

**Direction générale de la recherche appliquée
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada**

**Prévalence de l'agression physique chez les
enfants canadiens : Analyse de structure latente
multigroupe des données du premier cycle de
l'ELNEJ (1994-1995)**

T-00-2F

par

**Raymond Baillargeon, Richard E. Tremblay,
J. Douglas Willms
Décembre 1999**

Les opinions exprimées dans les documents techniques sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement le point de vue de Développement des ressources humaines Canada ou du gouvernement fédéral.



La série des documents de travail comprend des études et des travaux de recherche réalisés sous l'égide de la Direction générale de la recherche appliquée, Politique stratégique. Il s'agit notamment de recherches analytiques techniques destinées à un nombre restreint de spécialistes dans des domaines particuliers liés aux ressources humaines



Le présent document a été traduit de l'anglais. Bien que la version française ait été préparée avec soin, le document original fait foi./

This document is a translation from English. Although the French version has been carefully prepared, the original document should be taken as correct.

La version anglaise de ce document est disponible sous le titre *The Prevalence of Physical Aggression in Canadian Children: A Multi-Group Latent Class Analysis of Data from the First Collection Cycle (1994-1995) of the NLSCY.*
This paper is available in English under the *The Prevalence of Physical Aggression in Canadian Children: A Multi-Group Latent Class Analysis of Data from the First Collection Cycle (1994-1995) of the NLSCY.*



Papier/Paper

ISBN : 0-662-85939-1

N°de cat./ Cat. No. MP32-30/00-2F

Internet

ISBN : 0-662-88567-8

N°de cat./ Cat. No. MP32-30/00-2F-IN



Si vous avez des questions concernant les documents publiés par la Direction générale de la recherche appliquée, veuillez communiquer avec :

Développement des ressources humaines Canada
Centre des publications
140 Promenade du Portage, Phase IV, niveau 0
Hull (Québec) Canada
K1A 0J9

Télécopieur : (819) 953-7260
<http://www.hrhc-drhc.gc.ca/sp-ps/arb-dgra>

General enquiries regarding the documents published by the Applied Research Branch should be addressed to:

Human Resources Development Canada
Publications Centre
140 Promenade du Portage, Phase IV, Level 0
Hull, Quebec, Canada
K1A 0J9

Facsimile: (819) 953-7260
<http://www.hrhc-drhc.gc.ca/sp-ps/arb-dgra>

Résumé

Les agressions physiques touchent une portion importante de la population d'enfants canadiens. À partir des données recueillies dans le cadre du premier cycle de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, les auteurs estiment que 3,5 % des enfants canadiens de 2 ans à 4 ans sont physiquement agressifs – selon les déclarations de la personne qui connaît le mieux l'enfant. Ce pourcentage, qui demeure sensiblement le même chez les garçons de 5 à 11 ans (3,3 %), est passablement moins élevé chez les filles (0,6 %). On pourrait dire que, fondamentalement, ces enfants se caractérisent par une propension à se montrer physiquement agressifs qui est de beaucoup supérieure à celle que l'on retrouve chez les autres enfants canadiens du même âge et du même sexe.

Ces résultats ont d'importantes répercussions méthodologiques, en ce sens qu'ils laissent entendre que l'on peut obtenir, grâce à l'analyse de structure latente (ASL), un seul cadre où combiner les cotes au regard de maints symptômes comportementaux (pour cerner un ensemble de catégories exhaustives et s'excluant mutuellement de personnes profondément différentes au niveau de la tendance à manifester les symptômes à l'étude). Comme l'ASL prend en compte le fait qu'aucune sensibilité/spécificité n'est associée aux symptômes, elle peut aboutir à des estimations non biaisées du pourcentage de personnes d'une population donnée qui font partie des diverses catégories latentes. On peut aussi avoir recours à l'ASL pour prévoir l'appartenance d'une personne donnée à une catégorie latente – à partir des cotes relevées. Enfin, l'ASL peut servir à comparer la fréquence de problèmes émotifs ou comportementaux – entre les groupes.

Ces résultats ont d'importantes répercussions en matière de politique gouvernementale. Pour la première fois, une étude offre aux analystes des politiques en matière de santé publique des renseignements quant à la fréquence des agressions physiques chez les enfants canadiens de 2 à 11 ans. Selon les auteurs, ces estimations devraient aider à évaluer les besoins, à l'échelon national, pour ce qui est des services de santé mentale à l'intention des enfants physiquement agressifs. Ensuite, la présente étude offre une définition opérationnelle claire de ce qu'on entend, au Canada, par « enfant physiquement agressif » – dans l'optique propension à adopter des comportements physiquement agressifs. Les auteurs sont en outre d'avis que cette définition facilitera la conception, au chapitre « prévention » et « intervention », de programmes rentables adaptés aux besoins des enfants canadiens physiquement agressifs. Enfin, l'étude donne les moyens d'identifier les enfants physiquement agressifs du Canada, ce qui, croit-on, devrait aider à aiguiller les ressources publiques restreintes, en santé mentale, vers ceux qui en ont le plus besoin.

Remerciements

Nous sommes reconnaissants à Muriel Rorive, Nathalie Fréchette, Sandra Bekhor, Zoubida Benseddik et Alain Girard, qui ont participé à la phase d'analyse des données de ce projet. Nous tenons également à remercier Lyse Desmarais-Gervais du Groupe de recherche sur l'inadaptation psycho-sociale ainsi que Colette Fortin, du Centre de recherche Fernand-Seguin, qui se sont occupées des aspects administratifs du projet. Nous remercions Scott R. Eliason, qui a mis à notre disposition la pré-version d'un programme informatique pour l'analyse de structure latente de données catégoriques selon la méthode du maximum de vraisemblance. Et finalement, nous remercions Liliane Gallant pour ses services de secrétariat.

Table des matières

Sommaire	ix
1. Introduction	1
1.1 Le diagnostic formel des comportements problèmes et le problème des lignes de démarcation arbitraires	2
1.2 L'analyse de structure latente, une solution de rechange au diagnostic formel	5
2. Méthode	10
2.1 L'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes	10
2.2 Sujets	10
2.2.1 Données manquantes	
2.2.2 Plan de sondage et pondérations	
2.3 Instruments	11
2.4 Méthode statistique.....	12
3. Résultats	14
3.1 Estimations de la fiabilité	14
3.2 Le choix d'un modèle de structure latente approprié pour les données relatives à l'agression physique	15
3.3 Prédire l'appartenance à une structure latente selon le modèle à trois structures avec restriction	26
3.3.1 Tester l'hypothèse de l'interchangeabilité des symptômes comportementaux	
3.4 Comparer la prévalence de l'agression physique selon les groupes d'âge et le sexe	31
3.4.1 Examiner les relations entre les trois symptômes comportementaux, le sexe et l'âge	
3.4.2 Comparer la prévalence de l'agression physique chez les enfants de 2 à 11 ans	
3.4.3 Comparer la prévalence de l'agression physique chez les garçons et chez les filles	
4. Conclusion	42
Bibliographie.....	45

Sommaire

L'agression physique touche un segment important de la population des enfants canadiens. À partir des données recueillies lors du premier cycle de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, nous avons estimé à 3,5 % le pourcentage des enfants canadiens de 2 à 4 ans qui sont physiquement agressifs, selon la personne qui connaît le mieux l'enfant. Ce pourcentage, qui est presque le même chez les garçons de 5 à 11 ans (3,3 %), est passablement moins élevé chez les filles (0,6 %). On peut dire que, fondamentalement, ces enfants se caractérisent par une propension à se montrer physiquement agressifs qui est de beaucoup supérieure à celle des autres enfants canadiens du même âge et du même sexe.

Ces résultats ont d'importantes répercussions sur le plan méthodologique. En effet, ils laissent penser qu'une analyse de structure latente (ASL) pourrait donner un cadre unifié permettant de combiner les cotes attribuées au chapitre de nombreux symptômes comportementaux pour définir une série de structures exhaustives et mutuellement exclusives de sujets dont la propension à manifester les symptômes de référence diffère de façon marquée d'une structure à l'autre. L'ASL permet ce classement tout en tenant compte du fait que les symptômes ne présentent ni sensibilité, ni spécificité; elle donne donc des estimations non biaisées du pourcentage de membres d'une population donnée qui feront partie des diverses structures latentes. On peut aussi avoir recours à l'ASL pour prédire l'appartenance d'un sujet à une structure latente, selon les cotes observées qui lui sont attribuées. Enfin, l'ASL peut servir à comparer la prévalence de problèmes comportementaux ou affectifs pour divers groupes.

Ces résultats ont d'importantes répercussions en matière de politique gouvernementale. Pour la première fois, une étude offre aux analystes des politiques de santé publique des renseignements fort utiles sur la prévalence de l'agression physique chez les enfants canadiens de 2 à 11 ans. Nous sommes convaincus que ces estimations de la prévalence faciliteront l'évaluation des besoins en matière de santé mentale des enfants physiquement agressifs à l'échelle nationale. De plus, cette étude offre une définition opérationnelle claire de ce qu'on entend, au Canada, par « enfant physiquement agressif », en fonction de la propension à manifester des comportements dénotant l'agression physique. Nous sommes d'avis que cette définition facilitera la conception de programmes de prévention et d'intervention d'un bon rapport coût-efficacité et qui seront adaptés aux besoins des enfants canadiens physiquement agressifs. Enfin, l'étude donne les moyens d'identifier les enfants physiquement agressifs du Canada, ce qui, selon nous, devrait aider à cibler les ressources gouvernementales limitées dans le domaine de la santé mentale vers ceux qui en ont le plus besoin.

1. Introduction

L'agression physique soulève de nombreuses préoccupations du point de vue de la santé publique et du développement des ressources humaines. Nous utilisons ici l'expression « agression physique » pour désigner les attaques physiques contre autrui qui risquent d'entraîner des dommages corporels. Même si de nombreuses études se sont concentrées sur le comportement agressif chez les enfants, peu ont porté sur l'évolution de l'agression. Les chercheurs qui se sont intéressés à cette question ont généralement retenu une définition de l'agression physique qui englobait l'agression indirecte, l'agression verbale, l'opposition, la rivalité, voire même l'hyperactivité (Nagin et Tremblay, sous presse; Tremblay, 1991; Tremblay et coll., sous presse). De récents travaux sur les différences entre l'agression indirecte (p. ex., essayer de convaincre quelqu'un qu'un tiers qu'on n'aime pas soi-même est antipathique) et l'agression physique ont révélé d'importantes différences dans la façon dont chacun de ces types de manifestations agressives s'expriment selon l'âge et le sexe (Björkqvist et coll., 1992; Crick et Grotpeter, 1995; Lagerspetz, 1988; Tremblay et coll., 1996). On peut observer des gestes d'agression physique chez un enfant dès la fin de la première année (Tremblay et coll., sous presse), tandis que l'agression indirecte n'apparaîtra que lorsque les enfants auront commencé à comprendre la complexité des interactions sociales et les façons (habituellement verbales) de les manipuler. Les manifestations de l'agression physique semblent changer avec l'âge et se présenter différemment chez les garçons et chez les filles (Loeber et Hay, 1997; Loeber et Stouthamer-Loeber, 1998; Tremblay et coll., 1996; Tremblay et coll., sous presse).

Les enfants qui n'apprennent pas à inhiber les comportements d'agression physique pendant la petite enfance semblent présenter de plus grands risques de devenir des délinquants juvéniles violents, les auteurs d'actes de violence dans leurs fréquentations, des parents maltraitants et des conjoints maltraitants (Cairns et Cairns, 1994; Farrington, sous presse; Nagin et Tremblay, sous presse). Selon cette perspective, les enfants qui n'ont pas appris à inhiber l'agression physique constituent une entrave importante du point de vue du développement des ressources humaines dans nos sociétés modernes, et sont à l'origine d'un important problème de santé publique. Pour éviter les problèmes chroniques d'agression physique, nous avons besoin de moyens fiables pour identifier les enfants à risque et d'estimations fidèles de l'ampleur du problème dans la population canadienne. Il est essentiel d'atteindre ces deux objectifs si nous

voulons élaborer des stratégies, des politiques et des programmes d'intervention efficaces pour promouvoir le développement sain des enfants du Canada. Cependant, pour obtenir des estimations fiables de la prévalence de l'agression physique chez les enfants canadiens, il faut relever certains défis méthodologiques de taille.

