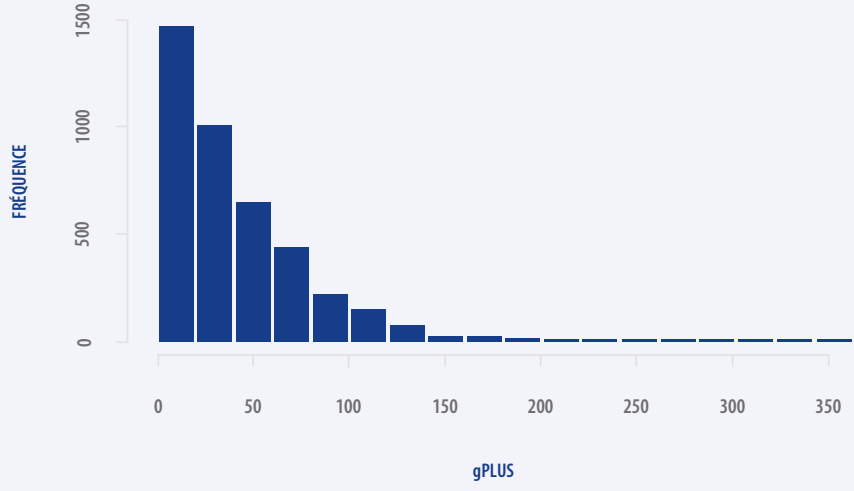
On a ensuite analysé les valeurs atypiques multivariées au moyen des distances D^2 de Mahalanobis. La **figure 2.31** montre les résultats de l'analyse. Comme on peut le constater, les distances D^2 apparaissent sur l'axe des ordonnées et les quantiles du khi carré sur l'axe des abscisses. Parmi les valeurs des distances D^2, 218 se sont révélées significatives au niveau de confiance $\alpha = 0{,}001$ (Hair *et al.*, 2019). La valeur maximale de D^2 a été 117,13.

Figure 2.31 – Diagramme quantile-quantile de Mahalanobis D^2 en fonction des quantiles du χ^2 – Bloc 5.1



On a également calculé le nombre d'erreurs de Guttman pour chacune des observations afin d'identifier des schémas de réponse atypiques. La moyenne des erreurs a été 41,78 (SD = 39,60) ; en application du critère proposé par Zijlstra *et al.* (2007) et par Hubert et Vandervieren (2008) pour les distributions asymétriques, la valeur critique a été 126,5, qui a été dépassée par 159 observations.

Figure 2.32 – Distribution des erreurs de Guttman – Bloc 5.1



e Preuves de la validité de construit

Pour vérifier si les données se prêtaient à une analyse factorielle, on a utilisé le test Kaiser-Meyer-Olkin (Kaiser, 1970) et le test de sphéricité de Bartlett. Le résultat du test KMO indique que les données sont acceptables pour l'analyse factorielle (KMO = 0,92). Tous les items de ce bloc ont obtenu des valeurs de MSA supérieures à 0,9, sauf les items 70.3 (MSA = 0,74) et 70.4 (MSA = 0,85). Le résultat du test de sphéricité de Bartlett a également été significatif (χ^2 (91) = 38359,77 ; p < 0,001).

La **figure 2.33** montre la structure interne.

La **figure 2.34** présente le graphique de sédimentation avec le résultat de l'analyse factorielle exploratoire, qui porte également à croire à la présence de deux facteurs. Néanmoins, la présence de trois facteurs est appuyée par 6 méthodes sur 27 (22,22 %) (CNG, coordonnées optimales, analyse parallèle, critère de Kaiser, Scree (SE), EGA (glasso)). Aussi serait-il indiqué d'approfondir l'analyse de la structure interne de l'échelle en soumettant les données à une analyse factorielle confirmatoire.

Figure 2.33 – Modèle de mesure – Bloc 5.1

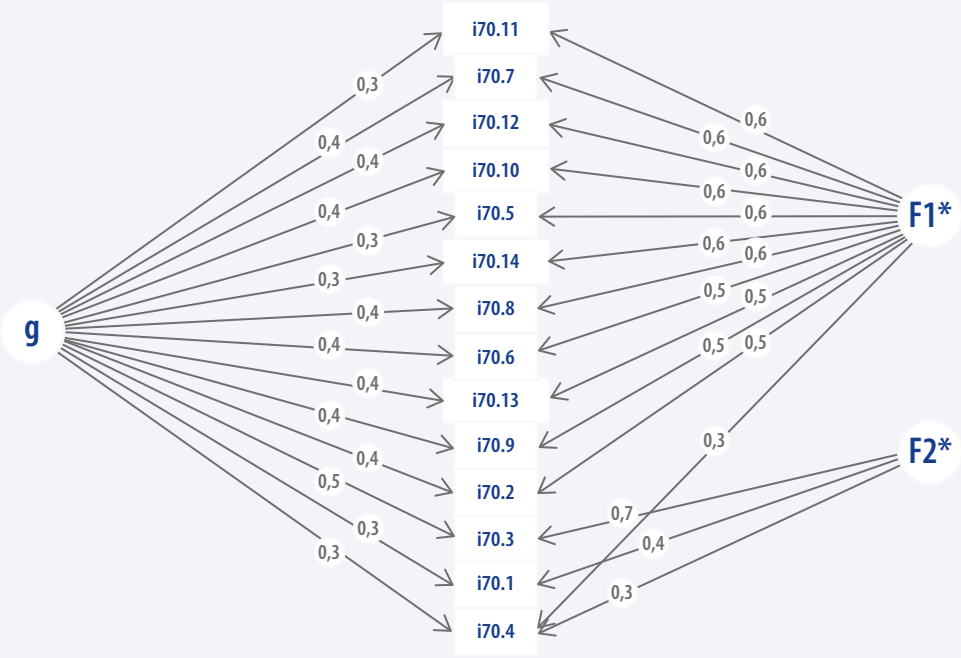
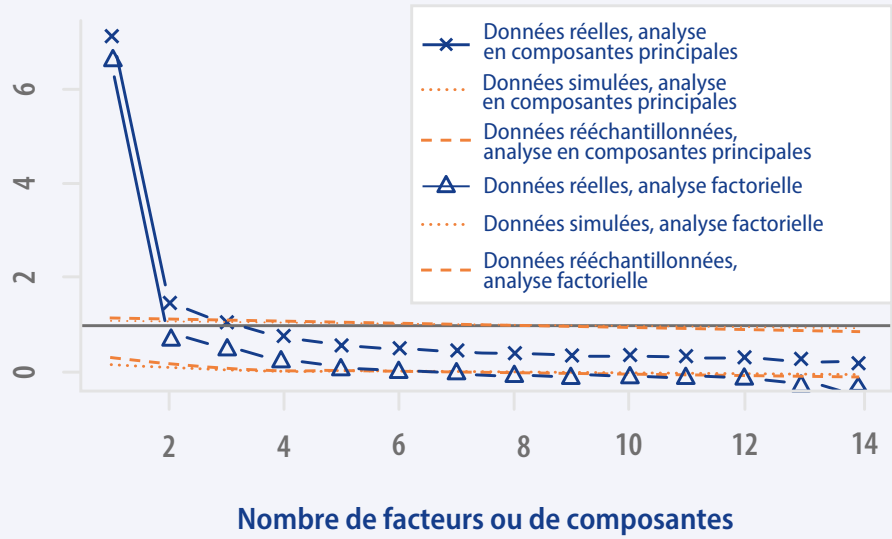


Figure 2.34 – Graphique de sédimentation – Bloc 5.1



Bloc 5.2 : méthodes d'évaluation

a Analyse descriptive

Le **tableau 2.40** montre les résultats de l'analyse descriptive des 10 items relatifs aux instruments d'évaluation (bloc 5.2 – items 73.1 à 73.10).

