

# Évaluation des propriétés psychométriques de l'échelle abrégée de Kessler (K6) parmi les adolescents québécois

## Evaluation of the Psychometric Properties of the Kessler Psychological Distress Scale (K6) among Quebec Adolescents

Jessica Turgeon, Stéphanie Turgeon et Jacques Marleau

Volume 47, numéro 1, printemps 2022

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/1094155ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/1094155ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Revue Santé mentale au Québec

ISSN

0383-6320 (imprimé)

1708-3923 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Turgeon, J., Turgeon, S. & Marleau, J. (2022). Évaluation des propriétés psychométriques de l'échelle abrégée de Kessler (K6) parmi les adolescents québécois. *Santé mentale au Québec*, 47(1), 289–308. <https://doi.org/10.7202/1094155ar>

Résumé de l'article

**Objectif** Cette étude vise à examiner la structure unidimensionnelle et les qualités psychométriques de la version courte de l'échelle de détresse psychologique de Kessler (K6) auprès d'adolescents résidant au Québec.

**Méthode** Les données analysées proviennent de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2013-2014 et portent sur 1 618 adolescents. La structure interne du K6 et l'invariance selon le sexe et l'âge ont été testées à l'aide d'analyses factorielles confirmatoires. La validité convergente et divergente ainsi que la consistance interne du K6 ont aussi été évaluées. Enfin, des analyses ont été effectuées à l'aide de Courbes *Receiver Operating Characteristic* (ROC) pour déterminer dans quelle mesure le K6 permet de prédire la présence d'un épisode dépressif majeur.

**Résultats** Les analyses suggèrent la présence d'une structure unidimensionnelle dans l'échantillon d'adolescents québécois, ainsi que chez les sous-groupes étudiés. L'invariance de la mesure est observée pour les sous-groupes d'âge, mais ne peut être statuée avec certitude pour les analyses selon le sexe. Les résultats appuient la validité convergente et divergente du K6 auprès des adolescents, alors que les valeurs alpha et omega du K6 indiquent que la consistance interne varie de questionnable à acceptable pour l'ensemble des répondants et des sous-groupes. Les résultats des courbes ROC révèlent que le point de coupure 4/5 est celui qui permet de prédire le mieux l'épisode dépressif majeur chez l'ensemble des participants et les sous-groupes.

**Conclusion** Bien que le K6 présente plusieurs avantages, les résultats de la consistance interne et de l'invariance selon le sexe obligent une certaine prudence quant à son utilisation pour identifier le niveau de détresse psychologique des adolescents et des adolescentes québécois.

# Évaluation des propriétés psychométriques de l'échelle abrégée de Kessler (K6) parmi les adolescents québécois

Jessica Turgeon<sup>a</sup>

Stéphanie Turgeon<sup>b</sup>

Jacques Marleau<sup>c</sup>

**RÉSUMÉ Objectif** Cette étude vise à examiner la structure unidimensionnelle et les qualités psychométriques de la version courte de l'échelle de détresse psychologique de Kessler (K6) auprès d'adolescents résidant au Québec.

**Méthode** Les données analysées proviennent de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2013-2014 et portent sur 1 618 adolescents. La structure interne du K6 et l'invariance selon le sexe et l'âge ont été testées à l'aide d'analyses factorielles confirmatoires. La validité convergente et divergente ainsi que la consistance interne du K6 ont aussi été évaluées. Enfin, des analyses ont été effectuées à l'aide de Courbes *Receiver Operating Characteristic* (ROC) pour déterminer dans quelle mesure le K6 permet de prédire la présence d'un épisode dépressif majeur.

**Résultats** Les analyses suggèrent la présence d'une structure unidimensionnelle dans l'échantillon d'adolescents québécois, ainsi que chez les sous-groupes étudiés. L'invariance de la mesure est observée pour les sous-groupes d'âge, mais ne peut être statuée avec certitude pour les analyses selon le sexe. Les résultats appuient la validité convergente et divergente du K6 auprès des adolescents,

---

a. Département de psychologie, Université du Québec à Trois-Rivières.

b. Département de psychoéducation et de psychologie, Université du Québec en Outaouais.

c. Direction de santé publique, Centre intégré de santé et de services sociaux de l'Outaouais.

alors que les valeurs alpha et omega du K6 indiquent que la consistance interne varie de questionable à acceptable pour l'ensemble des répondants et des sous-groupes. Les résultats des courbes ROC révèlent que le point de coupure 4/5 est celui qui permet de prédire le mieux l'épisode dépressif majeur chez l'ensemble des participants et les sous-groupes.

**Conclusion** Bien que le K6 présente plusieurs avantages, les résultats de la consistance interne et de l'invariance selon le sexe obligent une certaine prudence quant à son utilisation pour identifier le niveau de détresse psychologique des adolescents et des adolescentes québécois.

**MOTS CLÉS** détresse psychologique, K6, adolescents québécois, validité et fidélité

## Evaluation of the Psychometric Properties of the Kessler Psychological Distress Scale (K6) among Quebec Adolescents

**ABSTRACT Objectives** The purpose of this study was to examine the unidimensional structure and psychometric qualities of the short version of the Kessler Psychological Distress Scale (K6) in adolescents living in Quebec.

**Method** Data analyzed were obtained from the 2013-2014 Canadian Community Health Survey and included data from 1618 adolescents. The internal structure of the K6 and invariance by gender and age were tested using confirmatory factor analyses. Convergent and divergent validity of the K6 were also assessed. Finally, Receiver Operating Characteristic (ROC) analyses were performed to determine the predictive power of the K6 in predicting the presence of a major depressive episode.

**Results** The analyses suggest the presence of a unidimensional structure in the Quebec adolescent sample, as well as in the studied subgroups. The invariance of the measure is observed for the age subgroups but cannot be established with certainty for the gender analyses. The results support the convergent and divergent validity of the K6 with adolescents, whereas the alpha and omega values of the K6 indicate that its internal consistency ranges from questionable to acceptable for all respondents and subgroups. The results of the ROC curves reveal that the 4/5 cut-off point best predicts the presence of a major depressive episode among all participants and subgroups.

**Conclusion** Although the K6 has several advantages, the internal consistency and invariance by gender results warrant caution regarding its use to identify the level of psychological distress of Quebec adolescents.