1.1 Le diagnostic formel des comportements problématiques et le problème des lignes de démarcation arbitraires

Poser un diagnostic formel à partir d'une liste de symptômes comportementaux, voilà l'un de ces défis de taille. La méthode classique utilisée pour diagnostiquer des problèmes comportementaux chez les enfants repose sur une ligne de démarcation établie en fonction d'un nombre arbitraire de symptômes comportementaux. Cette démarche, dite « approche catégorique en matière de diagnostic formel », est fort bien illustrée par la procédure d'évaluation exposée dans le Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux (DSM-IV) de l'American Psychiatric Association (1994). Le clinicien juge si, oui ou non, l'enfant manifeste tel ou tel trouble d'après une liste de symptômes comportementaux, et le diagnostic formel repose sur un nombre arbitraire de symptômes. Si le nombre des symptômes comportementaux dépasse le minimum établi à la ligne de démarcation, on dit que l'enfant manifeste le trouble en question; autrement, il ne le manifeste pas. Une autre démarche, dite « approche dimensionnelle », consiste à préciser une ligne de démarcation arbitraire sur une échelle continue qui représente la somme (pondérée) des notes observées pour les divers symptômes comportementaux (on en trouvera une illustration dans Achenbach, 1981). Par conséquent, même si ces deux démarches représentent des stratégies diagnostiques différentes, elles ont toutes deux recours à une ligne de démarcation arbitraire pour faire la distinction entre les sujets qui manifestent un trouble et ceux qui ne le manifestent pas.

L'utilisation d'une ligne de démarcation arbitraire pour poser un diagnostic formel soulève de nombreux problèmes. Premièrement, comme la ligne de démarcation sur l'échelle des divers symptômes comportementaux selon la démarche classique est dictée par la coutume, plutôt que d'être dérivée systématiquement de la recherche, il se peut bien que les deux catégories diagnostiques créées selon cette méthode ne représentent pas de groupes homogènes d'enfants dans la population (on trouvera des tentatives plus récentes à ce chapitre dans Lahey, Applegate, Barkley et coll., 1994; Lahey, Applegate, McBurnett et coll., 1994). Ce problème se pose également en ce qui concerne l'approche dimensionnelle. Par conséquent, il peut y avoir

d'importantes différences entre les sujets des deux catégories — et cette information pourrait être utile — que les deux approches choisissent tout simplement d'ignorer. De plus, il se peut que les deux catégories diagnostiques créées selon ces deux méthodes manquent de validité interne, ce qui peut être la source de nombreux problèmes lorsqu'il s'agit de comparer des enfants se classant dans des catégories diagnostiques différentes à partir de facteurs de validation externes. Par exemple, si la validité interne des catégories diagnostiques est inconnue, il peut être difficile d'interpréter les résultats d'études ayant pour objet de valider des catégories diagnostiques qui font appel à des facteurs psychosociaux, des facteurs démographiques, des facteurs biologiques, des facteurs génétiques familiaux, des variables du milieu familial, l'évolution naturelle et les effets des interventions thérapeutiques (Cantwell, 1996). De surcroît, la démarche classique tout comme la démarche dimensionnelle tiennent pour acquis que le trouble est présent ou absent chez l'enfant, même si l'on peut trouver dans la population plus de deux catégories exhaustives et mutuellement exclusives de sujets. Par exemple, les enfants appartenant à une troisième catégorie diagnostique peuvent ne pas présenter le syndrome dans sa totalité, tout en manifestant des déficiences fonctionnelles nombreuses. Si ces sujets sont intégrés aux deux autres catégories diagnostiques, cela aurait pour effet de réduire, voire même d'éliminer, la corrélation qui peut exister entre le trouble et tout facteur de validation externe (Robins, 1985).

Deuxièmement, l'utilisation d'une ligne de démarcation arbitraire selon la démarche classique tient implicitement pour acquis que tous les symptômes comportementaux sont également valables à titre d'indicateurs du problème comportemental ou affectif de référence. Cependant, les enfants qui manifestent le même nombre de symptômes comportementaux ne constituent pas nécessairement un groupe homogène.

Finalement, le problème de l'utilisation d'une ligne de démarcation arbitraire est exacerbé par la pratique courante qui consiste à conserver la même ligne de démarcation, peu importe l'âge et le sexe de l'enfant. Ainsi, selon la démarche classique, toute différence dans la prévalence des symptômes comportementaux entre les garçons et les filles, par exemple, est interprétée comme une vraie différence dans la prévalence du problème comportemental ou affectif. Cependant, une partie ou même la totalité des différences observées dans la prévalence des symptômes comportementaux entre les garçons et les filles peut être attribuable au fait que lesdits symptômes ne se manifestent pas de la même façon dans les deux groupes (c.-à-d. que la propension de manifester les symptômes comportementaux pour telle ou telle catégorie diagnostique peut fort

bien varier entre les deux groupes). Par ailleurs, selon la démarche dimensionnelle, toute différence dans la prévalence des symptômes comportementaux entre les garçons et les filles est interprétée comme une manifestation différente du symptôme. Cependant, une partie ou même la totalité des différences observées dans la prévalence des symptômes comportementaux entre les deux groupes peut être attribuable à une vraie différence entre les groupes au chapitre de la prévalence du problème comportemental ou affectif en question. C'est pourquoi ni l'une ni l'autre de ces deux démarches diagnostiques ne permet d'atteindre l'un des principaux objectifs de l'épidémiologie du développement, qui consiste à comparer des estimations de la prévalence de certains problèmes comportementaux ou affectifs qui se manifestent à l'enfance dans des groupes d'enfants qui ne sont pas nécessairement du même âge ou du même sexe. Par conséquent, ni la démarche classique, ni la démarche dimensionnelle ne comporte de procédure objective permettant d'intégrer les symptômes comportementaux en un diagnostic formel approprié pour les garçons comme pour les filles, peu importe leur âge.

Notre étude a deux principaux objectifs, l'un d'ordre méthodologique, l'autre de nature pratique. Le premier est de faire la démonstration de l'utilisation d'une technique statistique, à savoir l'analyse de structure latente, pour le diagnostic des problèmes comportementaux. L'analyse de structure latente offre un moyen empirique d'établir le nombre de catégories diagnostiques ou structures qui se retrouvent dans un échantillon, compte tenu des manifestations de divers symptômes comportementaux. Dans le cas de l'agression physique, par exemple, il s'agit de déterminer si les enfants se divisent naturellement en deux structures (p. ex., les enfants agressifs et les enfants non agressifs), ou en trois structures ou plus (p. ex., les enfants agressifs, les enfants légèrement agressifs et les enfants non agressifs). La technique permet également de déterminer la probabilité qu'un sujet se range dans une structure ou une autre, compte tenu des symptômes comportementaux qu'il manifeste. Elle permet donc d'éviter le problème des lignes de démarcation arbitraires pour les diagnostics. De plus, comme la technique peut être utilisée séparément pour les garçons et pour les filles et dans chaque cohorte d'âge, les symptômes comportementaux peuvent être pondérés différemment selon l'âge et le sexe de l'enfant. Dans le cadre de notre démonstration de l'analyse de structure latente, nous faisons également valoir que la technique constitue un moyen objectif de jauger l'importance relative de chaque symptôme comportemental et donc de définir un ensemble limité de symptômes comportementaux qui pourraient être utilisés pour faire des diagnostics fiables. L'objectif pratique de l'étude est d'établir des estimations de la prévalence de l'agression physique chez les garçons et les filles de 2 à 11 ans dans la population canadienne, selon les données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes.

1.2 L'analyse de structure latente, une solution de rechange au diagnostic formel

La question de l'établissement d'un diagnostic formel à partir d'une liste de symptômes comportementaux peut être examinée objectivement dans le cadre d'une analyse de structure latente. Les analyses de ce genre sont issues des premiers travaux de Paul A. Lazarsfeld sur l'analyse de structure latente comme moyen d'examiner la dépendance d'un jeu de variables catégoriques manifestes par rapport à un petit nombre de variables inobservables ou latentes (Lazarsfeld, 1950a, 1950b, 1954; Lazarsfeld et Henry, 1968). Les travaux dont Lazarsfeld a été le pionnier ont trouvé diverses applications dans les sciences pédagogiques, les sciences sociales et les sciences comportementales (on en trouvera des recensions dans Clogg, 1995; Langeheine, 1988). Ils revêtent un intérêt particulier dans le domaine du diagnostic médical, où l'analyse de structure latente a été utilisée pour établir des cotes objectives pour le classement et le diagnostic des troubles psychiatriques (Hudziak et coll., 1998; Rindskopf et Rindskopf, 1986; Uebersax et Grove, 1990; Young, 1983).

L'analyse de structure latente constitue un moyen empirique de définir une série de structures latentes exhaustives et mutuellement exclusives auxquelles peuvent appartenir les sujets de référence en fonction de la distribution de leurs réactions à une série de variables discrètes manifestes. Ce modèle repose sur l'hypothèse fondamentale voulant que dans n'importe quelle structure latente, les variables manifestes sont indépendantes les unes des autres (ce qu'il est convenu d'appeler l'hypothèse de l'indépendance locale). Ainsi, les associations entre les variables manifestes résultent des différences entre deux structures latentes ou plus. Par exemple, les symptômes comportementaux peuvent être des indicateurs d'une variable latente comme l'agression physique. Par ailleurs, l'agression physique peut englober deux ou plusieurs structures latentes. D'un côté, il peut y avoir une structure latente dont les membres tendent à ne pas manifester les symptômes comportementaux en question (c.-à-d. les sujets peu agressifs). D'un autre côté, il peut y avoir une deuxième structure latente dont les membres ont tendance à manifester les symptômes comportementaux de référence (c.-à-d. les sujets très agressifs). On tient pour acquis que chaque sujet se retrouve dans une seule structure latente. Essentiellement, la population de référence sera censée se composer de deux catégories (ou plus) d'enfants qualitativement différents qui peuvent afficher des différences prononcées dans la propension de manifester les symptômes comportementaux de référence.

L'objectif de l'analyse de structure latente est de reproduire les fréquences observées qui sont associées aux réactions à l'éventail des variables manifestes à partir de deux genres de paramètres : a) la probabilité qu'un sujet choisi au hasard appartienne à une structure latente donnée; et b) la probabilité conditionnelle qu'un sujet affiche un symptôme comportemental particulier, étant donné son appartenance à telle ou telle structure latente. Dans l'exemple donné ci-dessus, les résultats d'une analyse de structure latente comprendraient des estimations de la proportion d'enfants dans la population en général qui appartiennent aux structures latentes des sujets peu agressif et des sujets très agressifs. Les résultats de l'analyse de structure latente comprendraient également des estimations de la probabilité d'un sujet de manifester chaque symptôme comportemental, étant donné son appartenance à la structure latente des sujets peu agressifs ou très agressifs.

On peut évaluer de façon empirique la mesure dans laquelle ces paramètres permettront de reproduire les réactions au jeu des variables manifestes au moyen de la statistique khi-carré de Pearson, X^2 , ou de la statistique khi-carré du rapport des vraisemblances, L^2 . Ces deux statistiques khi-carré comporteront toutes deux une distribution χ^2 sur grand échantillon dans certaines conditions (voir Clogg, 1979). Lorsque les fréquences par cellule attendues selon le modèle de structure latente se rapprochent des fréquences par cellule observées, alors la valeur de X^2 et/ou de L^2 sera limitée et l'adéquation du modèle examiné par rapport aux données sera jugée adéquate. Par ailleurs, une valeur X^2 et/ou L^2 élevée se situera dans la queue de droite de la distribution χ^2 et témoignera du manque d'adéquation du modèle. On peut établir si X^2 et/ou L^2 revêtent des valeurs élevées ou des valeurs limitées à partir des degrés de liberté. On peut déterminer les degrés de liberté associés à notre modèle de structure latente en soustrayant le nombre de paramètres indépendants qu'il faut estimer du nombre de fréquences par cellule observées non redondantes. Dans la même veine, deux modèles de structure latente hiérarchiquement reliés (deux modèles de structure latente sont hiérarchiquement reliés si l'un d'entre eux inclut tous les paramètres de l'autre et certains autres paramètres) peuvent être comparés à partir du khi-carré du rapport des vraisemblances, puisqu'il peut être fractionné avec précision (Fienberg, 1980). En d'autres termes, il est possible de calculer la valeur de L^2 pour le modèle comptant les paramètres plus nombreux (p. ex., un modèle à trois structures) à partir du modèle comptant les paramètres moins nombreux (p. ex., un modèle à deux structures). On obtient les degrés de liberté associés à la valeur résultante de L^2 en soustrayant les degrés de liberté du modèle plus

vaste de ceux du modèle plus restreint. Une importante différence dans L^2 par rapport à l'écart dans les degrés de liberté permet de déduire que les paramètres supplémentaires du modèle plus vaste sont réellement significatifs. Par ailleurs, une réduction de la valeur de L^2 qui se rapproche de l'écart dans les degrés de liberté indique qu'il n'y a pas d'amélioration significative de l'adéquation lorsque c'est le modèle plus restreint qui est choisi pour représenter les données. Ainsi, contrairement à la démarche classique, l'analyse de structure latente représente un moyen systématique de vérifier l'existence de deux catégories ou plus d'individus qualitativement différents dans la population de référence. En d'autres termes, elle nous donne le moyen de décider du nombre approprié de structures latentes selon les données à notre disposition.