Tableau 2.40 – Facteurs qui influent sur la pratique – Bloc 5.2

Étiquette	1	2	3	4	5	% 1 à 2	% 4 à 5	Manquants
i73.1	107	288	1 004	1 499	1 157	9,74	65,5	3 812
i73.2	76	261	833	1 390	1 495	8,31	71,15	3 812
i73.3	118	379	1 039	1 434	1 085	12,26	62,12	3 812
i73.4	193	493	1 076	1 356	937	16,92	56,55	3 812
i73.5	481	861	1 210	930	573	33,09	37,07	3 812
i73.6	184	569	1 192	1 202	908	18,57	52,03	3 812
i73.7	174	451	1 085	1 363	982	15,41	57,83	3 812
i73.8	74	207	538	1 217	2 019	6,93	79,8	3 812
i73.9	145	490	1 280	1 345	795	15,66	52,77	3 812
i73.10	250	494	1 203	1 236	872	18,37	51,99	3 812

Item	n	Moyenne	σ	Médiane	Min.	Max.	Fourchette	Coefficient d'asymétrie	Kurtosis	ES
i70.1	4 055	3,82	1,01	4	1	5	4	- 0,65	- 0,02	0,02
i70.2	4 055	3,98	1	4	1	5	4	- 0,79	0,05	0,02
i70.3	4 055	3,74	1,04	4	1	5	4	- 0,57	- 0,27	0,02
i70.4	4 055	3,58	1,11	4	1	5	4	- 0,48	- 0,48	0,02
i70.5	4 055	3,06	1,22	3	1	5	4	- 0,04	- 0,9	0,02
i70.6	4 055	3,51	1,12	4	1	5	4	- 0,34	- 0,65	0,02
i70.7	4 055	3,62	1,1	4	1	5	4	- 0,51	- 0,41	0,02
i70.8	4 055	4,21	0,98	4	1	5	4	- 1,22	0,97	0,02
i70.9	4 055	3,53	1,05	4	1	5	4	- 0,35	- 0,44	0,02
i70.10	4 055	3,49	1,14	4	1	5	4	- 0,41	- 0,54	0,02

b Fiabilité

En ce qui concerne la fiabilité de cet ensemble de 10 items, on a obtenu des valeurs supérieures à 0,8 au moyen tant de l'alpha ordinal de Cronbach (α = 0,87) que de l'oméga de McDonald (ω = 0,9) (McDonald, 2013 ; Revelle et Zinbarg, 2009). Les valeurs supérieures à 0,8 sont considérées comme bonnes (Kline, 1999). Le **tableau 2.41** présente les résultats de l'analyse de fiabilité et les corrélations item-score total de l'échelle.

Comme on peut le voir, toutes les corrélations item-score total ont été supérieures à 0,3.

Tableau 2.41 – Analyse de fiabilité – Bloc 5.2

Item	Alpha si un item est éliminé	Corrélation item-score total
i73.1	0,86	0,57
i73.2	0,86	0,52
i73.3	0,86	0,56
i73.4	0,85	0,66
i73.5	0,86	0,57
i73.6	0,86	0,56
i73.7	0,85	0,59
i73.8	0,87	0,43
i73.9	0,85	0,68
i73.10	0,85	0,68

c Analyse de scalabilité de Mokken

Pour ce qui est de l'homogénéité des items, le coefficient de scalabilité général obtenu pour les 10 items a été H = 0,37 (SE = 0,007). Le **tableau 2.42** montre les valeurs de scalabilité H de tous les items.

Toutes les valeurs ont été supérieures au seuil H = 0,30, à l'exception de celle de l'item 73.8.

On a ensuite appliqué la procédure de sélection automatique des items pour des niveaux-seuils croissants d'homogénéité, pour examiner la dimensionnalité. Comme indiqué plus haut, si tous les items apparaissent comme relevant de la dimension numéro 1, c'est que l'échelle est unidimensionnelle dans ce seuil d'homogénéité (indiqué dans les en-têtes des colonnes, de 0,1 à 0,5). Le **tableau 2.43** montre les résultats de la procédure de sélection automatique des items.

Ces résultats portent à croire à la présence d'une dimension dans l'échelle, présence à vérifier au moyen de l'analyse factorielle exploratoire. De nouveau, l'item 73.8 paraît se situer en dehors de l'échelle unidimensionnelle.

Tableau 2.42 – Coefficients d'homogénéité – Bloc 5.2

Item	H	SE
i73.1	0,363	(0,010)
i73.2	0,325	(0,010)
i73.3	0,353	(0,011)
i73.4	0,414	(0,009)
i73.5	0,381	(0,010)
i73.6	0,357	(0,010)
i73.7	0,369	(0,009)
i73.8	0,262	(0,010)
i73.9	0,434	(0,009)
i73.10	0,426	(0,009)

Tableau 2.43 – MSA-AISP pour des seuils *(t)* croissants de H – Bloc 5.2

Item	*t* = 0,10	*t* = 0,15	*t* = 0,20	*t* = 0,30	*t* = 0,35	*t* = 0,40	*t* = 0,45	*t* = 0,50
i73.1	1	1	1	1	1	2	2	0
i73.2	1	1	1	1	2	3	0	0
i73.3	1	1	1	1	1	2	0	0
i73.4	1	1	1	1	1	1	1	2
i73.5	1	1	1	1	1	1	1	2
i73.6	1	1	1	1	1	1	0	0
i73.7	1	1	1	1	1	2	2	0
i73.8	1	1	1	0	2	3	0	0
i73.9	1	1	1	1	1	1	1	1
i73.10	1	1	1	1	1	1	1	1

En ce qui concerne l'hypothèse de monotonicité, le **tableau 2.44** montre les résultats de l'analyse. Il présente en outre les indices d'homogénéité de chacun des items. On n'observe de violation significative (#zsig) ou non significative (#vi) de l'hypothèse de monotonicité pour aucun des items du bloc 5.2. En d'autres termes, tous les items paraissent faire correctement la distinction entre les répondants présentant des niveaux élevés dans le construit et ceux qui présentent des niveaux plus faibles.