**KEYWORDS** psychological distress, K6, Quebec adolescents, validity and reliability

La santé mentale est une composante importante de la santé populationnelle. Les problèmes de santé mentale peuvent émerger à l'adolescence, voire dans certains cas à l'enfance. En fait, il est estimé que 10 % à 20 % des enfants et des adolescents présentent des problèmes de santé mentale à l'échelle mondiale (Kieling et coll., 2011). Au Québec, les troubles anxieux et dépressifs s'élèvent jusqu'à 33 % chez les enfants et les adolescents (Piché et coll., 2017). Dans plusieurs cas, les problèmes de santé mentale observés à l'adolescence persistent ou s'aggravent à l'âge adulte (Kessler et coll., 2005). De plus, les résultats de plusieurs études montrent des associations significatives entre les problèmes de santé mentale des jeunes et l'adoption de comportements de consommation, la criminalité et les tentatives de suicide (Harrington, et coll., 1994; Pettersson et coll., 2018). Par conséquent, les coûts associés aux problèmes de santé mentale au Canada sont estimés à plus de 50 milliards de dollars chaque année (Commission de la Santé mentale au Canada, 2011). L'ensemble de ces données appuie l'importance d'intervenir auprès des jeunes afin de prévenir les problèmes de santé mentale et de favoriser une trajectoire développementale adaptée. L'utilisation d'outils de dépistage valides et fidèles devient donc essentielle pour pouvoir identifier les adolescents qui pourraient bénéficier de services de prévention ou d'intervention avant leur transition à l'âge adulte.

Depuis près de 2 décennies, la prévalence de la détresse psychologique a souvent été estimée par une échelle mise au point par Kessler et son équipe (Kessler et coll., 2002). Cette mesure, formée de 10 questions (K10), a été développée afin d'identifier les adultes dans la population générale qui présentent des symptômes de dépression ou d'anxiété. Il existe aussi une version courte constituée de 6 questions (K6). Ces 2 versions de l'échelle sont composées de questions portant sur des états émotionnels anxio-dépressifs et mesurent la détresse émotionnelle non spécifique. L'utilisation de l'expression « non spécifique » sous-entend que les états évalués ne sont pas spécifiques à certains troubles mentaux, mais qu'on les retrouve parmi de nombreuses catégories diagnostiques (Dohrenwend et coll., 1980; Kessler et coll., 2002).

La version courte est très utilisée à travers le monde compte tenu de sa brièveté et de ses bonnes qualités métriques. Elle est utilisée à la fois dans le contexte d'enquêtes épidémiologiques et dans le cadre d'études cliniques menées auprès d'échantillons culturellement diversifiés. La grande majorité des travaux de validation de l'outil, réalisés avec le K6, a été effectuée auprès d'adultes. Le nombre d'études réalisées à partir de populations formées d'adolescents est nettement inférieur (Chan

et Fung, 2014; Green et coll., 2010; Mewton et coll., 2016; Peiper et coll., 2015; Tran et coll., 2019). Les résultats de ces dernières études, obtenus à l'aide d'analyses factorielles exploratoires et confirmatoires, confirment l'unidimensionnalité de la structure du K6. Au Canada, Ferro (2019) a également authentifié la structure unidimensionnelle du K6 à partir de données recueillies chez des adolescents canadiens âgés de 15 à 19 ans dans le cadre de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2012 (composante santé mentale). Il a aussi montré l'invariance de cette structure selon le sexe et l'âge, en comparant les données des adolescents à ceux des jeunes adultes âgés de 20 à 24 ans. L'invariance n'a pas été examinée en fonction d'autres caractéristiques, notamment les différents groupes d'âge d'adolescents.

L'unidimensionnalité et les propriétés psychométriques de la version courte et française du K6 n'ont toutefois jamais été démontrées auprès de la population adolescente du Québec. Cela n'empêche pas son utilisation dans plusieurs enquêtes ciblant cette population (p. ex. l'Enquête québécoise sur la santé de la population [EQSP], jeunes de 15 à 17 ans; ESCC, jeunes de 12 à 17 ans). Il est donc important d'évaluer les qualités psychométriques de cette version au Québec afin de statuer sur la pertinence et la validité de son utilisation avec des adolescents. L'intérêt d'avoir une version française validée au Québec réside dans le fait de pouvoir identifier les adolescents qui présentent des symptômes de détresse psychologique et ainsi accélérer l'offre de service auprès de ces personnes afin de prévenir l'aggravation des symptômes.

Cet article vise ainsi à étudier les propriétés psychométriques du K6 à l'aide de données collectées en 2013-2014 dans le cadre de l'ESCC en s'inspirant de la méthodologie employée par Ferro (2019). Le premier objectif consiste à examiner la structure unidimensionnelle et l'invariance de la mesure en fonction de 2 groupes d'âge (12 à 14 ans et 15 à 17 ans) et du sexe (masculin et féminin). Le second objectif de cette étude consiste à évaluer les propriétés psychométriques de la mesure du K6. Des indices de validité et de fidélité seront présentés à cet effet. Les aires sous les courbes (AUC) seront calculées pour déterminer dans quelle mesure le K6 permet de dépister un épisode dépressif majeur, tel que mesuré par la version abrégée de l'échelle du *Composite International Diagnostic Interview* (CIDI-SF; Kessler et coll., 1998).

### Les 10 items de l'échelle de détresse psychologique de Kessler.

Items	Au cours du dernier mois, à quelle fréquence vous êtes-vous senti(e) ...
1	Épuisé(e) sans véritable raison?
2	<b>Nerveux(se)?</b>
3	Si nerveux que rien ne pouvait vous calmer?
4	<b>Désespéré(e)?</b>
5	<b>Agité(e) ou ne tenant plus en place?</b>
6	Si agité(e) que vous ne pouviez rester immobile?
7	Triste ou déprimé(e)?
8	<b>Si déprimé(e) que plus rien ne pouvait vous faire sourire?</b>
9	<b>Que tout était un effort?</b>
10	<b>Bon(ne) à rien?</b>

Note. Les questions en caractère gras représentent les 6 items du K6 utilisés pour l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) 2013-2014.

## Méthode

### Participants

Les données analysées proviennent de l'ESCC de 2013-2014. Cette enquête fédérale est de nature transversale et documente l'état de santé, l'utilisation des services et les déterminants de la santé dans la population canadienne. Il s'agit de la plus récente période de l'enquête ayant fait l'utilisation du K6 pour l'ensemble du Québec. En tout, 1 714 Québécois âgés de 12 à 17 ans ont participé à l'ESCC 2013-2014, dont 1 618 ont répondu aux questions du K6, soit un taux de réponse avoisinant 95 %. Parmi ces 1 618 adolescents, environ 51 % (n = 821) sont âgés de 12 à 14 ans et près de 52 % sont des garçons (n = 840). Approximativement 93 % des jeunes sont nés au Canada et près de 16 % (n= 255) des adolescents rapportent faire partie d'une minorité visible.