Dès que nous avons établi les estimations des paramètres d'un modèle particulier de structure latente, nous pouvons faire des prédictions au sujet de l'appartenance de chaque individu à telle ou telle structure latente selon ses réactions observées à notre série de variables manifestes. Une règle d'attribution consisterait à classer chaque sujet dans la structure latente t ($t = 1, 2, \dots, T$) qui maximise la probabilité d'observer ses réactions à la série des variables manifestes. Dans l'exemple donné ci-dessus, un individu affichant tel ou tel profil de réaction serait classé dans la catégorie des sujets peu agressifs si sa probabilité conditionnelle a posteriori d'appartenir à cette structure latente est plus élevée que sa probabilité conditionnelle a posteriori d'appartenir à l'autre structure latente; autrement, il serait classé dans la catégorie des sujets très agressifs. Par conséquent, contrairement à la démarche classique, l'analyse de structure latente ne repose pas sur une ligne de démarcation arbitraire, mais plutôt sur une règle de classification optimale telle que la proportion attendue (c.-à-d. théorique) d'erreurs de classement est minimisée.

Les symptômes afficheront rarement une sensibilité parfaite (c.-à-d. qu'ils seront toujours présents chez les individus qui manifestent le trouble); par conséquent, un symptôme présente souvent un taux de faux négatifs supérieur à 0. Par ailleurs, les symptômes seront rarement parfaitement spécifiques (c.-à-d. qu'ils ne seront jamais présents chez les individus qui n'affichent pas le trouble); par conséquent, un symptôme présente souvent un taux de faux positifs supérieur à 0. En termes généraux, un symptôme fournit une information utile mais non pas parfaite pour le diagnostic fidèle d'un trouble chez un sujet. Prenons le cas d'une ligne de démarcation qui a été établie pour faire la distinction entre deux états, c'est-à-dire la présence ou l'absence du trouble. Le symptôme peut parfois signaler le trouble alors qu'en réalité, le sujet n'en souffre pas, et/ou il peut parfois empêcher de diagnostiquer le trouble lorsqu'il existe.

Par conséquent, il est impossible de définir une ligne de démarcation qui fait parfaitement la distinction entre tous les sujets souffrant du trouble et tous les sujets n'en souffrant pas; toute règle de classification donnera donc nécessairement lieu à certaines erreurs de classement.

Les épidémiologues font la distinction entre la valeur prédictive positive et la valeur prédictive négative d'un test (Galen et Gambino, 1975; Weinstein et coll., 1993). S'agissant de diagnostic, la valeur prédictive positive du test correspond à la probabilité conditionnelle a posteriori que présente le sujet d'afficher le trouble, compte tenu d'un résultat positif au test. À l'inverse, la valeur prédictive négative du test correspond à la probabilité conditionnelle a posteriori du sujet de ne pas afficher le trouble, compte tenu d'un résultat négatif au test. Les épidémiologues définissent également l'information de nature diagnostique que fournit le test comme le ratio de la probabilité conditionnelle du sujet d'afficher le trouble, compte tenu d'un résultat positif au test, par rapport à la probabilité conditionnelle du sujet de ne pas afficher le trouble, compte tenu d'un résultat positif. Dans la mesure où les résultats du test représentent une information pouvant servir au diagnostic, ils peuvent être utilisés de façon efficace pour réviser la probabilité a priori que l'individu affiche ou non le trouble — la probabilité a priori correspond à la prévalence du trouble dans la population. Selon le modèle de structure latente, la valeur prédictive positive et la valeur prédictive négative des symptômes qui sont utilisées simultanément pour prédire l'appartenance à telle ou telle structure latente peuvent être définies pour chaque structure latente. La valeur prédictive positive peut être définie comme la probabilité conditionnelle a posteriori d'appartenance à une structure latente particulière chez les individus dont on prédit qu'ils appartiendront à cette structure latente. À l'inverse, la valeur prédictive négative peut être définie comme la probabilité conditionnelle a posteriori de non-appartenance à une structure latente particulière chez les individus dont on n'a pas prédit qu'ils appartiendraient à cette structure latente. De plus, l'information diagnostique représentée par les symptômes peut être définie pour toute structure latente comme le ratio de la probabilité conditionnelle a posteriori d'appartenir à cette structure latente par rapport à la probabilité conditionnelle a posteriori d'appartenir à d'autres structures latentes dans le cas des individus dont on a prédit qu'ils appartiendraient à cette structure latente. Par conséquent, contrairement à la démarche classique, la formule des structures latentes fournit un cadre pour optimiser les choix diagnostiques — le compromis entre les faux positifs et les faux négatifs — compte tenu de l'incertitude inhérente au processus d'établissement des diagnostics formels (p. ex., ce n'est que de façon probabiliste qu'on peut faire un diagnostic au sujet d'un enfant). De plus, on peut en arriver à ce compromis

optimal entre les taux de faux positifs et les taux de faux négatifs tout en tenant compte des conséquences des erreurs de classement (c.-à-d. minimiser les conséquences négatives des erreurs de classement et/ou maximiser les conséquences positives des bons classements).

Autre avantage de l'analyse de structure latente : elle permet d'intégrer de l'information au sujet de variables catégoriques concomitantes (c.-à-d. des variables comme le sexe ou l'âge, qui peuvent être utilisées pour regrouper les sujets) (Clogg et Goodman, 1984, 1985, 1986; Dayton et Macready, 1988). Une analyse de structure latente peut être faite simultanément au sujet de plusieurs groupes pour déterminer si la proportion des sujets dans chaque structure latente varie d'un niveau à l'autre des covariables. Pour ce faire, on peut imposer des contraintes d'homogénéité à l'intérieur du groupe pour les proportions estimatives de la structure latente. Dans l'exemple ci-dessus, l'analyse de structure latente simultanée pourrait servir à déterminer si la prévalence de l'agression physique est la même chez les garçons et chez les filles. Lorsque l'augmentation de L^2 est limitée par rapport à l'augmentation des degrés de liberté, on peut en déduire que deux individus choisis au hasard dans les deux groupes afficheront la même probabilité d'appartenir aux structures latentes des sujets peu agressifs et des sujets très agressifs. Ainsi, contrairement à la démarche classique, l'analyse de structure latente multigroupe nous donne un moyen de comparer la prévalence estimative parmi divers groupes de sujets sans avoir à postuler que la propension de manifester les symptômes comportementaux est la même parmi les groupes (en d'autres termes, elle tient compte du fait que les individus d'une structure latente donnée qui se trouvent à tel ou tel niveau des covariables peuvent afficher des probabilités conditionnelles différentes de manifester les symptômes comportementaux).

2. Méthode

2.1 L'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes

L'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) est la première enquête-ménage d'envergure nationale sur la santé des enfants au Canada. Elle a été élaborée conjointement par Développement des ressources humaines Canada et Statistique Canada. Pour le premier cycle (1994-1995), la collecte des données s'est faite auprès d'un échantillon représentatif comptant environ 25 000 enfants, depuis des nouveau-nés jusqu'à des enfants de 11 ans. On y retrouvait environ 2 000 enfants par groupe d'âge, soit de 2 ans à 11 ans, la moitié des garçons et la moitié des filles. La plupart de ces enfants font l'objet d'un suivi longitudinal, de nouvelles données étant recueillies à leur sujet tous les deux ans. Parmi les instruments de l'enquête, on retrouve un certain nombre de questions permettant d'évaluer divers problèmes comportementaux et affectifs comme l'anxiété, l'hyperactivité, l'inattention et l'agression physique. Le principal répondant était la personne qui connaît le mieux l'enfant, et dans la majorité des cas, il s'agissait de la mère. Des données ont été également recueillies auprès d'autres personnes, notamment l'enfant lui-même et son enseignant, mais elles n'étaient pas accessibles lorsque nous avons rédigé le présent rapport. L'ELNEJ nous donne une occasion unique en son genre de faire des estimations transversales et longitudinales de la prévalence de l'agression physique chez les enfants canadiens depuis la petite enfance jusqu'à l'adolescence. Pour le premier cycle de l'enquête, on peut établir des estimations transversales de la prévalence de l'agression physique chez les enfants de 2 à 11 ans.

2.2 Sujets

Pour le premier cycle de l'ELNEJ (1994-1995), l'agression physique a été évaluée chez des enfants de 2 à 11 ans. La répartition des sujets selon le sexe et l'âge est illustrée au tableau 1.

2.2.1 Données manquantes

Nous avons éliminé les cas pour lesquels des données manquaient au sujet de n'importe lequel des trois symptômes comportementaux utilisés pour évaluer l'agression physique (voir ci-dessous). Les cas ainsi éliminés n'ont cependant pas été très nombreux : chez les garçons de 2 à 11 ans, les proportions de données manquantes étaient de 2 % pour les trois symptômes, de 0,1 % pour deux symptômes et de 0,1 % pour un symptôme. Chez les filles de 2 à 11 ans, les proportions correspondantes étaient de 1,6 %, de 0,07 % et de 4 %. Nous avons postulé que les données manquaient de façon aléatoire.

Tableau 1 : **Distribution des enfants selon le sexe et l'âge, premier cycle (1994-1995) de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes**

Âge (années)	Sexe	
	Garçons	Filles
2	1 000 (938)	963 (925)
3	1 018 (981)	928 (900)
4	968 (947)	966 (955)
5	916 (889)	878 (858)
6	951 (931)	850 (828)
7	857 (839)	892 (877)
8	893 (876)	887 (873)
9	896 (878)	838 (820)
10	904 (895)	863 (853)
11	845 (837)	822 (815)

Note : Les chiffres entre parenthèses indiquent les cas pour lesquels aucune donnée ne manquait au sujet des trois symptômes comportementaux utilisés pour évaluer l'agression physique.

2.2.2 Plan de sondage et pondérations

Dans un échantillon probabiliste comme celui de l'ELNEJ, chaque sujet se voit attribuer une pondération représentant le nombre de membres de la population en général que ce sujet « représente ». Ces pondérations ont été utilisées ici pour produire des estimations non biaisées de la prévalence de l'agression physique dans la population canadienne des enfants et des adolescents. Chaque fois que nous avons fait l'analyse statistique de données concernant un sous-groupe en particulier (p. ex., les filles de 2 ans), nous avons divisé la pondération par la moyenne des pondérations du sous-groupe en question, pour obtenir des tests statistiques appropriés.

2.3 Instruments

On retrouve dans l'ELNEJ des questions concernant de nombreux symptômes comportementaux qui peuvent être utilisés pour évaluer l'agression physique chez les enfants, à savoir : a) Se bagarre souvent? (*abecq6g*); b) Lorsqu'un autre enfant lui fait mal accidentellement (par exemple, en le ou la bousculant), il/elle suppose que cet enfant l'a fait exprès, se fâche et commence une bagarre? (*abecq6x*); c) Attaque physiquement les autres? (*abecq6aa*); d) Menace les autres? (*abecq6ff*); e) Est cruel/cruelle envers les autres, les brutalise et fait preuve de méchanceté? (*abecq6jj*); et f) Frappe mord, donne des coups de pied à d'autres enfants? (*abecq6nn*). Chaque symptôme comportemental a été évalué par la PCM selon une échelle de Likert à trois points : jamais ou pas vrai, quelquefois ou un peu vrai, et souvent ou très vrai. Les scores 1, 2 et 3 ont été attribués respectivement à ces réponses.