Tableau 2.44 – MSA – Monotonicité – Bloc 5.2

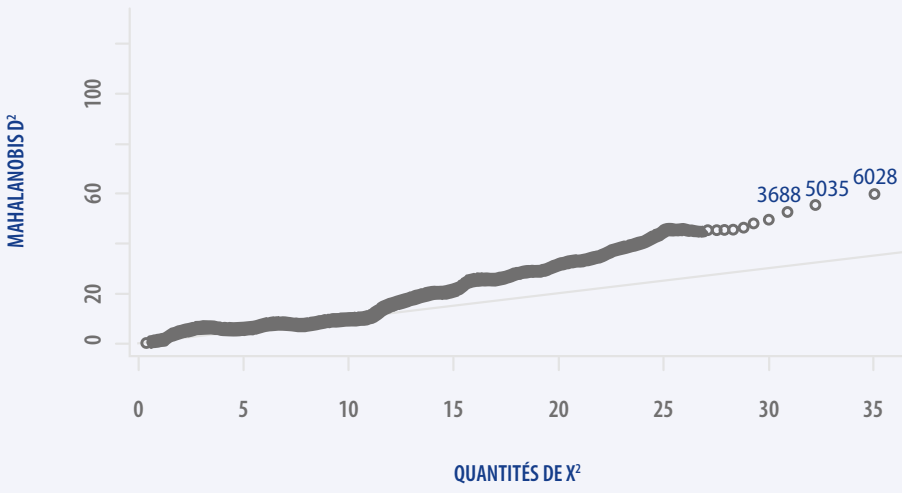
Dimension 1 (H = 0,37, SE = 0,008)

Item	H	#ac	#vi	#vi/#ac	maxvi	sum	sum/#ac	zmax	#zsig	crit
i73.1	0,38	112	0	0	0	0	0	0	0	0
i73.2	0,32	112	0	0	0	0	0	0	0	0
i73.3	0,37	112	0	0	0	0	0	0	0	0
i73.4	0,43	105	0	0	0	0	0	0	0	0
i73.5	0,4	112	0	0	0	0	0	0	0	0
i73.6	0,37	105	0	0	0	0	0	0	0	0
i73.7	0,38	112	0	0	0	0	0	0	0	0
i73.9	0,45	105	0	0	0	0	0	0	0	0
i73.10	0,44	112	0	0	0	0	0	0	0	0

d Valeurs atypiques multivariées

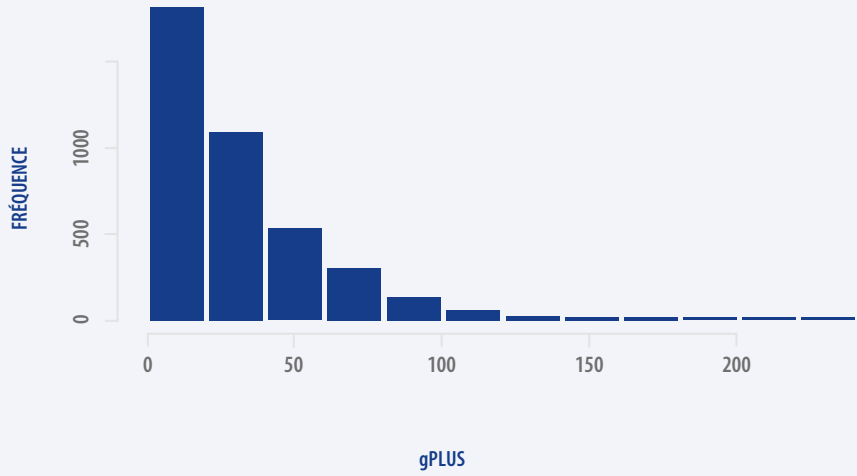
On a ensuite analysé les valeurs atypiques multivariées au moyen des distances D^2 de Mahalanobis. La **figure 2.35** montre les résultats de l'analyse. Comme on peut le constater, les distances D^2 apparaissent sur l'axe des ordonnées et les quantiles du khi carré sur l'axe des abscisses. Parmi les valeurs des distances D^2, 108 se sont révélées significatives au niveau de confiance α = 0,001 (Hair *et al.*, 2019). La valeur maximale de D^2 a été 60,03.

Figure 2.35 – Diagramme quantile-quantile de Mahalanobis D^2 en fonction des quantiles du χ^2 – Bloc 5.2



On a également calculé le nombre d'erreurs de Guttman pour chacune des observations afin d'identifier des schémas de réponse atypiques. La moyenne des erreurs a été 30,32 (SD = 27,46) ; en application du critère proposé par Zijlstra *et al.* (2007) et par Hubert et Vandervieren (2008) pour les distributions asymétriques, la valeur critique a été 92,5, qui a été dépassée par 148 observations.

Figure 2.36 – Distribution des erreurs de Guttman – Bloc 5.2



e Preuves de la validité de construit

Pour vérifier si les données se prêtaient à une analyse factorielle, on a utilisé le test Kaiser-Meyer-Olkin (Kaiser, 1970) et le test de sphéricité de Bartlett. Le résultat du test KMO indique que les données sont acceptables pour l'analyse factorielle (KMO = 0,89). Tous les items de ce bloc ont obtenu des valeurs de MSA comprises entre 0,84 (item 73.8) et 0,92 (item 73.5). Le résultat du test de sphéricité de Bartlett a également été significatif (χ^2 (45) = 16781,77 ; p < 0,001).

La **figure 2.37** montre la structure interne.

La **figure 2.38** présente le graphique de sédimentation avec le résultat de l'analyse factorielle exploratoire, qui porte à croire à la présence d'un facteur. Cette présence est appuyée par 9 méthodes sur 27 (29,63 %) (coordonnées optimales, facteur d'accélération, Scree (SE), Scree (R2), EGA (glasso), EGA (TMFG), VSS complexity 1, MAP de Velicer, TLI).

Figure 2.37 – Modèle de mesure – Bloc 5.2

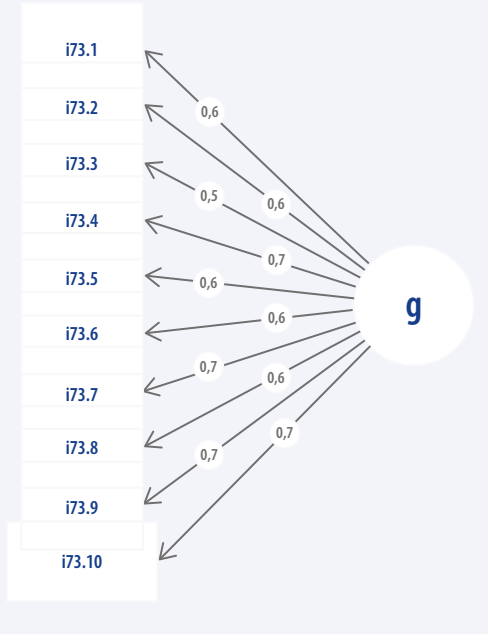
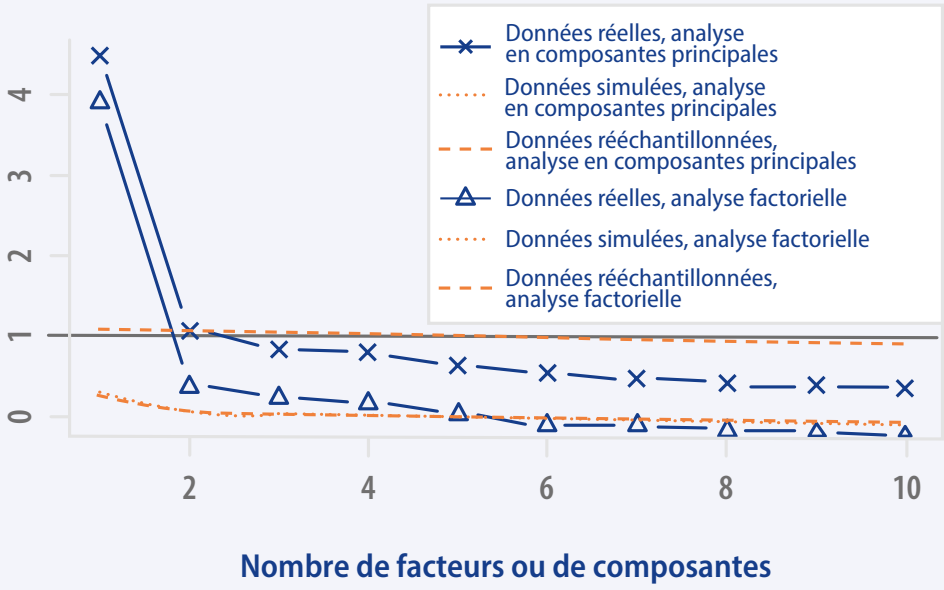


Figure 2.38 – Graphique de sédimentation – Bloc 5.2



Références

Ark L. A. (2007), « Mokken scale analysis in R », *Journal of Statistical Software*, vol. 20, n° 11, p. 1-19.