### Instrument de mesure

La détresse psychologique des adolescents a été mesurée à l'aide du K6 (Kessler et coll., 2002). Ce questionnaire autorapporté est composé de 6 questions et permet d'évaluer la fréquence des symptômes dépressifs et anxieux ressentis au cours du dernier mois. Plus spécifiquement, la personne décrit à quelle fréquence elle s'est sentie « nerveuse », « désespérée », « agitée ou ne tenant pas en place », « si déprimée que plus rien ne pouvait la faire sourire », « que tout était un effort » et

«bonne à rien» (Kessler et coll., 2002). Chaque question est répondue à l'aide d'une échelle de fréquence à 5 points d'ancrage où 0 = jamais et 4 = tout le temps. Le score total varie entre 0 et 24; un score élevé dénote une détresse psychologique élevée. Selon les critères établis par Kessler et coll. (2002), et adoptés par d'autres instances dont Statistiques Canada (2010), un score égal ou supérieur à 13 indique la présence d'une détresse psychologique sévère (aussi qualifiée d'élvée). Les travaux sur les adolescents indiquent que la fidélité estimée avec le coefficient alpha de Cronbach varie de ,78 à ,90 (Chan et Fung, 2014; Green et coll., 2010; Mewton et coll., 2016; Peiper et coll., 2015; Tran et coll., 2019).

## Analyses statistiques

### Objectif 1

Notre premier objectif sera évalué par le biais d'analyses factorielles confirmatoires (AFC). L'ajustement du modèle sera évalué en utilisant les indices d'ajustement suivants: la statistique du khi-carré de Satorra-Bentler divisée par le nombre de degrés de liberté, la valeur moyenne quadratique pondérée (*Standardized Root Mean Square Residual* [SRMR]) et l'erreur quadratique moyenne de l'approximation (*Root Mean Square Error of Approximation* [RMSEA]), 2 indices incrémentaux (comparatifs), l'indice d'ajustement comparatif (*Comparative Fit Index* [CFI]) et l'indice de Tucker-Lewis (*Tucker-Lewis Index* [TLI]). Le modèle sera considéré adéquat si  $(\chi^2/ddl) \leq 5$ ; SRMR < ,08; RMSEA < ,05 CFI > ,90; TLI > ,90 (Hair et coll., 2010). L'invariance de la mesure du K6 sera examinée à l'aide d'une séquence d'analyses comprenant 4 modèles augmentant en sévérité, mesurant l'invariance configurationnelle, métrique (faible), scalaire (forte) et résiduelle (stricte). L'invariance configurationnelle sera statuée si les critères des indices d'ajustements sont rencontrés. L'invariance métrique, scalaire et résiduelle seront assumées si  $\Delta CFI \leq ,01$  et  $\Delta RMSEA \leq ,015$  lorsque comparé au modèle précédent (Byrne, 2016).

### Objectif 2

La validité convergente sera évaluée avec l'aide de corrélations de Pearson en examinant la relation entre le score total au K6 et les réponses à d'autres questions mesurant des concepts apparentés, soit le stress quotidien perçu et le nombre de symptômes évaluant la

présence d'un épisode dépressif. Le concept de stress est mesuré par la question « En pensant à la quantité de stress dans votre vie, diriez-vous que la plupart de vos journées sont... ? » (1 = pas du tout stressantes à 5 = extrêmement stressantes). L'échelle mesurant l'épisode dépressif majeur est dérivée de l'échelle du CIDI (Kessler et coll., 1998). Elle mesure la présence de symptômes associés à la dépression (score de 0 à 8) durant une période d'au moins 2 semaines au cours de la dernière année (p. ex. présence ou non de la tristesse, du manque d'énergie). La validité divergente sera également examinée à l'aide de corrélations de Pearson en évaluant l'association entre le score total au K6 et les réponses à 2 indicateurs, le sentiment d'appartenance à la communauté et l'échelle de provisions sociales, une mesure validée du soutien social (Caron, 2013). Le sentiment d'appartenance est mesuré par la question « Comment décririez-vous votre sentiment d'appartenance à votre communauté locale ? Diriez-vous qu'il est... ? » (1 = très fort à 4 = très faible). L'échelle de provisions sociales comprend 10 items sur une échelle allant de 1 (tout à fait d'accord) à 4 (tout à fait en désaccord). Un score élevé correspond à un niveau de soutien social élevé. Il est attendu que les corrélations de la validité convergente soient positives et de force modérée ( $r = ,40$  à  $,60$ ) à forte ( $r = ,70$  à  $,90$ ). À l'inverse, il est attendu que les corrélations pour la validité divergente soient faibles ( $r = ,10$  à  $,30$ ) ou non significatives (Dancey et Reidy, 2007).

Afin de vérifier la consistance interne du K6, des corrélations polychoriques seront calculées entre les items et pour chacun des sous-groupes. Ce type de corrélations « estime la valeur que prendraient des corrélations effectuées sur des variables ordinales ou dichotomiques si elles avaient été calculées sur des variables continues » (Bourque et coll., 2006, p. 326). La corrélation polychorique permet donc de capter une proportion de variance expliquée plus élevée que la corrélation de Pearson. Les auteurs ayant réalisé des analyses factorielles avec le K6 et qui sont cités dans cet article (Ferro, 2019 ; Kessler et al, 2002) ont tenu compte de cette particularité. Enfin, les coefficients alpha de Cronbach ( $\alpha$ ) et omega de McDonald ( $\omega$ ) seront estimés afin de statuer sur la consistance interne des scores collectés au K6. Le coefficient omega de McDonald repose sur un modèle d'analyse factorielle à un facteur commun et est considéré comme la meilleure alternative au coefficient alpha en raison de sa bonne performance et de la souplesse de ses conditions d'utilisation (Béland et coll., 2017). Le coefficient alpha de Cronbach a également été présenté puisqu'il est le plus largement employé et donc plus facilement interprétable. Les analyses

statistiques seront effectuées à partir du logiciel Mplus version 8. La méthode d'estimation utilisée pour les AFC sera celle du maximum de vraisemblance (Tabachnick et Fidell, 2013). Cette méthode est robuste contre la présence de données non normales lorsqu'elle est utilisée avec de grands échantillons. De plus, elle produit des estimations non biaisées de l'échantillon (Byrne, 2012; Finney et DiStefano, 2008; Muthén et Muthén, 2017).