Pour mener notre analyse de structure latente, nous avons choisi les trois symptômes comportementaux qui semblaient le mieux correspondre au domaine évalué (c.-à-d. l'agression physique). Nous voulions ainsi éviter de nous retrouver avec de grands tableaux multidimensionnels comportant peu de données qui risquaient de ruiner l'adéquation asymptotique de la distribution χ^2 du khi-carré de Pearson et du khi-carré du rapport des vraisemblances (voir Fienberg, 1980). Cela revêtait une importance particulière pour notre analyse, parce que moins de 6 % des PCM choisissent généralement la troisième réponse. Pour les enfants de 4 à 11 ans, les trois symptômes comportementaux suivants qui ont trait à l'agression physique ont été retenus : a) Se bagarre souvent? (*abecq6g*); b) Attaque physiquement les autres? (*abecq6aa*); et c) Frappe mord, donne des coups de pied à d'autres enfants? (*abecq6nn*). Comme le symptôme comportemental « Attaque physiquement les autres? » (*abecq6aa*) n'était pas inclus pour les enfants de 2 et 3 ans, nous avons eu recours au seul symptôme comportemental donné pour ces deux groupes d'âge, à savoir « Lorsqu'un autre enfant lui fait mal accidentellement (par exemple, en le ou la bousculant), il/elle suppose que cet enfant l'a fait exprès, se fâche et commence une bagarre? » (*abecq6x*). À remarquer que les symptômes comportementaux « Menace les autres » (*abecq6ff*) et « Est cruel/cruelle envers les autres, les brutalise et fait preuve de méchanceté » (*abecq6jj*) renvoient à des comportements qui ne correspondent pas clairement aux comportements d'agression physique. Les enfants peuvent agir de façon cruelle et menaçante sans le faire *physiquement*.

2.4 Méthode statistique

L'échelonnement des réponses est une application particulière de l'analyse de structure latente (Clogg, 1988; Clogg et Sawyer, 1981; Dayton et Macready, 1980; Goodman, 1975). Nous y avons eu recours pour examiner dans quelle mesure les trois symptômes comportementaux se voient attribuer la même cote par la PCM pour un même enfant. Lorsque trois symptômes comportementaux admettent chacun trois valeurs ($n = 3$), on obtient $3n$ profils de réponses possibles ($3^3 = 27$). Si nous postulons qu'il y a concordance parfaite au sujet des trois symptômes comportementaux, toutefois, nous ne retrouverons que trois de ces profils, soit (1, 1, 1), (2, 2, 2) et (3, 3, 3). Ce modèle de « concordance latente » peut être considéré comme un *modèle à trois structures avec restriction*. Comme son nom l'indique, ce modèle se compose de trois structures latentes : a) une structure latente de *faible agressivité* dont les membres se retrouvent dans la catégorie 1 des réponses (c.-à-d. jamais ou pas vrai) pour les trois symptômes comportementaux; b) une structure latente d'*agressivité moyenne* dont les membres se retrouvent dans la catégorie 2 des réponses (c.-à-d. quelquefois ou un peu vrai) pour les trois symptômes comportementaux; et une structure latente d'*agressivité élevée* dont les membres se retrouvent dans la catégorie 3

des réponses (c.-à-d. souvent ou très vrai) pour les trois symptômes comportementaux. À remarquer que selon ce modèle à trois structures avec restriction, le niveau d'agression physique de l'enfant se reflète parfaitement dans son profil de réactions observées.

Toutefois, les trois symptômes comportementaux ne se verront pas toujours attribuer des réponses de même catégorie. Un modèle de structure latente qui tient compte du manque de concordance dans les réponses concernant les trois symptômes comportementaux est un *modèle à trois structures sans restriction*. Ce modèle tient compte du fait que les membres de la structure latente de faible agressivité, par exemple, peuvent se voir attribuer des cotes autres que les cotes de la catégorie 1. En d'autres termes, le modèle de la structure latente de faible agressivité admet des réponses des deux autres catégories. En principe, les réponses de la catégorie 2 ou 3 devraient être relativement rares pour les membres de la structure latente de faible agressivité. Comme il n'y a pas de restrictions relatives aux probabilités d'appartenir à la structure latente ou aux probabilités conditionnelles de notation des symptômes comportementaux, il faut estimer 20 paramètres selon ce modèle. Il y a 18 probabilités conditionnelles de notation pour les symptômes comportementaux (c.-à-d. deux probabilités pour chaque symptôme comportemental, puisque leur somme doit correspondre à 1 à l'intérieur de chaque structure latente) et 2 probabilités uniques dans la population, puisqu'elles doivent correspondre à 1. Par conséquent, les degrés de liberté pour le modèle à trois structures sans restriction se chiffrent à $(27 - 1 - 20) = 6$.

Les estimations des paramètres selon la méthode du maximum de vraisemblance pour les divers modèles de structure latente examinés ici sont toutes calculées à partir d'un programme informatique général pour l'analyse de structures latentes (MLLSA) élaboré par le regretté professeur Clifford C. Clogg (1977) (voir McCutcheon, 1987). Ce programme fait partie d'un progiciel statistique d'analyse des données catégoriques (CDAS) qui est distribué gratuitement par Scott R. Eliason. Aux fins de notre rapport, nous avons utilisé une pré-version du MLLSA pour CDAS, version 4.0 pour OS/2 (Eliason, 1997).

3. Résultats

3.1 Estimations de la fiabilité

Conformément à la théorie classique des scores vrais, la fiabilité d'un test peut être définie comme la corrélation au carré des scores observés par rapport aux scores vrais, c'est-à-dire le ratio de la variance des scores vrais par rapport à la variance des scores observés (Allen et Yen, 1979). Selon cette définition, la fiabilité d'un test équivaut au *coefficient de détermination* de la modélisation structurelle de l'équation, soit 1 moins le ratio du déterminant de la variance du score d'erreur par rapport au déterminant de la variance du score observé (Bollen, 1989). Les estimations du coefficient de détermination établies selon un modèle à facteur commun-un sont présentées au tableau 2. Elles sont remarquablement élevées, allant de 0,85 à 3 ans jusqu'à 0,99 à 10 ans chez les garçons et de 0,78 à 3 ans jusqu'à 0,95 à 10 ans chez les filles. On peut déduire de ces résultats que la variance du score d'erreur est limitée par rapport à la variance du score observé dans les données relatives à l'agression physique.

Tableau 2 : **Fiabilité des trois symptômes comportementaux utilisés pour évaluer l'agression physique**

Âge (en années)	Estimations de la fiabilité	
	Garçons	Filles
2	0,874	0,841
3	0,850	0,775
4	0,881	0,842
5	0,994	0,893
6	0,876	0,900
7	0,865	0,882
8	0,925	0,882
9	0,895	0,884
10	0,999	0,947
11	0,880	0,935

Note : Estimations de la fiabilité établies à partir d'un modèle à facteur commun-un utilisant une méthode d'estimation des moindres carrés pondérée généralement (Jöreskog et Sörbom, 1993).

3.2 Le choix d'un modèle de structure latente approprié pour les données relatives à l'agression physique

Avant de pouvoir estimer la prévalence de l'agression physique chez les enfants canadiens de 2 à 11 ans, nous devons déterminer si nous pouvons expliquer les données relatives à l'agression physique en postulant l'existence de deux ou plusieurs structures latentes exhaustives et mutuellement exclusives d'enfants dans la population canadienne. Les statistiques relatives à l'adéquation des divers modèles de structures latentes envisagés ici sont illustrées au tableau 3.

D'abord, nous avons examiné le modèle de l'indépendance mutuelle des symptômes comportementaux, c'est-à-dire le modèle à une structure sans restriction. À l'intérieur de cette structure latente unique, on tient pour acquis que la cote attribuée à n'importe quel symptôme comportemental sera indépendante des cotes attribuées aux deux autres symptômes comportementaux. La valeur du khi-carré du rapport des vraisemblances (L^2) du modèle à une structure sans restriction chez les enfants de 2 ans est de 427,07 pour les garçons ($p < 0,00$) et de 315,69 pour les filles ($p < 0,00$), respectivement, avec 20 degrés de liberté. De plus, comme il fallait s'y attendre, l'adéquation de ce modèle par rapport aux données relatives à l'agression physique dans les autres groupes d'âge n'est pas acceptable (voir le tableau 3). Cela confirme que les cotes ne sont pas statistiquement indépendantes; par conséquent, nous devons nous tourner vers les modèles qui postulent deux structures latentes ou plus.

Deuxièmement, nous avons envisagé le modèle à deux structures sans restriction (Bergan, 1983; Dayton et Macready, 1976; Macready et Dayton, 1977; Rindskopf, 1983), qui postule que les cotes attribuées aux symptômes comportementaux par la PCM peuvent être expliquées par une seule variable latente comptant deux structures latentes exhaustives et mutuellement exclusives d'enfants, c'est-à-dire une structure latente de faible agressivité et une structure latente d'agressivité élevée. Les enfants de la structure de la faible agressivité auraient tendance à *ne pas* manifester les symptômes comportementaux en question, tandis que les enfants de la structure de l'agressivité élevée auraient tendance à les manifester. Par conséquent, à l'instar de la démarche classique lorsqu'il s'agit de poser un diagnostic formel, ce modèle postule que le trouble de référence chez l'enfant, à savoir l'agression physique, est présent ou absent et qu'il n'existe pas d'autres possibilités dans la population. La valeur de L^2 dans le modèle à deux structures sans restriction pour les garçons de 2 ans est de 63,50, avec 14 degrés de liberté ($p < 0,00$). Ainsi, le modèle à

deux structures sans restriction ne semble pas présenter une bonne adéquation par rapport aux données relatives à l'agression physique chez les garçons de 2 ans. De la même façon, le modèle donne une valeur L^2 de 64,80 avec 13 degrés de liberté ($p < 0,00$) chez les filles de 2 ans. De plus, nous avons obtenu des résultats très semblables pour les autres groupes d'âge (voir le tableau 3). Par conséquent, l'hypothèse voulant qu'il puisse y avoir seulement deux structures latentes exclusives et exhaustives d'enfants dans la population canadienne a été rejetée pour tous les groupes d'âge, sauf les filles de 8 ans, pour qui le modèle à deux structures sans restriction semble offrir une adéquation acceptable par rapport aux données relative à l'agression physique, selon le khi-carré de Pearson et le khi-carré du rapport des vraisemblances. Ces résultats semblent montrer qu'il y a des différences inter-individuelles substantielles dans les deux catégories — information qui peut se révéler utile — qui doivent être prises en considération lorsqu'il s'agit d'identifier des groupes homogènes d'enfants dans la population.

Ces résultats nous amènent à envisager un modèle qui comporte trois structures latentes exclusives et exhaustives d'enfants, à savoir le modèle à trois structures sans restriction décrit ci-dessus. Selon ce modèle, L^2 revêt une valeur de 8,38 avec 7 degrés de liberté pour les garçons de 2 ans ($p < 0,30$). Par conséquent, le modèle à trois structures sans restriction semble offrir une adéquation remarquable par rapport aux données relatives à l'agression physique chez les garçons de 2 ans. Parallèlement, L^2 revêt une valeur de 10,93 avec 8 degrés de liberté ($p < 0,21$) chez les filles de 2 ans. De plus, le modèle à trois structures sans restriction semble présenter une excellente adéquation par rapport aux données relatives à l'agression physique dans les autres groupes d'âge, sauf chez les garçons de 6 ans, pour lesquels le modèle est rejeté (voir tableau 3).