Hair J. F. *et al.* (2019), *Multivariate data analysis*, 8e éd., Cengage Learning, Andover.

Kaiser H. F. (1970), « A second generation little jiffy », *Psychometrika*, 35, p. 401-415, disponible à l'adresse https://doi.org/10.1007/BF02291817.

Kaiser H. F. et Rice J. (1974), « Little Jiffy Mark IV », *Educational and Psychological Measurement*, vol. 34, n° 1, p. 111-117, disponible à l'adresse https://doi.org/10.1177/001316447403400115.

Kline P. (1999), *The handbook of psychological testing*, 2e éd., Routledge, Londres.

McDonald R. P. (2013), *Test theory – A unified treatment*, Psychology Press, Hove.

Loevinger J. (1948), « The technique of homogeneous tests compared with some aspects of 'scale analysis' and factor analysis », *Psychological Bulletin*, 45, p. 507-530, disponible à l'adresse https://doi.org/10.1037/h0055827.

Lorenzo-Seva U. et Ferrando P. J. (2021), « Not positive definite correlation matrices in exploratory item factor analysis: Causes, consequences and a proposed solution », *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal,* vol. 28, n° 1, p. 138-147, disponible à l'adresse http://doi.org/10.1080/10705511.2020.1735393.

Mokken R. J. (1971), *A theory and procedure of scale analysis*, Mouton, La Haye.

Molenaar I. W. et Sjitsma K. (1984), « Internal consistency and reliability in Mokken's nonparametric item response model », *Tijdschrift voor Onderwijsresearch*, vol. 9, p. 257-268.

Revelle W. et Zinbarg R. E. (2009), « Coefficients alpha, beta, omega and the glb: comments on Sijtsma », *Psychometrika*, vol. 74, n° 1, p. 145-154.

Stochl J., Jones P. et Croudace T. (2012), « Mokken scale analysis of mental health and well-being questionnaire item responses: a non-parametric IRT method in empirical research for applied health researchers », *BMC Medical Research Methodology*, vol. 12, disponible à l'adresse https://doi.org/10.1186/1471-2288-12-74.

Zijlstra W. P., Van Der Ark L. A. et Sijtsma K. (2007), « Outlier detection in test and questionnaire data », *Multivariate Behavioral Research,* vol. 42, n° 3, p. 531-555, disponible à l'adresse https://doi.org/10.1080/00273170701384340.

Cette analyse a été réalisée par Jairo Rodríguez Medina (université de Valladolid, Espagne) et Cosme Jesús Gómez Carrasco (université de Murcie, Espagne).

ÉLÉMENT 3

TABLEAUX DONNANT LES VALEURS MOYENNES DES RÉPONSES AUX QUESTIONS SÉLECTIONNÉES DANS LE TES

Élément 3

Tableaux donnant les valeurs moyennes des réponses aux questions sélectionnées dans le TES

Tableau 3.1 – Fréquence d'utilisation des ressources pédagogiques indiquée par les répondants à l'enquête TES (allant de 1 (jamais) à 5 (à chaque cours))

État membre	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	O	P	Q
ALB	2,70	2,85	2,54	3,01	2,65	2,79	3,35	3,07	4,73	3,34	3,33	3,25	2,74	2,66	3,8	2,03	3,5
AND	3,29	3,00	3,00	3,00	2,86	2,57	3,71	3,57	3,71	1,57	2,86	3,43	3,71	4,29	2,71	2,43	3,86
ARM	3,09	2,78	3,32	2,98	3,19	2,62	3,19	3,14	4,62	3,28	3,33	3,02	2,51	3,11	3,63	2,32	3,26
CYP	1,83	3,14	2,94	3,07	2,12	1,75	2,62	2,51	4,12	2,35	3,65	3,16	2,38	3,38	4,31	1,67	3,28
FRA	1,86	3,19	3,15	2,41	2,46	1,98	2,71	2,56	3,74	1,93	3,09	3,16	2,26	2,68	2,17	1,56	3,21
GEO	2,98	3,21	3,27	2,99	2,83	2,57	3,42	3,21	4,7	3,08	3,79	3,26	2,8	3,34	2,73	1,96	3,12
GRC	1,97	3,06	3,1	3,02	2,27	1,78	2,6	3,06	4,24	2,28	3,01	2,94	2,26	3,65	4,08	1,67	3,53
IRL	2,46	2,92	3,41	2,63	2,0	2,45	2,96	2,76	3,95	2,58	3,92	3,46	2,69	2,97	4,12	1,53	3,41
LUX	2,15	2,8	3,37	2,16	2,0	2,12	2,57	2,57	3,39	2,27	3,52	3,04	2,44	2,9	3,19	1,68	2,8
MLT	1,78	3,27	3,6	2,65	2,17	2,43	3,4	3,18	2,85	2,28	3,7	3,43	2,58	3,48	4,17	1,83	3,35
MKD	3,13	3,13	3,21	3,29	2,73	2,6	3,25	3,06	4,57	2,97	3,3	3,58	2,91	3,16	3,82	1,88	3,49
PRT	2,84	3,15	3,51	3,05	2,52	2,61	3,19	3,01	4,20	2,38	3,23	3,07	2,22	3,16	3,71	1,96	3,45
SRB	2,71	2,95	3,24	2,98	2,8	2,45	3,16	2,9	4,59	2,7	3,22	3,18	2,69	3,24	3,66	1,71	3,49
SVN	2,61	2,93	3,62	2,92	2,78	2,68	3,13	3,16	3,97	2,57	3,09	3,17	2,76	3,45	3,27	1,99	3,34
ESP	2,55	3,22	3,45	2,53	2,55	2,7	3,18	2,89	3,56	2,47	3,12	2,97	2,6	3,23	3,67	1,77	3,13
TUR	3,34	3,1	3,35	3,0	2,71	2,49	3,22	2,95	4,43	2,69	2,99	3,66	2,8	3,06	4,05	2,3	3,7