Finalement, des courbes *Receiver Operating Characteristic* (ROC) seront établies pour déterminer dans quelle mesure le K6 permet de prédire la présence d'un épisode dépressif majeur. Cette analyse statistique permet d'estimer la probabilité que des répondants soient correctement distingués sur la base de leurs réponses (Hanley et McNeil, 1982). Elle a été utilisée dans le cadre d'autres études de validation du K6 (Ferro, 2019; Prochaska et coll., 2012). Dans cette étude, un score dichotomique a été créé à partir de la version abrégée du CIDI, avec un seuil prédictif de 90 %. Ce seuil a été établi en conformité avec la méthodologie de Kessler (Kessler et coll., 1994) et a souvent été utilisé dans le cadre de l'Enquête nationale sur la santé de la population.

## Résultats

Les scores au K6 varient de 0 à 22 ( $M = 3,2$ ;  $ÉT = 2,98$ ) tandis que le mode et la médiane ont chacun un score de 2. La distribution des données du K6 est leptokurtique (Kurtosis = 3,38; erreur: ,12) et caractérisée par une asymétrie négative (Asymétrie = 1,58; erreur: ,06), phénomène maintes fois constaté avec le score total du K6. Le même constat est observé pour chacun des 6 items<sup>1</sup>.

### Objectif 1

L'examen du tableau 1 indique que tous les indices d'ajustement respectent les seuils de Hair et coll. (2010), suggérant que la structure unidimensionnelle est adéquate pour notre échantillon d'adolescents ( $[\chi^2/ddl] = 3,70$ ; SRMR = ,019; RMSEA = ,041; CFI = ,987; TLI = ,978). Nous avons donc examiné l'adéquation de la structure unidimensionnelle pour les sous-groupes d'adolescents de 12 à 14 ans et ceux de 15 à 17 ans. Les indices d'ajustement du modèle unidimensionnel respectent l'ensemble des barèmes présentés pour les jeunes de 12 à 14 ans ( $[\chi^2/ddl] = 2,51$ ; SRMR = ,020; RMSEA = ,043; CFI = ,985; TLI = ,976) et

1. Les données sont disponibles sur demande.

4 des 5 barèmes présentés pour les jeunes de 15 à 17 ans ( $[\chi^2/\text{ddl}] = 3,50$ ; SRMR = ,026; RMSEA = ,056; CFI = ,976; TLI = ,960), suggérant que le modèle s'ajuste bien aux données. Les 2 critères sont respectés pour chacune des étapes de la procédure séquentielle de l'invariance (c.-à-d. configurationnelle, métrique, scalaire et résiduelle), suggérant que la mesure est invariable en fonction des groupes d'âge. En ce qui concerne les analyses réalisées en fonction du sexe des participants, les indices d'ajustement du modèle unidimensionnel respectent les barèmes présentés (Masculin [ $\chi^2/\text{ddl}] = 2,65$ ; SRMR = ,025; RMSEA = ,044; CFI = ,988; TLI = ,980], Féminin [ $\chi^2/\text{ddl}] = 1,79$ ; SRMR = ,016; RMSEA = ,032; CFI = ,997; TLI = ,994]). Les critères pour l'invariance configurationnelle, métrique et scalaire sont atteints. Toutefois, ceux-ci ne sont pas respectés pour l'invariance résiduelle. Ainsi, le modèle ne peut être statué comme étant entièrement homogène pour ces sous-groupes. Le tableau 2 présente les coefficients de saturation et la variance résiduelle pour le sexe masculin et féminin. Les résultats révèlent que l'écart entre les coefficients de saturation pour les sous-échantillons selon le sexe est le moins élevé pour l'item « désespéré(e) » et le plus élevé pour l'item « nerveux(se) ».

## **Objectif 2**

Au sujet de la validité convergente, les corrélations sont toutes positives et de force moyenne (c.-à.-d., entre  $|,30|$  et  $|,50|$ ) entre les scores obtenus au K6 et les 2 indicateurs mesurés, soit le stress quotidien perçu et le nombre de symptômes évaluant la présence d'un épisode dépressif (tableau 3). Elles varient entre ,40 et ,42 ( $p < ,001$ ) pour l'échantillon total. Les corrélations estimant la validité divergente entre le score total au K6 et le sentiment d'appartenance à la communauté sont également positives et faibles ( $,09, p < ,001$ ). Les corrélations entre le score total au K6 pour l'échantillon total et l'échelle de provisions sociales sont aussi faibles, mais négatives ( $-,11, p < ,001$ ). Les analyses par groupes d'âge (12 à 14 ans et 15 à 17 ans) et selon le sexe révèlent des résultats similaires (voir le tableau 3)<sup>2</sup>.

---

2. Des analyses non paramétriques, effectuées à partir du rho de Spearman, indiquent des résultats allant dans le même sens pour l'ensemble des répondants et pour les sous-groupes de répondants. Après avoir ajusté l'échantillon avec la pondération normalisée et l'effet de plan afin de le rendre comparable à un échantillon aléatoire simple, les corrélations de Pearson sont identiques aux résultats présentés.

Au niveau de la fidélité, les corrélations polychoriques entre les items varient de ,24 à ,74 (tableau 4). Le coefficient alpha pour l'ensemble des répondants est de ,70 tandis que le coefficient omega est de ,75, suggérant que 70 % à 75 % de la variance des scores observés sont attribuables à la variance des scores vrais. Ces valeurs suggèrent que la fidélité du K6 varie entre questionnable et acceptable pour l'ensemble des répondants, selon le coefficient mesuré (George et Mallery, 2016). Des valeurs similaires d'alpha et d'omega ont été observées chez les jeunes de 12 à 14 ans ( $\alpha = ,69$ ;  $\omega = ,74$ ), ceux âgés de 15 à 17 ans ( $\alpha = ,70$ ;  $\omega = ,75$ ), chez les garçons ( $\alpha = ,63$ ;  $\omega = ,70$ ) et chez les filles ( $\alpha = ,74$ ;  $\omega = ,78$ ).