Une autre façon d'évaluer l'adéquation du modèle à trois structures sans restriction par rapport aux données relatives à l'agression physique est de le comparer au modèle de l'indépendance mutuelle, puisque ces deux modèles sont hiérarchiquement reliés. Nous avons constaté qu'en postulant l'existence de trois structures latentes exclusives et exhaustives d'enfants, nous pouvions expliquer une bonne partie de la variance dans les cotes attribuées par les PCM aux symptômes comportementaux dénotant l'agression physique, soit 98 % [$1 - (8,38 / 427,07) = 0,98$] pour les garçons de 2 ans et 97 % [$1 - (10,93/315,69) = 0,97$] pour les filles de 2 ans. En outre, nous avons obtenu des résultats très semblables pour les autres groupes d'âge (voir le tableau 2); le modèle à trois structures sans restriction explique généralement bien au-delà de 90 % de la variance dans les données de l'agression physique. Par conséquent, de ces deux points de vue, le modèle à

Tableau 3 : Khi-carré de Pearson et khi-carré du rapport des vraisemblances dans certains modèles de structure latente pour l'agression physique

Modèle	Khi-carré de Pearson (X^2)		Khi-carré du rapport des vraisemblances (L^2)		Degrés de liberté		p^a		% de variance		% d'attribution correcte	
	G	F	G	F	G	F	G	F	G	F	G	F
2 ans												
Indépendance	1 399,27	1 807,84	427,07	315,69	20	20	0,00	0,00				
Deux structures sans restriction	116,64	134,49	63,50	64,80	14b	13	0,00	0,00	85,13	79,48	91,70	93,81
Trois structures sans restriction	7,70	10,29	8,38	10,93	7c	8c	0,30	0,21	98,04	96,54	88,78	91,37
3 ans												
Indépendance	1 180,66	1 456,27	520,06	338,23	20	20	0,00	0,00				
Deux structures sans restriction	80,22	153,77	68,07	40,90	14b	14b	0,00	0,00	86,91	87,91	96,20	90,76
Trois structures sans restriction	9,40	9,09	13,01	8,33	8c	6	0,11	0,22	97,50	97,54	88,83	90,14
4 ans												
Indépendance	1 534,00	6 038,16	582,17	384,92	20	20	0,00	0,00				
Deux structures sans restriction	96,03	309,70	51,97	49,90	14b	14b	0,00	0,00	91,07	87,04	95,89	94,08
Trois structures sans restriction	9,02	8,11	10,14	10,68	9c	10c	0,34	0,38	98,26	97,23	94,70	93,69
5 ans												
Indépendance	1 080,67	7 188,99	459,38	273,46	20	20	0,00	0,00				
Deux structures sans restriction	75,41	412,19	50,47	9,62	14b	15b	0,00	0,84	89,01	96,48	95,26	94,53
Trois structures sans restriction	11,58	1,32	13,7	1,54	9c	12c	0,13	1,00	97,02	99,44	95,31	94,26
6 ans												
Indépendance	2 373,66	13 543,70	463,58	368,40	20	20	0,00	0,00				
Deux structures sans restriction	105,45	374,98	68,34	41,75	15b	15b	0,00	0,00	85,26	88,67	95,68	96,46
Trois structures sans restriction	41,34	16,09	35,88	16,75	9c	11c	0,00	0,12	92,26	95,45	94,67	96,37
7 ans												
Indépendance	910,50	5 527,58	369,84	256,73	20	20	0,00	0,00				
Deux structures sans restriction	37,79	97,43	32,79	14,86	14b	15b	0,00	0,46	91,13	94,21	95,16	96,64
Trois structures sans restriction	18,64	5,13	15,89	7,66	9c	14c	0,07	0,91	95,70	97,02	94,06	96,45
8 ans												
Indépendance	1 275,93	816,65	537,84	286,74	20	20	0,00	0,00				
Deux structures sans restriction	39,40	20,60	34,45	22,79	15b	14b	0,00	0,11	93,59	92,05	96,69	97,29
Trois structures sans restriction	5,87	10,74	8,59	12,88	9c	10c	0,48	0,23	98,40	95,51	94,00	97,11

Tableau 3 (suite)

Modèle	Khi-carré de Pearson (X^2)		Khi-carré du rapport des vraisemblances (L^2)		Degrés de liberté		p^a		% de variance		% d'attribution correcte	
	G	F	G	F	G	F	G	F	G	F	G	F
7 ans												
Indépendance	910,50	5 527,58	369,84	256,73	20	20	0,00	0,00				
Deux structures sans restriction	37,79	97,43	32,79	14,86	14b	15b	0,00	0,46	91,13	94,21	95,16	96,64
Trois structures sans restriction	18,64	5,13	15,89	7,66	9c	14c	0,07	0,91	95,70	97,02	94,06	96,45
8 ans												
Indépendance	1 275,93	816,65	537,84	286,74	20	20	0,00	0,00				
Deux structures sans restriction	39,40	20,60	34,45	22,79	15b	14b	0,00	0,11	93,59	92,05	96,69	97,29
Trois structures sans restriction	5,87	10,74	8,59	12,88	9c	10c	0,48	0,23	98,40	95,51	94,00	97,11
9 ans												
Indépendance	3 897,88	939,78	442,04	212,21	20	20	0,00	0,00				
Deux structures sans restriction	148,79	132,35	46,02	16,97	15b	15b	0,00	0,32	89,59	92,00	95,60	97,17
Trois structures sans restriction	6,14	4,66	8,23	4,50	9c	13c	0,51	0,99	98,14	97,88	94,88	97,28
10 ans												
Indépendance	1 948,50	13 799,73	382,39	382,8	20	20	0,00	0,00				
Deux structures sans restriction	64,05	172,52	37,93	45,69	15b	15b	0,00	0,00	90,08	88,06	96,86	98,17
Trois structures sans restriction	7,68	4,96	10,00	5,16	10c	12c	0,44	0,95	97,39	98,65	96,76	97,99
11 ans												
Indépendance	4 556,44	7 275,56	344,19	200,74	20	20	0,00	0,00				
Deux structures sans restriction	166,86	180,31	52,48	15,35	14b	14b	0,00	0,35	84,75	92,35	95,67	97,24
Trois structures sans restriction	4,57	7,23	5,14	4,47	11c	12d	0,92	,97	98,51	97,77	94,32	97,04

Note : ^a Seuil de signification associé au khi-carré du rapport des vraisemblances.

^b En termes stricts, ce modèle est assorti de 13 degrés de liberté, mais dans l'une de nos solutions, une ou plusieurs probabilités conditionnelles de notation des symptômes comportementaux convergeaient vers le 0 ou le 1. Par conséquent, nous avons estimé une nouvelle solution aux fins de laquelle nous avons postulé a priori que ces paramètres équivalaient à cette valeur. Cette procédure a été décrite et utilisée par Clogg (1979) et Goodman (1974a, 1974b). Nous pouvons ainsi poser que L^2 n'en a pas moins une distribution χ^2 sur grand échantillon (c.-à-d. que L^2 a une distribution asymptotique de type khi-carré).

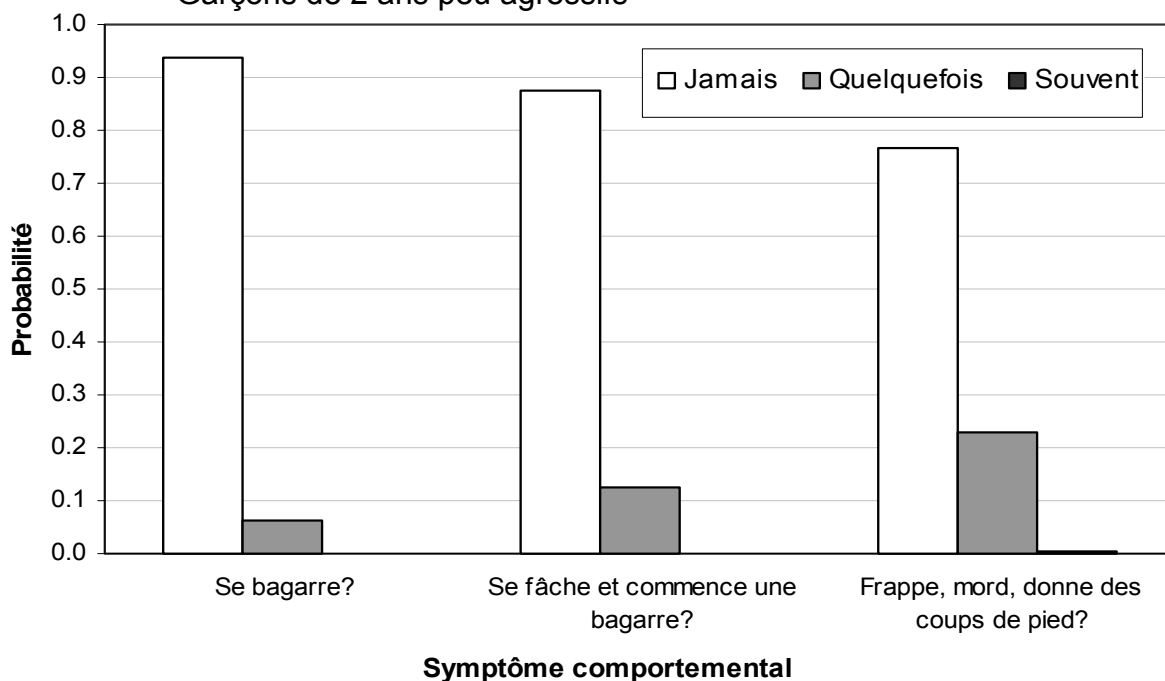
^c En termes stricts, ce modèle est assorti de 6 degrés de liberté, mais dans l'une de nos solutions, une ou plusieurs probabilités conditionnelles de notation des symptômes comportementaux convergeaient vers le 0 ou le 1. Par conséquent, nous avons estimé une nouvelle solution aux fins de laquelle nous avons postulé a priori que ces paramètres équivalaient à cette valeur (voir l'explication ci-dessus).

^d Pour une raison qui demeure inexpiquée, le modèle à trois structures sans restriction a été empiriquement sous-identifié pour les filles de 11 ans; par conséquent, des restrictions ont été imposées aux probabilités conditionnelles de notation des symptômes comportementaux telles que $\pi_{j(1)1} = \pi_{j(3)3}$, $\pi_{j(2)1} = \pi_{j(2)3}$ et $\pi_{j(3)1} = \pi_{j(1)3}$.

trois structures sans restriction semble offrir une excellente adéquation par rapport aux données de l'agression physique; ainsi, en prévoyant trois groupes homogènes d'enfants dans la population, nous pouvions expliquer les données de l'agression physique. Et donc, même si nous avons pu intégrer une autre structure latente au modèle, cela n'aurait pas amélioré sensiblement son adéquation par rapport aux données sur l'agression physique, sauf chez les garçons de 6 ans¹. Bien sûr, si les trois symptômes comportementaux avaient été cotés par les PCM selon une échelle de Likert différente ou si nous avons retenu un plus grand nombre de symptômes comportementaux ou des symptômes comportementaux différents pour dénoter l'agression physique, nous aurions peut-être obtenu des résultats différents. Il est impossible de répondre à ces questions, si intéressantes soient-elles, à partir des données relatives à l'agression physique recueillies dans le cadre de l'ELNEJ.

On trouvera dans le tableau 4 les estimations des paramètres selon le modèle à trois structures sans restriction. Les figures 1 à 3 illustrent les estimations des probabilités conditionnelles de notation des symptômes comportementaux chez les garçons de 2 ans, et les figures 4 à 6, chez les filles.

Figure 1 : **Estimation des probabilités conditionnelles de se voir attribuer une cote au chapitre des symptômes comportementaux**
Garçons de 2 ans peu agressifs



¹ Toutefois, puisque nous n'avons que trois symptômes comportementaux pouvant revêtir chacun trois valeurs, il était impossible de définir un modèle à quatre structures (on trouvera plus de détails sur la définition des modèles de structure latente dans McCutcheon, 1987).

Figure 2 : **Estimation des probabilités conditionnelles de se voir attribuer une cote au chapitre des symptômes comportementaux**
Garçons de 2 ans moyennement agressifs

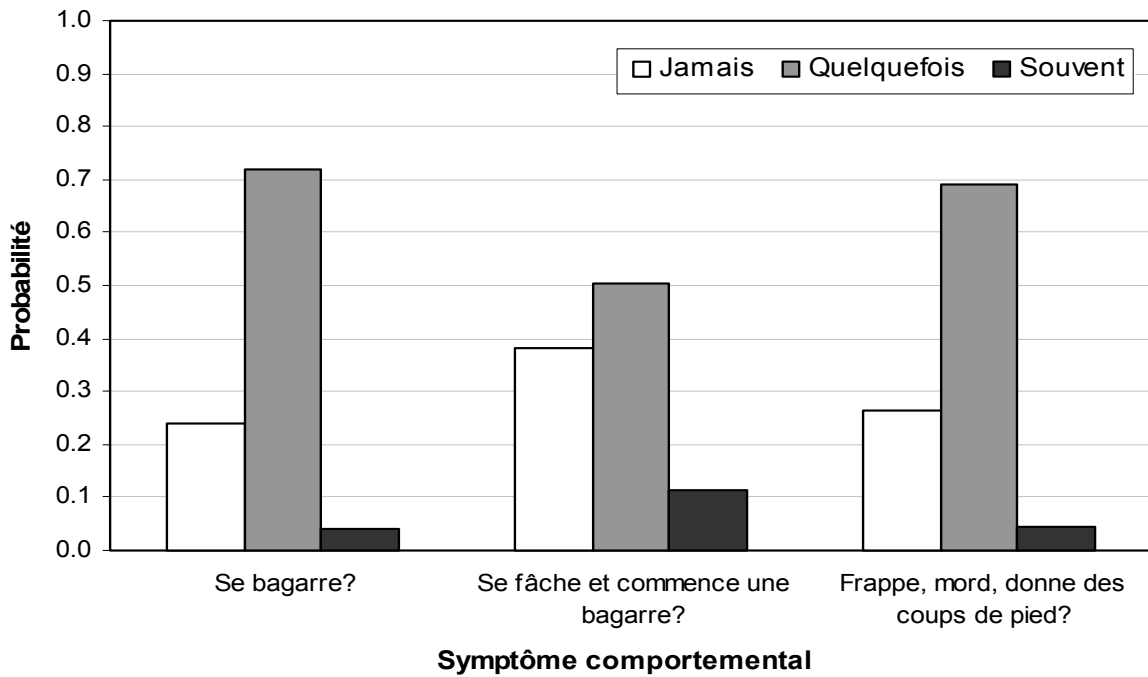


Figure 3 : **Estimation des probabilités conditionnelles de se voir attribuer une cote au chapitre des symptômes comportementaux**
Garçons de 2 ans très agressifs