- **A** Applications pour smartphones et tablettes à contenu historique
- **B** Artefacts (peinture, architecture, sculpture, art contemporain, etc.)
- **C** Films de fiction et documentaires sur des thèmes historiques
- **D** Bibliographie historiographique
- **E** Littérature (par exemple romans historiques, BD)
- **F** Traditions et festivals locaux et régionaux liés à des événements historiques
- **G** Patrimoine culturel local (costumes, traditions culinaires, célébrations, etc.)
- **H** Musées et autres lieux ayant pour vocation de faire comprendre le sens du patrimoine
- **I** Manuels d'histoire
- **J** Sources orales (entretiens avec des grands-parents, des proches, des voisins, etc.)
- **K** Sources documentaires primaires
- **L** Presse écrite ou numérique (journaux et revues)

M Articles dans des magazines grand public sur des sujets historiques

N Moteurs de recherche et sites web à contenu historique qui ne sont pas nécessairement validés par les autorités éducatives

O Notes de l'enseignant

P Jeux vidéo

Q Sites web et bases de données à contenu historique agréés par les autorités éducatives

Tableau 3.2 – Opinions des répondants à l'enquête TES sur les manuels d'histoire dans leur pays (allant de 1 (je ne suis pas du tout d'accord avec cet élément) à 5 (je suis tout à fait d'accord avec cet élément))

État membre	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L
ALB	3,88	2,38	3,94	3,52	3,80	3,04	2,69	3,75	3,16	2,91	2,71	3,85
AND	3,50	2,50	3,00	1,83	3,50	2,50	2,17	2,17	3,17	2,17	2,50	3,50
ARM	3,37	2,35	3,15	3,21	3,02	2,39	1,98	2,99	1,87	1,94	2,48	2,82
CYP	2,48	3,56	3,05	3,15	2,33	2,07	1,85	2,15	1,48	1,43	3,03	2,19
FRA	3,39	2,62	2,97	2,80	2,96	2,33	1,74	2,48	2,07	2,05	2,37	3,05
GEO	3,76	1,90	3,46	2,11	3,27	2,65	2,11	3,52	2,69	2,16	2,18	3,65
GRC	2,52	3,39	2,93	3,47	2,21	1,97	1,74	2,0	1,4	1,41	2,91	2,22
IRL	3,32	2,64	3,38	3,49	2,89	2,97	2,41	2,57	1,6	1,87	2,39	3,11
LUX	3,18	2,89	3,09	3,01	2,99	2,44	2,22	2,71	2,24	2,29	2,15	3,06
MLT	2,93	2,71	3,25	3,24	3,02	2,40	1,91	2,62	1,75	2,02	2,18	2,8
MKD	3,24	2,85	2,89	2,56	3,23	2,73	2,56	3,48	2,59	2,61	2,94	3,23
PRT	3,69	2,28	3,46	2,43	3,28	2,52	2,09	2,9	2,29	2,43	2,36	3,35
SRB	3,74	2,76	3,61	2,95	3,28	2,93	2,53	3,35	2,96	2,87	2,37	3,52
SVN	4,04	2,76	3,98	3,17	3,55	3,13	2,83	3,08	2,38	2,39	2,48	3,65
ESP	2,98	2,88	2,86	3,35	2,43	2,17	1,75	2,23	2,03	1,91	2,72	2,68
TUR	3,12	3,04	3,1	3,86	3,05	2,78	2,36	2,89	2,67	2,41	2,52	2,87

A Les manuels d'histoire fournissent les matériels et activités nécessaires à l'acquisition des notions et des capacités de réflexion historique requises pour étudier le passé

B Les manuels d'histoire imposent des contraintes dans la manière dont j'enseigne l'histoire

C Les manuels scolaires utilisent une formulation neutre

D Les manuels d'histoire présentent un récit centré sur la nation

E Les manuels d'histoire présentent des perspectives multiples

F L'histoire du genre occupe une place satisfaisante dans les manuels d'histoire

G L'histoire de l'enfance occupe une place satisfaisante dans dans les manuels d'histoire

H Les différents groupes ethniques, linguistiques, religieux et socioculturels sont présentés de manière adéquate dans les manuels d'histoire

I Les Roms et les gens du voyage sont présentés de manière adéquate dans les manuels d'histoire

J Les différentes minorités sexuelles/ de genre sont présentées de manière adéquate dans les manuels d'histoire

K Les informations historiques fournies dans les manuels d'histoire sont obsolètes

L Les méthodes utilisées dans les manuels d'histoire sont adaptées aux besoins des élèves

Tableau 3.3 – Importance accordée aux différents domaines dans l'enseignement de l'histoire (allant de 1 (pas du tout important) à 5 (très important)) par les répondants au TES

État membre	A	B	C	D	E	F	G
ALB	3,41	3,75	3,61	3,02	3,59	3,82	3,89
AND	3,67	4,17	3,33	2,67	2,83	3,50	3,50
ARM	4,16	4,02	4,64	2,71	3,37	3,51	3,92
CYP	3,73	4,15	4,05	3,41	3,68	3,71	3,43
FRA	3,54	4,06	3,82	2,89	3,21	3,43	3,19
GEO	3,85	4,02	4,38	3,48	3,81	4,03	3,94
GRC	3,80	4,32	3,77	3,30	3,66	3,76	3,37
IRL	2,81	4,18	4,21	3,12	3,35	3,48	2,75
LUX	2,87	4,13	3,94	2,47	3,32	3,59	2,85
MLT	3,38	4,35	3,92	3,12	3,19	3,29	3,31
MKD	3,38	3,55	3,96	2,90	3,60	3,57	3,50
PRT	3,98	4,51	4,18	3,04	3,25	3,42	3,18
SRB	3,64	4,20	4,42	3,03	3,62	3,67	3,38
SVN	3,52	4,13	3,92	3,22	3,29	3,43	3,41
ESP	4,02	4,46	3,63	3,50	3,46	3,68	3,37
TUR	3,85	4,41	4,29	3,03	3,71	3,94	4,09

A Histoire de l'art

B Histoire économique et sociale

C Histoire politique et militaire

D Histoire du genre

E Histoire des minorités et des cultures

F Histoire des migrations

G Histoire de l'environnement

Tableau 3.4 – Fréquence d'enseignement des différents domaines dans l'enseignement de l'histoire (allant de 1 (jamais) à 5 (presque toujours ou souvent)) comme indiqué par les répondants à l'enquête TES

État membre	A	B	C	D	E	F	G
ALB	2,73	3,27	3,32	2,35	2,93	2,60	2,71
AND	2,67	4,00	3,33	2,33	3,00	3,00	3,33
ARM	4,04	3,97	4,56	2,59	3,07	3,03	3,39
CYP	2,74	3,81	4,37	1,97	2,52	2,76	1,91
FRA	3,21	3,85	3,94	2,36	2,58	2,77	2,52
GEO	2,60	3,05	3,41	2,45	2,69	2,72	2,63
GRC	2,79	3,60	4,05	1,98	2,34	2,46	1,87
IRL	2,16	3,95	4,29	2,39	2,45	2,58	1,82
LUX	2,36	3,97	4,00	2,12	3,05	2,92	2,14

État membre	A	B	C	D	E	F	G
MLT	2,83	4,00	4,15	2,19	2,21	2,64	2,64
MKD	3,14	3,35	4,12	2,71	3,52	3,03	2,80
PRT	3,92	4,42	4,16	2,82	2,96	3,02	2,65
SRB	3,49	4,17	4,55	2,70	3,26	3,31	2,72
SVN	3,16	4,00	4,32	2,84	2,91	2,97	2,56
ESP	3,46	4,07	3,90	3,04	2,78	2,84	2,55
TUR	3,02	3,64	3,91	2,91	3,63	3,00	3,09