Le tableau 5 présente l'aire sous la courbe ROC puis les indices de sensibilité et de spécificité de certains points de coupure du K6 (intervalle de confiance à 95 %) pour prédire la présence d'un épisode dépressif majeur chez l'ensemble des participants et en fonction des sous-groupes. Les résultats des courbes ROC montrent que le point le plus éloigné des diagonales est le point de coupure 4/5 (voir figure 1), avec une aire sous la courbe de ,77 pour l'ensemble des participants et variant de ,72 à ,83 selon le sexe et de ,74 à ,85 selon les groupes d'âge. Ces résultats suggèrent que la mesure du K6 a une bonne à très bonne capacité de prédiction d'un épisode dépressif majeur.

## Discussion

Les AFC ont révélé que la structure unidimensionnelle du K6 est ajustée aux données des adolescents québécois ayant participé à l'ESCC 2013-2014. Ce résultat confirme ceux d'autres auteurs obtenus auprès d'autres populations (Chan et Fung, 2014; Ferro, 2019; Green et coll., 2010; Mewton et coll., 2016; Peiper et coll., 2015) et suggère que cette échelle représente bien un seul construit chez les adolescents québécois ainsi que chez les sous-groupes analysés. De plus, l'invariance du K6 est démontrée pour les différents groupes d'âge d'adolescents de notre échantillon. À l'inverse, et contrairement aux résultats de Ferro (2019), les critères pour l'invariance résiduelle (stricte) n'ont pas été rencontrés pour le sexe, suggérant que l'homogénéité de la mesure entre les adolescents et les adolescentes ne peut être statuée avec certitude.

Les résultats de notre deuxième objectif révèlent que la mesure du K6 détient des propriétés psychométriques qualifiées d'acceptables à bonnes auprès d'un échantillon populationnel d'adolescents québécois.

D'une part, des preuves de validité convergente et divergente ont été obtenues pour l'échelle. D'autre part, les corrélations polychoriques suggèrent que les items sont corrélés, mais apportent une contribution unique à la mesure. Enfin, les valeurs alpha et omega du K6 dénotent que la consistance interne de l'outil est questionnable à acceptable pour l'ensemble des répondants et des sous-groupes. Certains auteurs ont également obtenu des valeurs de consistance interne avoisinant une valeur de ,70 pour la mesure du K6 dans des enquêtes populationnelles (p. ex. Drapeau et coll. [2014],  $\alpha = ,72$  à  $,84$ ; Kammogne et Marchand [2019],  $\alpha = ,77$ ; Masse [2017]  $\alpha = ,74$ ). Toutefois, d'autres études effectuées auprès de populations adolescentes présentent des valeurs de consistance interne considérablement plus élevées (p. ex. Chan et Fung [2014]  $\alpha = ,87$ ; Ferro [2019]  $\alpha = ,86$ ; Mewton et coll. [2016]  $\alpha = ,83$  à  $,85$ ; Peiper et coll. [2015]  $\alpha = ,90$ ). Lorsque nous analysons les statistiques descriptives de chacun des items du K6, il est possible de constater que la moyenne de l'item de nervosité ( $M = 1,30$ ) est supérieure d'environ 1 point à celle des autres items ( $M = ,30; ,76; ,19; ,44$  et  $,21$ ). Il est possible que cet écart soit en partie responsable de la faible performance au niveau de la fidélité (consistance interne) de l'instrument de mesure. Dans l'ensemble, les résultats de la présente étude, particulièrement ceux de la consistance interne et de l'absence d'invariance selon le sexe, suggèrent une certaine prudence dans l'utilisation de la mesure du K6 dans les enquêtes populationnelles d'adolescents. Compte tenu des écarts entre les valeurs de consistance interne du K6 obtenues pour l'ESCC 2013-2014 et celles d'autres études menées auprès d'adolescents, il devient nécessaire de répliquer cette étude avant de pouvoir émettre une recommandation définitive en faveur de l'utilisation de cet instrument de mesure qui comporte plusieurs avantages, dont celui d'être court et d'avoir une bonne à très bonne capacité prédictive d'un épisode dépressif majeur.

Dans l'ensemble, les résultats des 2 objectifs poursuivis dans cette étude suggèrent que le K6 peut servir de source d'information importante sur les plans clinique et populationnel. D'un point de vue populationnel, les résultats soutiennent la pertinence d'inclure cette mesure brève de la détresse psychologique dans les enquêtes populationnelles québécoises effectuées auprès de populations adolescentes, tout en demeurant prudent au moment de comparer les scores au K6 des adolescents et des adolescentes. Les chercheurs et les cliniciens doivent considérer ces différences au moment de l'analyse des résultats du K6 et de la généralisation des résultats d'échantillons comprenant des

adolescents et des adolescentes québécois. D'un point de vue clinique, les résultats de notre étude suggèrent que le K6 peut servir à évaluer les symptômes de détresse psychologique des adolescents et à orienter ceux qui présentent des symptômes vers des services spécialisés pour une évaluation plus complète d'un trouble dépressif. Bien que le seuil de la détresse psychologique sévère au K6 soit fixé à 13 et plus, d'autres études ont également identifié un seuil optimal à 5 (Prochaska et coll., 2012; Sakurai et coll., 2011; Tesfaye et coll., 2010). Ces seuils ont pour objectifs d'identifier précocement les adolescents à risque de développer des troubles de santé mentale et de mettre en place des services de prévention ou d'intervention visant à promouvoir leur santé mentale. Le K6 peut aussi servir à soutenir le jugement clinique des intervenants dans des contextes d'évaluation et d'application de certaines lois d'exception (p. ex. la P-38) qui nécessitent une évaluation rapide du niveau de détresse psychologique des individus. Néanmoins, il est souhaitable que la démarche d'évaluation soit réalisée en privilégiant une approche multiméthodes et multirépondants (Eid et Diener, 2006).