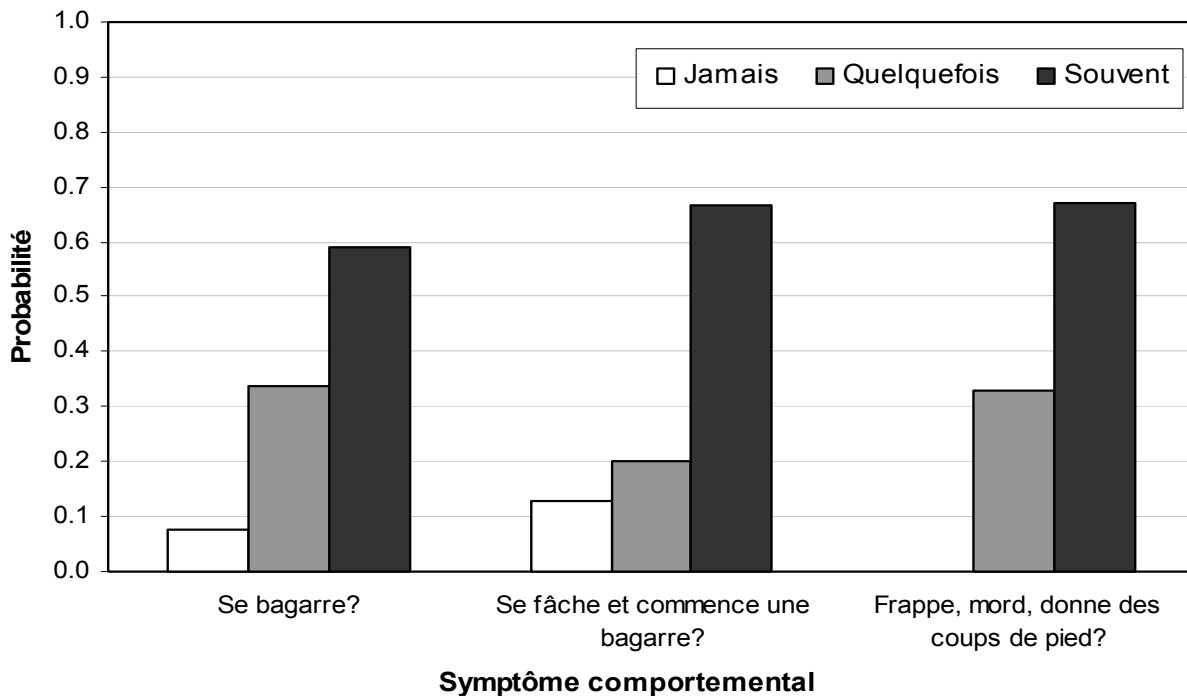


Tableau 4 : Estimations des paramètres selon le modèle à trois structures sans restriction pour l'agression physique, Structure latente ($t = 1, 2, 3$)

	Garçons																											
	Faible agressivité ($t = 1$)											Agressivité moyenne ($t = 2$)											Agressivité élevée ($t = 3$)					
	Âge (années)											Âge (années)											Âge (années)					
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	2	3	4	5	6	7	8	9
π_t	0,62	0,69	0,73	0,77		0,79	0,77	0,78	0,82	0,81	0,34	0,21	0,24	0,17		0,18	0,16	0,20	0,17	0,17	0,04	0,10	0,03	0,06		0,03	0,06	0,02
$\pi_{A(1)t}$	0,94	0,82	0,76	0,75		0,76	0,76	0,78	0,75	0,78	0,24	0,13	0,20	0,07		0,10	0,07	0,14	0,24	0,20	0,08	0,01	0,07	0,29		0,00	0,18	0,02
$\pi_{A(2)t}$	0,06	0,16	0,24	0,23		0,21	0,23	0,22	0,23	0,20	0,72	0,87	0,67	0,93		0,82	0,90	0,76	0,58	0,68	0,34	0,42	0,40	0,00		0,01	0,30	0,18
$\pi_{A(3)t}$	0,00	0,02	0,01	0,02		0,03	0,01	0,00	0,02	0,02	0,04	0,01	0,13	0,00		0,08	0,04	0,11	0,18	0,12	0,59	0,57	0,53	0,71		0,99	0,52	0,80
$\pi_{B(1)t}$	0,87	0,73	0,96	0,97		0,95	0,99	0,93	0,98	0,96	0,38	0,25	0,14	0,20		0,21	0,20	0,30	0,11	0,31	0,13	0,22	0,00	0,00		0,09	0,15	0,26
$\pi_{B(2)t}$	0,13	0,25	0,03	0,03		0,05	0,01	0,07	0,02	0,04	0,50	0,64	0,86	0,77		0,77	0,75	0,67	0,89	0,69	0,20	0,22	0,33	0,81		0,68	0,54	0,07
$\pi_{B(3)t}$	0,00	0,02	0,01	0,00		0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,11	0,11	0,00	0,02		0,01	0,04	0,02	0,00	0,00	0,67	0,56	0,67	0,19		0,23	0,32	0,67
$\pi_{C(1)t}$	0,77	0,87	0,92	0,91		0,91	0,94	0,98	0,95	0,97	0,27	0,22	0,25	0,23		0,39	0,39	0,31	0,44	0,44	0,00	0,00	0,10	0,44		0,00	0,00	0,00
$\pi_{C(2)t}$	0,23	0,13	0,08	0,08		0,09	0,06	0,02	0,05	0,03	0,69	0,78	0,74	0,77		0,54	0,59	0,66	0,54	0,56	0,33	0,71	0,44	0,45		0,86	0,90	0,37
$\pi_{C(3)t}$	0,00	0,00	0,00	0,01		0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,04	0,00	0,01	0,00		0,08	0,03	0,03	0,03	0,00	0,67	0,29	0,46	0,11		0,14	0,10	0,63
Filles																												
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	2	3	4	5	6	7	8	9
π_t	0,77	0,65	0,77	0,81	0,84	0,87	0,87	0,90	0,89	0,90	0,20	0,34	0,22	0,19	0,15	0,12	0,12	0,10	0,10	0,10	0,02	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00
$\pi_{A(1)t}$	0,85	0,86	0,77	0,83	0,86	0,79	0,77	0,82	0,76	0,76	0,19	0,20	0,16	0,20	0,06	0,24	0,21	0,15	0,12	0,18	0,00	0,05	0,00	0,00	0,18	0,00	0,23	0,76
$\pi_{A(2)t}$	0,14	0,13	0,22	0,15	0,13	0,20	0,21	0,16	0,23	0,21	0,76	0,77	0,74	0,72	0,74	0,62	0,67	0,74	0,67	0,62	0,29	0,23	0,00	0,00	0,00	0,00	0,37	0,00
$\pi_{A(3)t}$	0,00	0,00	0,01	0,02	0,01	0,01	0,02	0,02	0,01	0,03	0,04	0,03	0,10	0,08	0,20	0,14	0,13	0,11	0,21	0,20	0,71	0,72	10,0	10,0	0,82	10,0	0,41	0,24
$\pi_{B(1)t}$	0,82	0,78	0,96	0,98	0,99	0,99	0,98	0,98	0,98	0,99	0,40	0,26	0,40	0,43	0,47	0,38	0,25	0,27	0,23	0,28	0,04	0,14	0,00	0,00	0,18	0,00	0,19	0,00
$\pi_{B(2)t}$	0,14	0,21	0,04	0,02	0,01	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,54	0,57	0,58	0,57	0,54	0,57	0,75	0,73	0,77	0,71	0,13	0,12	0,34	0,44	0,18	0,00	0,00	0,39
$\pi_{B(3)t}$	0,03	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,06	0,17	0,02	0,00	0,00	0,04	0,00	0,00	0,00	0,01	0,83	0,74	0,66	0,56	0,64	10,0	0,81	0,61
$\pi_{C(1)t}$	0,81	0,89	0,92	0,96	0,96	0,97	0,99	0,97	0,99	0,98	0,13	0,33	0,25	0,39	0,35	0,28	0,42	0,44	0,35	0,46	0,00	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
$\pi_{C(2)t}$	0,19	0,10	0,08	0,04	0,04	0,03	0,01	0,03	0,01	0,02	0,84	0,67	0,74	0,60	0,65	0,72	0,53	0,56	0,63	0,54	0,38	0,17	0,15	0,41	0,01	0,25	0,95	0,51
$\pi_{C(3)t}$	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,05	0,00	0,02	0,00	0,62	0,81	0,85	0,59	0,99	0,75	0,05	0,49

Note : Les symptômes comportementaux A et C renvoient respectivement au premier symptôme (c.-à-d. Se bagarre souvent? — *abecq6g*) et au troisième symptôme (c.-à-d. Frappe, mord, donne des coups de pied à d'autres enfants? — *abecq6nn*). Le symptôme comportemental B renvoie au deuxième symptôme comportemental [c.-à-d. Lorsqu'un autre enfant lui fait mal accidentellement (par exemple, en le ou la bousculant), il/elle suppose que cet enfant l'a fait exprès, se fâche et commence une bagarre? — *abecq6x* — pour les enfants de 2 à 3 ans et Attaque physique les autres? — *abecq6aa*] — pour les enfants de 4 à 11 ans]. π_t dénote la probabilité d'appartenir à la $t^{i\text{ème}}$ structure latente ($t = 1, 2, 3$). $\pi_{j(k)t}$ dénote la probabilité que le sujet se voit attribuer une cote de catégorie k ($k = 1, 2, 3$) à un symptôme comportemental j ($j = A, B, C$), étant donné son appartenance à la structure latente t ($t = 1, 2, 3$). Le modèle à trois structures latentes signalé ici pour les filles de 11 ans n'est pas un modèle sans restriction, puisque certaines restrictions ont été imposées aux probabilités conditionnelles de notation des symptômes comportementaux telles que $\pi_{j(1)1} = \pi_{j(3)3}$, $\pi_{j(2)1} = \pi_{j(2)3}$ et $\pi_{j(3)1} = \pi_{j(1)3}$. Le modèle à trois structures sans restriction ne présentait pas une bonne adéquation par rapport aux données relatives à l'agression physique chez les garçons de 6 ans.

Figure 4 : **Estimation des probabilités conditionnelles de se voir attribuer une cote au chapitre des symptômes comportementaux**
Filles de 2 ans peu agressives

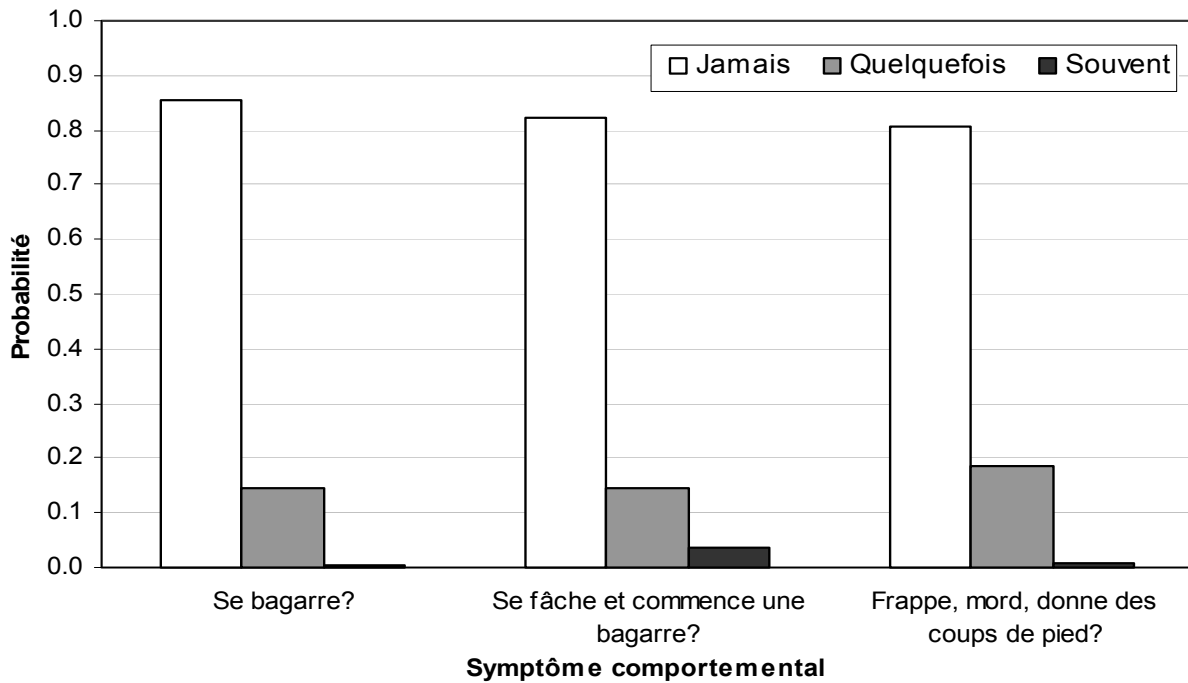


Figure 5 : **Estimation des probabilités conditionnelles de se voir attribuer une cote au chapitre des symptômes comportementaux**
Filles de 2 ans moyennement agressives