A Histoire de l'art

B Histoire économique et sociale

C Histoire politique et militaire

D Histoire du genre

E Histoire des minorités et des cultures

F Histoire des migrations

G Histoire de l'environnement

Tableau 3.5 – Importance accordée aux différentes échelles géographiques de l'histoire (allant de 1 (la moins pertinente) à 5 (la plus pertinente)), comme indiqué par les répondants à l'enquête TES

État membre	A	B	C	D	E
ALB	2,24	3,26	2,72	3,31	3,47
AND	2,00	3,17	1,83	4,50	3,50
ARM	2,30	2,68	2,86	3,46	3,70
CYP	2,68	3,05	3,04	3,17	3,07
FRA	2,63	3,16	2,83	3,17	3,21
GEO	2,49	2,86	2,70	3,28	3,66
GRC	2,67	3,73	2,64	3,19	2,78
IRL	2,70	3,04	2,93	3,28	3,04
LUX	2,46	2,74	2,88	3,41	3,51
MLT	2,45	3,45	2,69	3,47	2,94
MKD	2,11	3,30	2,79	3,30	3,50
PRT	2,10	3,44	2,51	3,60	3,36
SRB	2,36	4,02	2,55	3,26	2,82
SVN	2,43	3,51	2,62	3,41	3,04
ESP	2,48	3,25	2,86	3,26	3,15
TUR	2,45	3,88	2,75	3,00	2,92

A Histoire locale/régionale (niveau infranational)

B Histoire nationale

C Histoire régionale (niveau supranational)

D Histoire européenne

E Histoire mondiale

Tableau 3.6 – Périodes historiques abordées dans l'enseignement de l'histoire (en %)[1], comme indiqué par les répondants au TES

État membre	A	B	C	D	E	F
ALB	46,20	46,28	49,11	41,28	40,71	44,83
AND	33,33	25,00	25,00	33,33	41,67	33,33
ARM	42,57	37,16	48,65	40,09	51,13	27,25
CYP	25,00	25,99	23,03	18,75	35,53	28,95
FRA	29,17	52,27	51,14	53,03	61,36	70,45
GEO	46,21	48,74	49,46	37,18	41,52	34,66
GRC	21,13	32,65	32,47	29,73	50,86	35,40
IRL	34,36	32,52	54,60	57,67	63,19	28,83
LUX	29,25	38,68	39,62	48,11	54,72	63,21
MLT	41,43	34,29	35,71	48,57	35,71	21,43
MKD	60,68	56,53	62,52	49,31	49,16	49,31
PRT	48,11	63,21	67,45	60,85	67,45	67,92
SRB	64,96	67,84	73,42	71,56	72,30	72,96
SVN	76,07	75,21	75,21	72,65	73,50	70,09
ESP	40,98	43,44	41,39	45,08	53,28	47,54
TUR	26,15	22,60	32,33	25,76	30,49	24,84

A Préhistoire

B Antiquité

C Moyen Âge

D Début des temps modernes

E Temps modernes

F Époque contemporaine

Tableau 3.7 – Fréquence d'utilisation des méthodes d'enseignement et d'apprentissage de l'histoire indiquées par les répondants à l'enquête TES (allant de 1 (jamais) à 5 (presque toujours ou souvent))

État membre	A	B	C	D	E	F	G	H
ALB	3,75	3,92	3,58	3,68	3,75	2,95	3,70	3,45
AND	3,17	3,17	3,33	3,67	3,67	3,33	3,76	3,50
ARM	3,94	4,10	3,67	3,66	2,95	3,31	3,70	3,60
CYP	3,48	3,13	2,90	3,06	2,69	2,16	2,97	3,26
FRA	2,39	2,56	2,95	3,07	3,01	2,59	3,50	3,66
GEO	4,15	4,08	3,20	3,38	3,47	3,15	4,09	4,04
GRC	3,79	3,38	3,00	3,14	2,85	2,80	3,34	3,24
IRL	3,75	3,39	3,02	3,13	3,22	2,46	3,64	3,81
LUX	3,51	3,17	3,03	3,19	2,70	2,39	3,29	3,57

1. Notez que ces valeurs représentent la moyenne des variables binaires (0 ou 1), elles peuvent donc être interprétées comme la proportion de personnes interrogées dans chaque pays ayant sélectionné chaque champ.

État membre	A	B	C	D	E	F	G	H
MLT	3,63	3,39	2,94	3,22	2,90	2,73	3,47	3,69
MKD	4,26	3,72	3,60	3,71	3,58	3,08	3,61	3,33
PRT	2,97	3,36	3,38	3,36	3,12	2,97	3,51	3,76
SRB	4,23	3,48	3,45	3,49	3,07	2,78	3,77	3,39
SVN	3,97	3,62	3,48	3,30	2,88	2,69	3,59	3,46
ESP	4,03	3,39	3,15	3,28	2,99	2,65	3,75	3,54
TUR	4,39	3,56	3,19	3,06	3,00	2,65	3,43	3,07

A Cours magistraux/exposés

B Questions controversées

C Représentation de l'histoire dans l'espace public

D Écriture et utilisation de l'histoire

E Apprentissage par projets

F Apprentissage ancré dans le milieu

G Périodisations et frises chronologiques

H Sources historiques contrastées

Tableau 3.8 – Facteurs les plus influents dans la pratique pédagogique indiqués par les répondants à TES (allant de 1 (le moins important) à 5 ((très) forte influence))

État membre	A	B	C	D	E
ALB	4,40	3,55	4,0	3,78	3,12
AND	3,00	3,17	2,83	2,83	2,33
ARM	4,14	3,69	4,39	4,01	3,11
CYP	4,00	3,91	2,98	2,72	2,52
FRA	2,74	3,77	2,86	2,78	2,88
GEO	3,55	3,00	3,30	3,04	3,13
GRC	4,36	3,98	2,39	2,24	2,16
IRL	3,23	4,12	3,07	2,63	4,15
LUX	3,55	3,83	2,87	2,87	3,58
MLT	2,65	3,85	2,93	2,85	4,11
MKD	4,19	3,35	3,84	3,55	3,09
PRT	4,05	3,08	3,63	3,41	2,83
SRB	3,98	3,20	3,27	3,00	2,73
SVN	3,87	3,40	3,43	3,60	2,97
ESP	3,06	3,19	3,10	3,08	3,12
TUR	4,25	4,12	3,31	3,20	2,89

A Manuels d'histoire

B Examens

C Formation continue

D Formation initiale des enseignants

E Besoins et intérêts des élèves

Tableau 3.9 – Obstacles à un enseignement de l'histoire de qualité indiqués par les répondants à TES (en %)[2]