### **Limites et directions futures**

Au niveau des limites de la présente étude, il est important de rappeler que les participants ont répondu au K10 et que les 6 questions étudiées sont tirées de cette version longue. Ainsi, les réponses au K6 ont potentiellement été teintées par les réponses aux 4 autres questions n'ayant pas servi dans cette étude. Il serait intéressant de reproduire les analyses afin d'examiner si les propriétés psychométriques sont les mêmes lorsque les données du K6 proviennent directement de cette échelle plutôt que d'être extraites du K10. Afin de compléter l'étude de la fidélité, il serait aussi important d'évaluer la constance des résultats obtenus au K6 par le biais d'une analyse de corrélations test-retest. Des analyses futures pourraient aussi être effectuées avec les données recueillies lors d'autres périodes de l'ESCC afin de confirmer les résultats observés dans notre étude. Par ailleurs, il importe de préciser que les résultats de cette étude s'appliquent uniquement aux adolescents habitant au Québec. Il serait possible d'effectuer des analyses similaires à partir des réponses au K6 données par les jeunes âgés de 12 à 17 ans dans d'autres provinces. Davantage d'études doivent être réalisées pour comprendre les disparités entre les résultats de cette étude et celles d'autres études ayant été réalisées auprès d'autres populations adolescentes (p. ex. Ferro, 2019). Néanmoins, à la lumière de l'ensemble

des résultats des études d'évaluation des propriétés psychométriques du K6 effectuées à ce jour, nous sommes confiants de la contribution que peut avoir cet outil tant au niveau populationnel que clinique.

## RÉFÉRENCES

- Béland, S., Cousineau, D. et Loye, N. (2017). Utiliser le coefficient omega de McDonald à la place de l'alpha de Cronbach. *McGill Journal of Education/Revue des Sciences de l'Éducation de McGill*, 52(3), 791-804. <https://doi.org/10.7202/1050915ar>
- Bourque, J., Poulin, N. et Cleaver, A. (2006). Évaluation de l'utilisation et de la présentation des résultats d'analyses factorielles et d'analyses en composantes principales en éducation. *Revue des Sciences de l'Éducation*, 32(2), 325-344. <https://doi.org/10.7202/014411ar>
- Byrne, B. M. (2013). *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203807644>
- Byrne, B.M. (2016). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (3rd ed.). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315757421>
- Caron, J. (2013). Une validation de la forme abrégée de l'Échelle de provisions sociales: l'ÉPS-10 items. *Santé mentale au Québec*, 38(1), 297-318. <https://doi.org/10.7202/1019198>
- Chan, S. M. et Fung, T. C. T. (2014). Reliability and validity of K10 and K6 in screening depressive symptoms in Hong Kong adolescents. *Vulnerable Children and Youth Studies*, 9(1), 75-85. <https://doi.org/10.1080/17450128.2013.861620>
- Commission de la santé mentale du Canada. (2011). *La nécessité d'investir dans la santé mentale au Canada*. Alberta, Canada: Commission de la santé mentale du Canada. [https://www.mentalhealthcommission.ca/sites/default/files/Investing\\_in\\_Mental\\_Health\\_FINAL\\_FRE\\_0.pdf](https://www.mentalhealthcommission.ca/sites/default/files/Investing_in_Mental_Health_FINAL_FRE_0.pdf)
- Dancey, C. P. et Reidy, J. (2007). *Statistics without maths for psychology*: Pearson education.
- Dohrenwend, B. P., Shrout, P. E., Egri, G. et Mendelsohn, F. S. (1980). Nonspecific psychological distress and other dimensions of psychopathology: Measures for use in the general population. *Archives of General Psychiatry*, 37(11), 1229-1236. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.1980.01780240027003>
- Drapeau, A., Marchand, A. et Forest, C. (2014). Gender differences in the age-cohort distribution of psychological distress in Canadian adults: Findings from a national longitudinal survey. *BMC Psychology*, 2(1), 1-13. <https://doi.org/10.1186/s40359-014-0025-4>
- Eid, M. et Diener, E. (2006). *Handbook of multimethod measurement in psychology* (1st ed.). American Psychological Association.
- Ferro, M. A. (2019). The psychometric properties of the Kessler psychological distress scale (K6) in an epidemiological sample of Canadian youth. *The Canadian Journal of Psychiatry*, 64(9), 647-657. <https://doi.org/10.1177/0706743718818414>

- Finney, S. J. et DiStefano, C. (2008). Non-normal and categorical data in structural equation modeling. In G. R. Hancock et R. D. Mueller (Eds.), *Structural Equation Modeling: A Second Course* (pp. 269-314). Information Age Publishing.
- George, D. et Mallery, P. (2016). *IBM SPSS statistics 23 step by step: A simple guide and reference*. Routledge.
- Green, J. G., Gruber, M. J., Sampson, N. A., Zaslavsky, A. M. et Kessler, R. C. (2010). Improving the K6 short scale to predict serious emotional disturbance in adolescents in the USA. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 19(S1), 23-35. <https://doi.org/10.1002/mpr.314>
- Hair, J., Black, W., Babin, B. et Anderson, R. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Pearson Prentice Hall.
- Harrington, R., Bredenkamp, D., Groothues, C., Rutter, M., Fudge, H. et Pickles, A. (1994). Adult outcomes of childhood and adolescent depression. III links with suicidal behaviours. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 35(7), 1309-1319. <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.1994.tb01236.x>
- Kammogne, C. L. et Marchand, A. (2019). Les traits d'identité culturelle en lien avec le statut d'immigrant et l'ethnicité: Quel lien avec les symptômes de détresse psychologique et les symptômes dépressifs dans la main-d'œuvre canadienne? Résultats des neuf cycles de l'ENSP. *Canadian Journal of Public Health*, 110(4), 430-439. <https://doi.org/10.17269/s41997-019-00186-4>
- Kessler, R. C., Andrews, G., Colpe, L. J., Hiripi, E., Mroczek, D. K., Normand, S. L., Walters, E. E. et Zaslavsky, A. M. (2002). Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress. *Psychological Medicine*, 32(6), 959-976. <https://doi.org/10.1017/S0033291702006074>
- Kessler, R. C., Berglund, P., Demler, O., Jin, R., Merikangas, K. R. et Walters, E. E. (2005). Lifetime prevalence and age-of-onset distributions of DSM-IV disorders in the National Comorbidity Survey Replication. *Archives of General Psychiatry*, 62(6), 593-602. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.62.6.593>
- Kessler, R. C., McGonagle, K. A., Zhao, S., Nelson, C. B., Hughes, M., Eshleman, S., Wittchen, H. U. et Kendler, K. S. (1994). Lifetime and 12-month prevalence of DSM-III-R psychiatric disorders in the United States: Results from the National Comorbidity Survey. *Archives of general psychiatry*, 51(1), 8-19. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.1994.03950010008002>
- Kessler, R. C., Wittchen, H. U., Abelson, J. M., McGonagle, K., Schwarz, N., Kendler, K. S., Knäuper, B. et Zhao, S. (1998). Methodological studies of the Composite International Diagnostic Interview (CIDI) in the US national comorbidity survey (NCS). *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 7(1), 33-55. <https://doi.org/10.1002/mpr.33>
- Kieling, C., Baker-Henningham, H., Belfer, M., Conti, G., Ertem, I., Omigbodun, O., Rohde, L. A., Srinath, P. S., Ulkuer, N. et Rahman, A. (2011). Child and adolescent mental health worldwide: Evidence for action. *The Lancet*, 378(9801), 1515-1525. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(11\)60827-1](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(11)60827-1)
- Masse, S. V. (2017). Entre détresse psychologique et santé mentale positive: Le cas des travailleurs de la restauration. *Canadian Journal of Public Health*, 108(5), e510-e515. <https://doi.org/10.17269/CJPH.108.6112>
- Mewton, L., Kessler, R. C., Slade, T., Hobbs, M. J., Brownhill, L., Birrell, L., Tonks, Z., Teesson, M., Newton, N., Chapman, C., Allsop, S., Hides, L., McBride, N. et