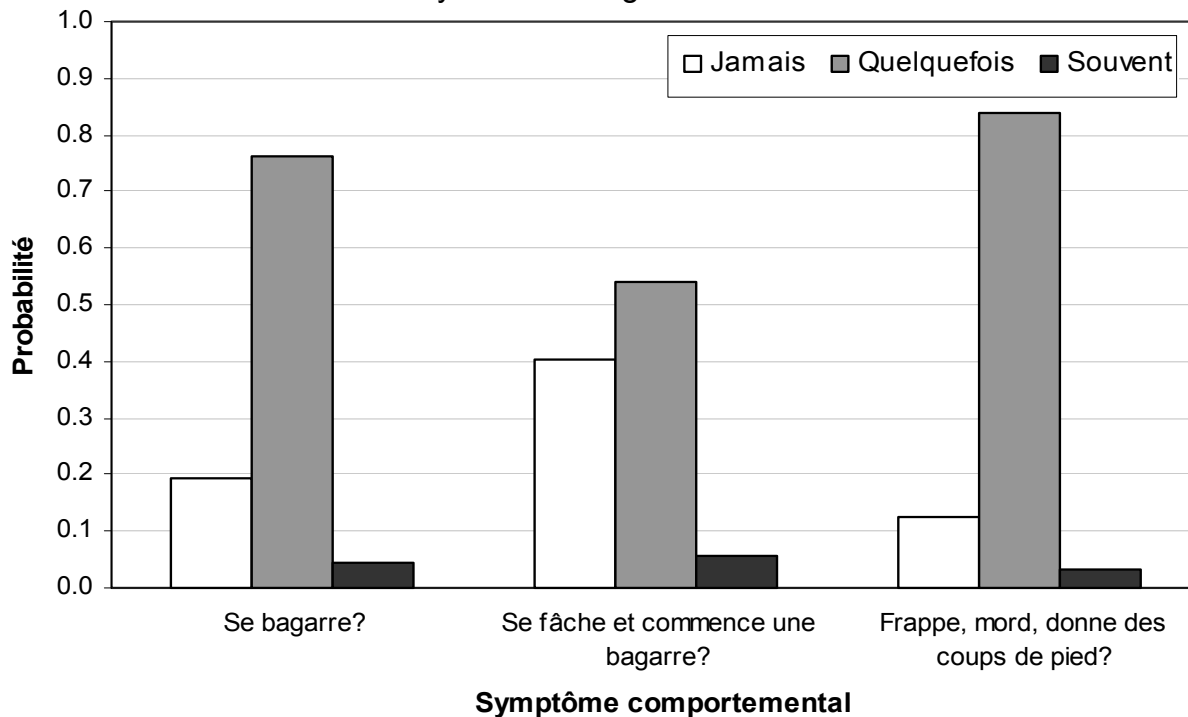
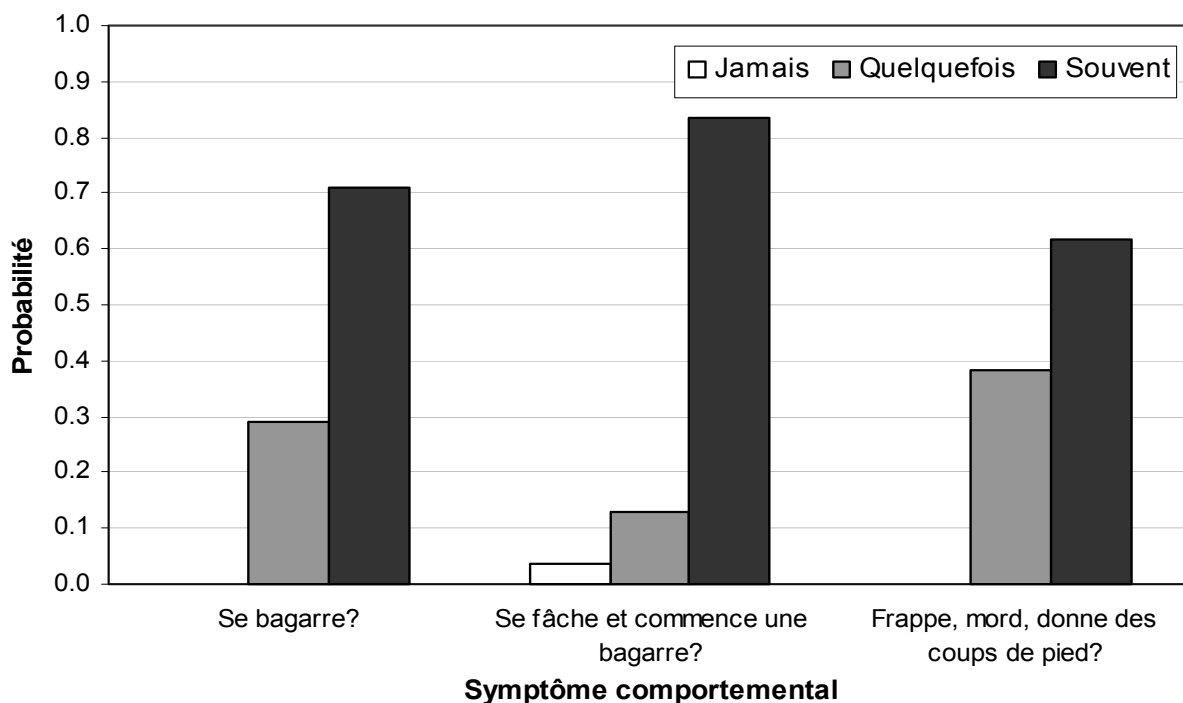


Figure 6 : **Estimation des probabilités conditionnelles de se voir attribuer une cote au chapitre des symptômes comportementaux**
Filles de 2 ans très agressives



Une analyse des estimations conditionnelles de notation des symptômes comportementaux, $\pi_j(k)|t$, révèle un ordonnancement clair entre les trois structures latentes. *Premièrement, les chances de se voir attribuer une cote de la catégorie 1 (c.-à-d. jamais ou pas vrai) ont tendance à être beaucoup plus élevées chez les enfants qui appartiennent à la première structure latente que chez les enfants qui appartiennent à la deuxième structure latente. Au même titre, les chances de se voir attribuer une cote de la catégorie 1 ont tendance à être beaucoup plus élevées chez les enfants qui appartiennent à la deuxième structure latente que chez les enfants qui appartiennent à la troisième structure latente.* Examinons les chances de se voir attribuer une cote de catégorie 1 pour le premier symptôme comportemental (c.-à-d. Se bagarre souvent? — *abecq6g*) chez les garçons. Par exemple, chez les garçons de 2 ans, les chances étaient de 0,94 contre 0,06, soit $(0,94 / 0,06) = 14,60$ pour les garçons qui appartiennent à la première structure latente (voir le tableau 3). Par ailleurs, les chances n'étaient que de $(0,24 / 0,76) = 0,31$ et de $(0,08 / 0,92) = 0,08$ pour les garçons qui appartiennent à la deuxième et à la troisième structure latente, respectivement (voir le tableau 3). Ainsi, les chances de se voir attribuer une cote de la catégorie 1 étaient de $(14,60 / 0,31) = 46,62$ fois plus élevées chez les garçons de 2 ans de la première structure latente que chez ceux de la deuxième structure latente.

Parallèlement, les chances de se voir attribuer une cote de la catégorie 1 étaient de $(0,31 / 0,08) = 3,81$ fois plus élevées chez les garçons de 2 ans de la deuxième structure latente que chez ceux de la troisième structure. *Deuxièmement, les chances de se voir attribuer une cote de la catégorie 2 (c.-à-d. quelquefois ou un peu vrai) ont tendance à être beaucoup plus élevées chez les enfants qui appartiennent à la deuxième structure latente que chez les enfants qui appartiennent à la première ou à la troisième structure latente.* Examinons les chances de se voir attribuer une cote de catégorie 2 pour le premier symptôme comportemental (c.-à-d. Se bagarre souvent? — *abecq6g*) chez les garçons. Par exemple, chez les garçons de 2 ans, les chances étaient de $(0,72 / 0,28) = 2,58$ pour les garçons qui appartiennent à la deuxième structure latente (voir le tableau 3). Par ailleurs, les chances n'étaient que de $(0,06 / 0,94) = 0,07$ et de $(0,34 / 0,66) = 0,51$ pour les garçons qui appartiennent à la première et à la troisième structure latente, respectivement (voir le tableau 3). Ainsi, les chances de se voir attribuer une cote de la catégorie 2 étaient de $(2,58 / 0,07) = 38,73$ et de $(2,58 / 0,51) = 5,11$ fois plus élevées chez les garçons de 2 ans de la deuxième structure latente que chez ceux de la première et de la troisième structure latente, respectivement. *Troisièmement, les chances de se voir attribuer une cote de la catégorie 3 (c.-à-d. souvent ou très vrai) ont tendance à être beaucoup plus élevées chez les enfants qui appartiennent à la troisième structure latente que chez les enfants qui appartiennent à la deuxième structure latente. De la même façon, les chances de se voir attribuer une cote de la catégorie 3 ont tendance à être plus élevées chez les enfants qui appartiennent à la deuxième structure latente que chez ceux qui appartiennent à la première structure latente.* Examinons les chances de se voir attribuer une cote de catégorie 3 pour le premier symptôme comportemental (c.-à-d. Se bagarre souvent? — *abecq6g*) chez les garçons. Par exemple, chez les garçons de 2 ans, les chances étaient de $(0,59 / 0,41) = 1,43$ pour les garçons qui appartiennent à la troisième structure latente (voir le tableau 3). Par ailleurs, les chances n'étaient que de $(0,04 / 0,96) = 0,04$ et de $(0,002 / 0,998) = 0,002$ pour les garçons qui appartiennent à la deuxième et à la première structure latente, respectivement (voir le tableau 3).

Ainsi, les chances de se voir attribuer une cote de la catégorie 3 étaient de $(1,43 / 0,04) = 33,69$ fois plus élevées chez les garçons de 2 ans de la troisième structure latente que chez ceux de la deuxième structure latente. Parallèlement, les chances de se voir attribuer une cote de la catégorie 3 étaient de $(0,04 / 0,002) = 26,47$ fois plus élevées chez les garçons de 2 ans de la deuxième structure latente que chez ceux de la première. Ainsi, les probabilités conditionnelles

estimations de notation des symptômes comportementaux permettent de faire des distinctions claires entre les structures latentes du modèle à trois structures sans restriction : une première structure latente, celle de la *faible agressivité*, dont les membres n'ont pas tendance à manifester les symptômes comportementaux en question; une deuxième structure latente, celle de l'*agressivité moyenne*, dont les membres ont tendance à manifester les symptômes comportementaux en question, mais seulement à l'occasion; et enfin, une troisième structure latente, celle de l'*agressivité élevée*, dont les membres ont tendance à manifester souvent les symptômes comportementaux en question.

Un examen des estimations des probabilités d'appartenance aux diverses structures latentes, π , révèle que la majorité des enfants de la population ont été classés dans la structure latente de faible agressivité. Par exemple, les proportions estimatives de garçons et de filles de 2 ans qui appartiennent à la structure latente de faible agressivité s'élevaient à 62 % et à 77 %, respectivement (voir le tableau 4). Par comparaison, un pourcentage restreint, mais néanmoins significatif, d'enfants ont été classés dans la structure latente de l'agressivité élevée, selon les estimations. Ainsi, les proportions estimatives de garçons et de filles de 2 ans qui appartiennent à la structure latente de l'agressivité élevée s'élevaient à 4 % et à 2 %, respectivement (voir le tableau 4). Les figures 7 et 8 illustrent les probabilités estimatives d'appartenance aux diverses structures latentes des garçons et des filles, respectivement.