	ALB	AND	ARM	CYP	FRA	GEO	GRC	IRL
Volume horaire alloué à l'histoire dans le programme	21,16	16,67	45,27	59,21	54,55	25,63	58,08	57,06
Temps disponible pour la préparation des cours	8,16	8,33	15,32	32,57	22,73	18,41	27,66	47,86
Disponibilité d'enseignants compétents	5,90	0,00	15,09	19,74	5,30	5,05	24,40	8,59
Place de l'histoire à l'école	8,64	0,00	17,57	14,80	7,58	3,97	29,04	15,34
Taille de la classe	10,66	0,00	15,32	39,80	53,79	21,66	37,11	31,29
Ressources et budget	29,32	0,00	31,98	19,08	28,79	41,88	28,18	23,31
Surcharge du programme	15,67	33,33	38,29	52,96	57,95	32,13	52,41	50,31
Fréquence des réformes de l'éducation	24,72	41,67	19,14	22,70	38,64	37,91	24,57	20,86
Offre de formation continue insuffisante	10,10	0,00	15,09	12,50	15,15	14,80	12,71	16,56
Manque de connaissance des bonnes pratiques	3,55	0,00	12,61	23,03	6,82	25,63	25,77	7,98
Priorité aux exigences des examens et des évaluations	5,25	8,33	12,39	41,45	37,88	22,02	48,63	43,56

	LUX	MLT	MKD	PRT	SRB	SVN	ESP	TUR
Volume horaire alloué à l'histoire dans le programme	58,49	64,29	24,73	69,81	53,16	53,85	43,85	33,38
Temps disponible pour la préparation des cours	33,96	35,71	10,91	44,34	10,97	26,50	45,90	12,22
Disponibilité d'enseignants compétents	16,98	10,00	7,68	7,55	3,16	5,13	6,15	14,32
Place de l'histoire à l'école	33,96	41,43	16,74	34,91	26,02	23,08	15,16	13,01
Taille de la classe	29,25	34,29	15,67	36,79	38,66	41,88	35,25	11,43
Ressources et budget	2,83	24,29	31,18	16,04	25,56	14,53	24,18	17,74
Surcharge du programme	44,34	44,29	20,58	31,13	43,96	54,70	40,98	27,20
Fréquence des réformes de l'éducation	16,04	27,14	35,79	29,25	32,62	4,27	51,23	15,64
Offre de formation continue insuffisante	4,72	15,71	21,97	16,51	7,43	16,24	11,07	12,22
Manque de connaissance des bonnes pratiques	12,26	7,14	14,13	4,25	9,48	10,26	12,70	9,59
Priorité aux exigences des examens et des évaluations	29,25	28,57	7,83	37,26	32,99	31,62	20,49	22,34

2. Notez que ces valeurs représentent la moyenne des variables binaires (0 ou 1), elles peuvent donc être interprétées comme la proportion de personnes interrogées dans chaque pays ayant indiqué chaque option.

Tableau 3.10 – Opinions des enseignants sur la pertinence des résultats d'apprentissage, telles qu'indiquées par les répondants au TES (allant de 1 (importance minimale) à 5 (importance maximale))

État membre	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N
ALB	4,1	4,51	4,51	4,5	4,47	4,6	4,53	4,21	4,33	4,26	4,17	4,38	4,34	4,59
AND	3,0	4,17	2,33	3,67	4,0	4,5	4,5	4,33	3,33	3,67	4,0	3,67	3,83	4,5
ARM	3,96	4,68	4,68	3,42	4,49	4,73	4,75	4,21	4,54	4,35	4,43	4,13	4,3	4,42
CYP	2,9	4,66	3,3	3,78	4,7	4,37	4,71	4,29	4,3	4,3	4,55	4,26	4,24	4,66
FRA	3,65	4,11	1,91	2,98	4,53	4,52	4,22	3,58	3,96	4,43	4,16	4,05	3,64	4,48
GEO	3,54	4,63	4,46	4,41	4,78	4,78	4,67	4,33	4,45	4,38	4,57	4,47	4,31	4,66
GRC	2,86	4,62	2,85	3,63	4,6	4,73	4,71	4,19	4,26	4,06	4,5	4,3	4,14	4,66
IRL	3,13	4,61	3,08	3,16	4,5	4,68	4,51	3,96	4,32	4,48	4,66	4,17	4,18	3,89
LUX	3,34	4,39	1,76	3,32	4,57	4,7	4,43	3,71	3,7	4,29	4,38	3,68	4,07	4,38
MLT	2,91	4,48	3,7	3,74	4,61	4,46	4,59	4,11	4,2	4,11	4,39	3,8	4,11	4,0
MKD	3,84	4,53	4,39	4,08	4,48	4,63	4,39	4,02	4,26	4,05	4,23	4,32	4,26	4,32
PRT	3,17	4,64	2,43	3,79	4,65	4,62	4,74	4,45	3,85	4,52	4,71	4,46	4,4	4,77
SRB	3,61	4,6	4,07	3,95	4,56	4,79	4,71	4,27	4,43	4,17	4,48	4,27	4,3	4,46
SVN	3,09	4,36	4,03	3,86	4,47	4,6	4,5	4,11	3,99	4,09	4,36	4,07	4,17	4,54
ESP	2,71	3,76	2,91	2,73	3,67	4,12	3,98	3,46	3,22	3,73	3,8	3,51	3,58	3,83
TUR	4,37	4,54	4,19	3,16	4,37	4,53	4,59	4,3	4,36	4,21	4,4	4,31	3,87	4,33

- A Apprendre et retenir des faits, des dates et des processus historiques – « Mémoriser l'information ».
- B Reconnaître et débattre de l'importance ou de la pertinence historiques d'événements et de processus
- C Développer la fierté nationale
- D Créer une identité européenne commune
- E Porter un regard critique sur les sources historiques
- F Identifier les causes et conséquences d'événements et de processus historiques
- G Comprendre et reconnaître la continuité et les changements dans l'histoire
- H Comprendre et réfléchir à la dimension éthique de l'histoire
- I Poser des questions historiques et y répondre
- J Contextualiser les événements et évolutions historiques
- K Être conscient de l'existence de perspectives multiples dans l'histoire
- L Étudier les identités et cultures multiples qui coexistaient par le passé
- M Étudier les injustices historiques et notamment les formes de violence politique, sociale et économique à l'égard des minorités
- N Acquérir des compétences pour une culture de la démocratie

Tableau 3.11 – Fréquence d'utilisation des différentes méthodes d'évaluation indiquées par les répondants à l'enquête TES (allant de 1 (jamais) à 5 (régulièrement))

État membre	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J
ALB	4,05	4,3	3,94	4,01	3,56	3,88	4,21	4,65	3,87	4.08
AND	4,0	3,12	4,0	3,62	2,88	3,88	3,5	3,5	3,62	3,25
ARM	3,3	4,11	3,89	3,94	3,45	3,52	2,7	4,61	3,77	3,76
CYP	3,76	3,6	3,69	2,74	2,72	2,74	3,18	3,94	3,2	2,92
FRA	3,96	3,42	4,27	3,64	2,21	3,16	3,85	3,38	2,98	3,16
GEO	4,36	4,29	4,38	4,15	3,63	3,98	3,83	4,07	3,69	4,05
GRC	3,52	3,56	3,51	2,83	2,79	2,85	3,14	3,76	3,16	2,98
IRL	4,38	4,23	3,85	3,51	2,68	3,05	3,11	4,04	3,55	2,63
LUX	4,33	3,31	3,68	3,57	2,2	2,88	3,48	2,96	3,29	3,28
MLT	4,2	3,8	3,46	3,3	2,83	2,96	3,35	2,74	3,2	2,67
MKD	3,83	4,04	3,76	3,88	3,29	3,82	3,95	4,53	3,67	3,76
PRT	4,47	3,83	4,06	3,8	2,98	3,63	4,01	3,9	3,79	3,75
SRB	3,65	4,18	3,53	3,46	2,83	3,61	3,53	4,58	3,47	3,50
SVN	3,66	3,48	3,44	2,9	2,6	3,23	3,17	4,01	3,1	3,36
ESP	3,79	3,83	3,42	3,7	3,08	3,78	3,32	3,84	3,55	2,71
TUR	3,75	3,93	3,58	3,6	3,32	3,66	3,9	3,71	3,60	3,35