- Andrews, G. (2016). The psychometric properties of the Kessler Psychological Distress Scale (K6) in a general population sample of adolescents. *Psychological Assessment, 28*(10), 1232. <https://doi.org/10.1037/pas0000239>
- Muthén, L.K. et Muthén, B.O. (2017). *Mplus user's guide* (8th ed). Muthén & Muthén.
- Peiper, N., Clayton, R., Wilson, R. et Illback, R. (2015). The performance of the K6 Scale in a large school sample. *Psychological Assessment, 27*(1), 228. <https://doi.org/10.1037/pas0000025>
- Pettersson, E., Lahey, B. B., Larsson, H. et Lichtenstein, P. (2018). Criterion validity and utility of the general factor of psychopathology in childhood: Predictive associations with independently measured severe adverse mental health outcomes in adolescence. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry, 57*(6), 372-383. <https://doi.org/10.1016/j.jaac.2017.12.016>
- Piché, G., Cournoyer, M., Bergeron, L., Clément, M. È. et Smolla, N. (2017). Épidémiologie des troubles dépressifs et anxieux chez les enfants et les adolescents québécois. *Santé mentale au Québec, 42*(1), 19-42. <https://doi.org/10.7202/1040242ar>
- Prochaska, J. J., Sung, H. Y., Max, W., Shi, Y. et Ong, M. (2012). Validity study of the K6 scale as a measure of moderate mental distress based on mental health treatment need and utilization. *International Journal of Methods in Psychiatric Research, 21*(2), 88-97. <https://doi.org/10.1002/mpr.1349>
- Sakurai, K., Nishi, A., Kondo, K., Yanagida, K. et Kawakami, N. (2011). Screening performance of K6/K10 and other screening instruments for mood and anxiety disorders in Japan. *Psychiatry and Clinical Neurosciences, 65*(5), 434-441. <https://doi.org/10.1111/j.1440-1819.2011.02236.x>
- Statistics Canada. (2010). *Validation of self-rated mental health*. Retrieved October 26, 2021, from <https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/82-003-x/2010003/article/11288/findings-resultats-eng.htm>
- Tabachnick, B. G. et Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics* (6th ed.). Pearson.
- Tesfaye, M., Hanlon, C., Wondimagegn, D. et Alem, A. (2010). Detecting postnatal common mental disorders in Addis Ababa, Ethiopia: Validation of the Edinburgh Postnatal Depression Scale and Kessler scale. *Journal of Affective Disorders, 122*(1-2), 102-108. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2009.06.020>
- Tran, T. D., Kaligis, F., Wiguna, T., Willenberg, L., Nguyen, H. T. M., Luchters, S., Azzopardi, P. et Fisher, J. (2019). Screening for depressive and anxiety disorders among adolescents in Indonesia: Formal validation of the centre for epidemiologic studies depression scale – revised and the Kessler Psychological Distress scale. *Journal of Affective Disorders, 246*, 189-194. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2018.12.042>

TABLEAU 1

Indices de la qualité d'ajustement du modèle unidimensionnel et analyse d'invariance selon le sexe et l'âge<sup>1</sup>

Modèle	SB $\chi^2$ (ddl)	CFI	TLI	SRMR	RMSEA [90 % IC]	$\Delta$ SB $\chi^2$	$\Delta$ CFI	$\Delta$ TLI	$\Delta$ SRMR	$\Delta$ RMSEA
M1										
Échantillon total	33,340(9)	0,987	0,978	0,019	0,041 [0,027-0,056]					
M2 (Âge)										
12 à 14 ans	22,570(9)	0,985	0,976	0,020	0,043 [0,021-0,065]					
15 à 17 ans	31,470(9)	0,976	0,960	0,026	0,056 [0,035-0,078]					
Invariance (Âge)										
Configurationnelle	54,040(18)	0,981	0,968	0,024	0,050 [0,035-0,065]					
Métrique (faible)	74,030(23)	0,973	0,964	0,035	0,052 [0,039-0,066]	19,987	-0,008	-0,004	0,011	0,002
Scalaire (forte)	87,440(28)	0,968	0,966	0,038	0,051 [0,039-0,063]	13,414	-0,005	0,002	0,003	-0,001
Résiduelle (stricte)	104,12(30)	0,960	0,960	0,049	0,055 [0,044-0,067]	16,680*	-0,008	-0,006	0,011	0,004
M3 (Sexe)										
Fille	16,073(9)	0,997	0,994	0,016	0,032[0,000-0,056]					
Garçon	23,813(9)	0,988	0,980	0,025	0,044 [0,023-0,066]					
Invariance (Sexe)										
Configurationnelle	40,547(18)	0,993	0,989	0,021	0,039 [0,023-0,055]					
Métrique (faible)	66,750(23)	0,987	0,983	0,025	0,048 [0,035-0,062]	26,203	-0,006	-0,006	0,004	0,009
Scalaire (forte)	88,289(40)	0,986	0,989	0,030	0,039 [0,028-0,049]	21,539	-0,001	0,006	0,005	-0,009
Résiduelle (stricte)	207,433(42)	0,952	0,965	0,039	0,070 [0,060-0,079]	119,144	-0,034	-0,024	0,009	0,031

<sup>1</sup> En raison de valeurs absentes pour certains items dans les groupes d'âge évalués, il a été impossible de procéder à l'analyse de l'invariance pour l'âge en spécifiant que les items sont une mesure ordinale.

Notes. SB $\chi^2$  = Khi carré de Satorra-Bentler; ddl = degrés de liberté; CFI = indice d'ajustement comparatif; TLI = Indice de Tucker-Lewis; SRMR = valeur moyenne quadratique pondérée; RMSEA = erreur quadratique moyenne de l'approximation; IC = intervalles de confiance.

\* $p < ,001$

TABLEAU 2

**Coefficients de saturation et variance résiduelle pour le modèle final d'invariance du K6 pour le sexe**

Paramètre	Nerveux(se)	Désespéré(e)	Agité(e)	Déprimé(e)	Effort	Bon(ne) à rien
<b>Masculin</b>						
Coefficients de saturation	0,458	0,764	0,414	0,893	0,667	0,759
Coefficient de variance ( $R^2$ )	0,210	0,584	0,172	0,798	0,445	0,577
Variance résiduelle	0,790	0,416	0,828	0,202	0,555	0,423
<b>Féminin</b>						
Coefficients de saturation	0,563	0,816	0,492	0,830	0,750	0,843
Coefficient de variance ( $R^2$ )	0,317	0,667	0,242	0,689	0,562	0,710
Variance résiduelle	0,683	0,333	0,758	0,311	0,438	0,290

Note: Toutes les valeurs présentées sont standardisées et significatives à  $p < ,01$ .

TABLEAU 3

**Corrélations entre les scores au K6 et les réponses aux indicateurs évaluant la validité convergente et divergente**

Corrélations	Total	Garçons	Filles	12 à 14 ans	15 à 17 ans
<b>Validité convergente</b>					
K6 - stress	0,42***	0,40***	0,41***	0,36***	0,46***
K6 – symptômes de l'épisode dépressif	0,40***	0,46***	0,35***	0,39***	0,41***
<b>Validité divergente</b>					
K6 – sentiment d'appartenance	0,09***	0,09**	0,09*	0,11**	0,04
K6 – Échelle de provisions sociales	-0,11***	-0,06	-0,22***	-0,14***	-0,09*

Note: \*  $p \leq ,05$ ; \*\*  $p < ,01$  \*\*\*  $p < ,001$ .

TABLEAU 4  
Corrélations polychoriques

Modèle unidimensionnel						
Variable	1.	2.	3.	4.	5.	6.
1. Nerveux(se)	–	0,437	0,252	0,488	0,327	0,412
2. Désespéré(e)		–	0,363	0,703	0,538	0,654
3. Agité(e)			–	0,338	0,351	0,357
4. Déprimé(e)				–	0,584	0,685
5. Effort					–	0,615
6. Bon(ne) à rien						–

Corrélations polychoriques pour les garçons (au-dessus de la diagonale) et les filles (en dessous de la diagonale)

Variable	1.	2.	3.	4.	5.	6.
1. Nerveux(se)	–	0,370	0,246	0,477	0,252	0,263
2. Désespéré(e)	0,466	–	0,313	0,682	0,503	0,577
3. Agité(e)	0,250	0,406	–	0,299	0,270	0,313
4. Déprimé(e)	0,472	0,709	0,363	–	0,575	0,673
5. Effort	0,417	0,573	0,434	0,600	–	0,576
6. Bon(ne) à rien	0,486	0,680	0,391	0,685	0,656	–

Corrélations polychoriques pour les 12-14 ans (au-dessus de la diagonale) et 15-17 ans (en dessous de la diagonale)

Variable	1.	2.	3.	4.	5.	6.
1. Nerveux(se)	–	0,382	0,237	0,518	0,286	0,380
2. Désespéré(e)	0,464	–	0,434	0,738	0,495	0,655
3. Agité(e)	0,258	0,300	–	0,382	0,361	0,468
4. Déprimé(e)	0,457	0,673	0,294	–	0,582	0,706
5. Effort	0,362	0,572	0,337	0,585	–	0,552
6. Bon(ne) à rien	0,436	0,652	0,246	0,668	0,670	–

\*Toutes les corrélations sont significatives à  $p < ,01$ .

TABLEAU 5

Aire sous la courbe ROC, sensibilité et spécificité de certains points de coupure du K6 (IC à 95 %) pour prédire la présence d'un épisode dépressif majeur chez l'ensemble des participants et en fonction des sous-groupes

Échantillon total										
Point de coupure	n	AUC	95 % IC	Sensibilité (%)	Spécificité (%)					
3/4	56	0,779	[0,727-9,831]	89,3	66,6					
<b>4/5</b>	<b>56</b>	<b>0,776</b>	<b>[0,711-0,841]</b>	<b>76,8</b>	<b>78,3</b>					
5/6	56	0,776	[0,706-0,846]	71,4	83,7					
6/7	56	0,768	[0,693-0,844]	64,3	89,3					
12-14 ans						15-17 ans				
Point de coupure	n	AUC	95 % IC	Sensibilité (%)	Spécificité (%)	n	AUC	95 % IC	Sensibilité (%)	Spécificité (%)
3/4	17	0,825	[0,750-0,899]	94,1	70,8	39	0,746	[0,678-0,814]	87,2	62,0
<b>4/5</b>	<b>17</b>	<b>0,847</b>	<b>[0,756-0,937]</b>	<b>88,2</b>	<b>81,1</b>	<b>39</b>	<b>0,736</b>	<b>[0,652-0,820]</b>	<b>71,8</b>	<b>75,4</b>
5/6	17	0,844	[0,738-0,950]	82,4	86,5	39	0,737	[0,649-0,825]	66,7	80,8
6/7	17	0,837	[0,718-0,955]	76,5	90,9	39	0,733	[0,639-0,827]	59,0	87,7
Garçons						Filles				
Point de coupure	n	AUC	95 % IC	Sensibilité (%)	Spécificité (%)	n	AUC	95 % IC	Sensibilité (%)	Spécificité (%)
3/4	25	0,836	[0,780-0,892]	96,0	71,2	31	0,727	[0,646-0,808]	83,9	61,5
<b>4/5</b>	<b>25</b>	<b>0,834</b>	<b>[0,750-0,918]</b>	<b>84,0</b>	<b>82,8</b>	<b>31</b>	<b>0,722</b>	<b>[0,628-0,816]</b>	<b>71,0</b>	<b>73,5</b>
5/6	25	0,819	[0,721-0,918]	76,0	87,8	31	0,735	[0,638-0,832]	67,7	79,2
6/7	25	0,782	[0,668-0,896]	64,0	92,5	31	0,752	[0,651-0,853]	64,5	85,8

FIGURE 1

Courbes ROC en fonction du point de coupure 4/5