A Exercices nécessitant l'interprétation de sources historiques écrites et visuelles

B Questions factuelles sur des événements ou personnalités historiques (vrai/faux, choix multiple, lien entre les dates et les événements…)

C Questions à développement qui nécessitent une argumentation (par exemple causes/conséquences, changement/continuité, interprétations historiques)

D Travaux de recherche où les élèves collectent et traitent eux-mêmes les informations

E Activités, telles que des jeux de rôle et des simulations, où les élèves font preuve d'empathie historique

F Travail pratique/travail sur un projet (par exemple présentations, visites, expositions et documentaires)

G Exercices destinés à démontrer la compréhension de concepts historiques importants (par exemple révolution industrielle, modernisation, migration)

H Évaluation orale

I Activités permettant d'évaluer la compréhension des élèves des multiples perspectives de l'histoire

J Activités permettant d'évaluer les compétences des élèves en matière de culture démocratique

Sales agents for publications of the Council of Europe
Agents de vente des publications du Conseil de l'Europe

BELGIUM/BELGIQUE
La Librairie Européenne -
The European Bookshop
Rue de l'Orme, 1
BE-1040 BRUXELLES
Tel.: + 32 (0)2 231 04 35
Fax: + 32 (0)2 735 08 60
E-mail: info@libeurop.eu
http://www.libeurop.be

Jean De Lannoy/DL Services
c/o Michot Warehouses
Bergense steenweg 77
Chaussée de Mons
BE-1600 SINT PIETERS LEEUW
Fax: + 32 (0)2 706 52 27
E-mail: jean.de.lannoy@dl-servi.com
http://www.jean-de-lannoy.be

CANADA
Renouf Publishing Co. Ltd.
22-1010 Polytek Street
CDN-OTTAWA, ONT K1J 9J1
Tel.: + 1 613 745 2665
Fax: + 1 613 745 7660
Toll-Free Tel.: (866) 767-6766
E-mail: order.dept@renoufbooks.com
http://www.renoufbooks.com

FRANCE
Please contact directly/
Merci de contacter directement
Council of Europe Publishing
Éditions du Conseil de l'Europe
F-67075 STRASBOURG Cedex
Tel.: + 33 (0)3 88 41 25 81
E-mail: publishing@coe.int
http://book.coe.int

Librairie Kléber
1, rue des Francs-Bourgeois
F-67000 STRASBOURG
Tel.: + 33 (0)3 88 15 78 88
Fax: + 33 (0)3 88 15 78 80
E-mail: librairie-kleber@coe.int
http://www.librairie-kleber.com

NORWAY/NORVÈGE
Akademika
Postboks 84 Blindern
NO-0314 OSLO
Tel.: + 47 2 218 8100
Fax: + 47 2 218 8103
E-mail: support@akademika.no
http://www.akademika.no

POLAND/POLOGNE
Ars Polona JSC
25 Obroncow Street
PL-03-933 WARSZAWA
Tel.: + 48 (0)22 509 86 00
Fax: + 48 (0)22 509 86 10
E-mail: arspolona@arspolona.com.pl
http://www.arspolona.com.pl

PORTUGAL
Marka Lda
Rua dos Correeiros 61-3
PT-1100-162 LISBOA
Tel: 351 21 3224040
Fax: 351 21 3224044
E-mail: apoio.clientes@marka.pt
www.marka.pt

SWITZERLAND/SUISSE
Planetis Sàrl
16, chemin des Pins
CH-1273 ARZIER
Tel.: + 41 22 366 51 77
Fax: + 41 22 366 51 78
E-mail: info@planetis.ch

UNITED KINGDOM/ROYAUME-UNI
Williams Lea TSO
18 Central Avenue
St Andrews Business Park
Norwich
NR7 0HR
United Kingdom
Tel. +44 (0)333 202 5070
E-mail: customer.services@tso.co.uk
http://www.tsoshop.co.uk

UNITED STATES and CANADA/
ÉTATS-UNIS et CANADA
Manhattan Publishing Co
670 White Plains Road
USA-10583 SCARSDALE, NY
Tel: + 1 914 472 4650
Fax: + 1 914 472 4316
E-mail: coe@manhattanpublishing.com
http://www.manhattanpublishing.com

Council of Europe Publishing/Éditions du Conseil de l'Europe
F-67075 STRASBOURG Cedex
Tel.: + 33 (0)3 88 41 25 81 – E-mail: publishing@coe.int – Website: http://book.coe.int

Pourquoi apprendre l'histoire ?

L'enseignement de l'histoire est de plus en plus reconnu pour sa contribution à l'éducation à la citoyenneté démocratique. La connaissance du passé est importante non seulement en elle-même, mais aussi pour développer les capacités d'analyse et d'esprit critique des jeunes. L'enseignement de l'histoire ne doit pas seulement leur fournir des informations factuelles, il doit aussi développer leur pensée historique, leur permettant ainsi de devenir des citoyens informés et actifs.

Lorsqu'elle est enseignée selon les préceptes d'un enseignement de qualité, l'histoire en tant que matière peut jouer un rôle crucial dans la construction et le maintien de sociétés démocratiques.

La manière dont l'histoire est enseignée est importante.

La mission de l'Observatoire de l'enseignement de l'histoire en Europe (OHTE) est de fournir une image claire de l'état de l'enseignement de l'histoire dans ses États membres. Pour ce faire, l'OHTE publie des rapports généraux sur l'état de l'enseignement de l'histoire en Europe et des rapports thématiques, qui explorent des domaines d'intérêt particuliers et la manière dont ils sont traités dans les cours d'histoire.

Ce premier rapport général de l'OHTE sur l'état de l'enseignement de l'histoire en Europe présente l'état de l'enseignement de l'histoire dans ses États membres. Il couvre des sujets tels que la place de l'histoire dans les systèmes éducatifs, les priorités thématiques dans les programmes, l'utilisation des manuels d'histoire et d'autres ressources éducatives, les pratiques pédagogiques préférées, les résultats d'apprentissage et l'évaluation, ainsi que des informations sur les professeurs d'histoire et leur formation.

www.coe.int/ohte
X @CoE_History
Facebook @OHTECOE

PREMS 002224

FRA

www.coe.int

Le Conseil de l'Europe est la principale organisation de défense des droits de l'homme du continent. Il comprend 46 États membres, dont l'ensemble des membres de l'Union européenne. Tous les États membres du Conseil de l'Europe ont signé la Convention européenne des droits de l'homme, un traité visant à protéger les droits de l'homme, la démocratie et l'État de droit. La Cour européenne des droits de l'homme contrôle la mise en œuvre de la Convention dans les États membres.

OBSERVATOIRE DE L'ENSEIGNEMENT DE L'HISTOIRE EN EUROPE

COUNCIL OF EUROPE
75
1949 - 2024
CONSEIL DE L'EUROPE