Figure 7 : **Probabilités estimatives d'appartenir à une structure latente selon le modèle à trois structures sans restriction**
Garçons de 2 à 11 ans

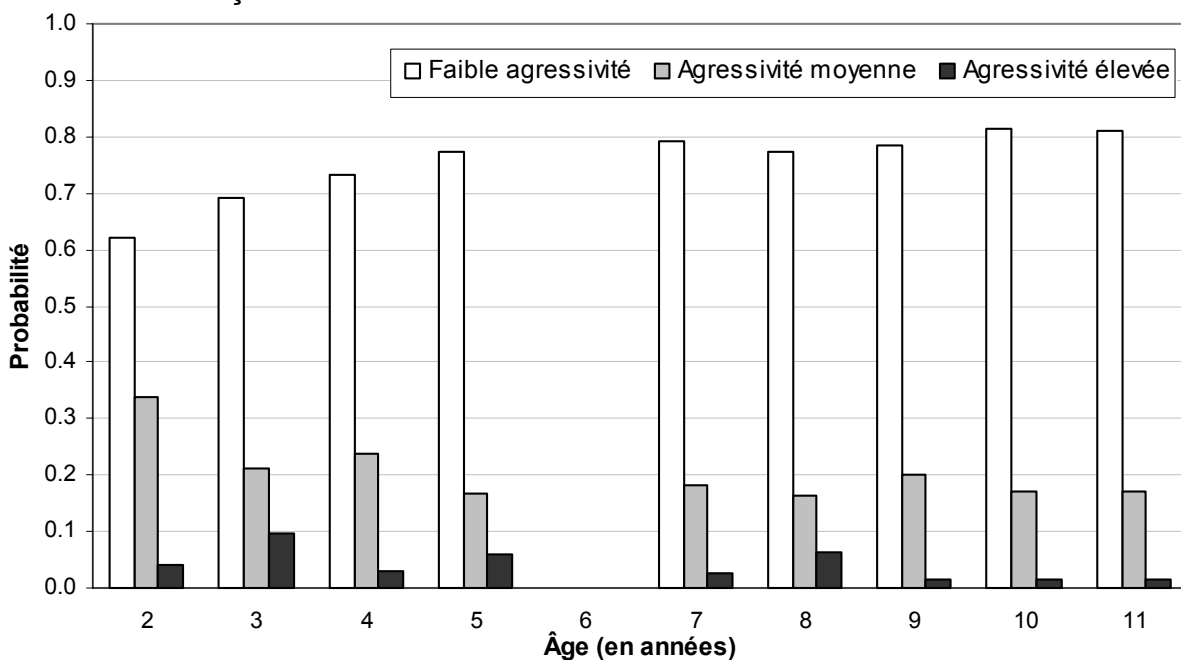
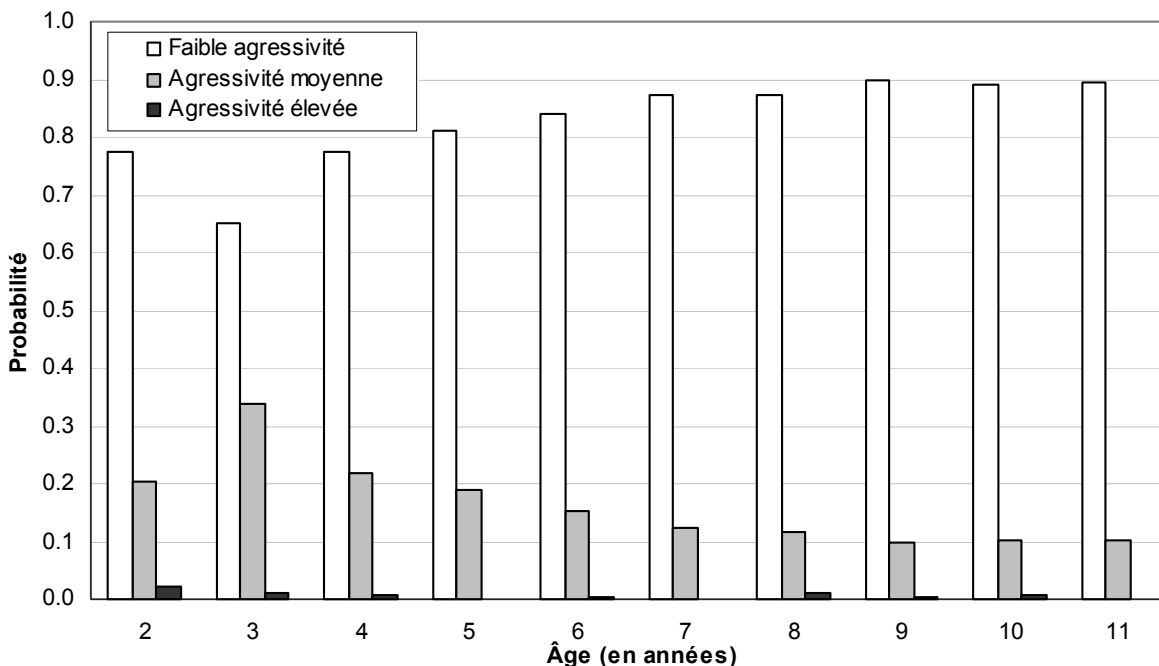


Figure 8 : **Probabilités estimatives d'appartenir à une structure latente selon le modèle à trois structures sans restriction**
Filles de 2 à 11 ans



3.3 Prédire l'appartenance à une structure latente selon le modèle à trois structures avec restriction

Nous sommes maintenant en mesure de déduire, d'après le profil comportemental de chaque enfant, son appartenance à telle ou telle structure latente (c.-à-d. à la structure latente de la faible agressivité, de l'agressivité moyenne ou de l'agressivité élevée). Comme on l'a vu ci-dessus, la règle de l'attribution repose sur la probabilité qu'un enfant appartienne à la structure latente t ($T = 1, 2, 3$), étant donné son profil observé de réaction. Chaque enfant a été classé dans la structure latente pour laquelle il présente le maximum de probabilité, compte tenu de son profil.

Le tableau 5 montre la structure latente prédite pour chaque profil observé de réaction.

Le pourcentage des enfants classés correctement dans l'une ou l'autre des trois structures latentes est également signalé au tableau 3. En général, plus de 90 % des enfants avaient été classés dans la bonne structure latente, ce qui témoigne d'une excellente capacité de prédire la structure latente à laquelle l'enfant appartient selon son profil observé.

Tableau 5 : Appartenance prédite à telle ou telle structure latente selon le modèle à trois structures sans restriction

Profil compor- tementale	Âge (années)																			
	2		3		4		5		6		7		8		9		10		11	
	G	F	G	F	G	F	G	F	G	F	G	F	G	F	G	F	G	F	G	F
1 1 1	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA
2 1 1	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA
3 1 1	AM	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	AM	FA	FA	FA	FA	FA
1 2 1	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	AM	FA	FA	AM	FA	FA	FA
2 2 1	AM	FA	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM
3 2 1	AM	AM	FA	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM
1 3 1	AM	FA	FA	FA	FA	FA	FA	AM	—	—	AM	AM	AM	FA	AM	—	FA	FA	FA	AM
2 3 1	AM	FA	AM	AM	FA	AM	AM	—	—	AM	AM	AM	FA	AM	—	FA	FA	FA	FA	AM
3 3 1	AM	FA	FA	AM	AM	AM	AM	—	—	AM	AM	AM	FA	AM	—	FA	FA	FA	FA	AM
1 1 2	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA	FA
2 1 2	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	FA	AM	AM	AM
3 1 2	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM
1 2 2	AM	AM	FA	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM
2 2 2	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM
3 2 2	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM
1 3 2	AM	FA	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM
2 3 2	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM
3 3 2	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM
1 1 3	FA	FA	AM	FA	AM	FA	FA	AM	AM	AM	—	AM	AM	AM	—	AM	AM	—	FA	AM
2 1 3	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	—	AM	AM	AM	—	AM	AM	—	FA	AM
3 1 3	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	—	AM	AM	AM	—	AM	AM	—	FA	AM
1 2 3	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	—	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM
2 2 3	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	—	AM	AM	AM	—	AM	AM	AM	AM	AM
3 2 3	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	—	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM
L 3 3	AM	FA	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	—	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM
2 3 3	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	—	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM
3 3 3	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	—	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM	AM

Note : Le premier chiffre du profil renvoie à la cote observée pour le premier symptôme comportemental (c.-à-d., Se bagarre souvent? — *abecq6g*); le deuxième chiffre, à la cote du deuxième symptôme comportemental (c.-à-d., Se fâche et commence une bagarre — *abecq6x*) ou Attaque physiquement les autres? — *abecq6aa*); et le troisième chiffre, à la cote du troisième symptôme comportemental (Frappe, mord, donne des coups de pied à d'autres enfants? — *abecq6nn*). Les lettres « FA », « AM » et « AM » correspondent aux structures latentes de la faible agressivité, de l'agressivité moyenne et de l'agressivité élevée, respectivement. Un tiret représente une cellule dont la valeur prévue est de zéro, c'est-à-dire que la structure à laquelle ces enfants devraient appartenir est indéterminée. Le modèle illustré ici pour les filles de 11 ans est un modèle à trois structures avec restriction, dans lequel certaines restrictions ont été imposées aux probabilités conditionnelles de manifester un symptôme comportemental telles que $\pi_{j(1)1} = \pi_{j(3)3}$, $\pi_{j(2)1} = \pi_{j(2)3}$ et $\pi_{j(3)1} = \pi_{j(1)3}$. Le modèle à trois structures sans restriction ne correspondait pas aux données relatives à l'agression physique pour les garçons de 6 ans.

Le tableau 6 présente la probabilité conditionnelle a posteriori d'appartenir à chaque structure latente, compte tenu de l'appartenance prédite. Un examen du tableau 6 révèle que la probabilité conditionnelle a posteriori d'appartenir à la structure latente de l'agressivité élevée pour les enfants dont il avait été prédit qu'ils appartiendraient à cette structure latente est très élevée. Par exemple, chez les garçons de 2 ans, la valeur positive prédite a été estimée à 0,90. Par conséquent, chez les garçons de 2 ans dont on avait prédit qu'ils appartiendraient à la structure latente de l'agressivité élevée, les chances d'être très agressifs sont de 0,90 contre 0,10, soit 9,11 (ce qui représente l'information diagnostique). Un examen plus poussé du tableau 6 révèle que la probabilité

conditionnelle a posteriori de ne pas appartenir à la structure latente de l'agressivité élevée chez les enfants dont on n'avait pas prédit qu'ils appartiendraient à cette structure latente est très élevée. Ainsi, chez les garçons de 2 ans, la valeur négative prédite a été estimée à 0,99 et à 0,96 pour les enfants dont on avait prédit qu'ils appartiendraient aux structures latentes de la faible agressivité et de l'agressivité moyenne, respectivement. Par conséquent, les chances que ces enfants soient très agressifs sont de $[(0,90 / 0,10) / (0,01 / 0,99)] = 15213,33$ et de $[(0,90 / 0,10) / (0,04 / 0,96)] = 225,73$ fois plus élevées chez les garçons de 2 ans dont il avait été prédit qu'ils appartiendraient à la structure de l'agressivité élevée que chez ceux dont on avait prédit qu'ils appartiendraient aux structures latentes de la faible agressivité et de l'agressivité moyenne, respectivement. Ces résultats laissent penser que la règle d'attribution utilisée pour prédire l'appartenance à une structure latente permet de définir un groupe homogène d'enfants très agressifs. En d'autres termes, il y a relativement peu d'enfants dont on avait prédit qu'ils appartiendraient à la structure latente de l'agressivité élevée qui ne manifestent pas véritablement les caractéristiques des enfants très agressifs (selon la définition des probabilités conditionnelles de notation des symptômes comportementaux du tableau 4); de plus, il y a relativement peu d'enfants dont on avait prédit qu'ils n'appartiendraient pas à la structure latente de l'agressivité élevée qui manifestent en fait les caractéristiques des enfants très agressifs.

3.3.1 Tester l'hypothèse de l'interchangeabilité des symptômes comportementaux

Comme on l'a vu ci-dessus, lorsqu'il s'agit de poser un diagnostic formel, la démarche classique repose sur une ligne de démarcation établie selon un nombre arbitraire de symptômes comportementaux. Cette démarche tient tacitement pour acquis que les symptômes comportementaux sont interchangeables et que la nature des symptômes que les enfants manifestent ne compte pas, dans la mesure où leur nombre dépasse le minimum de la ligne de démarcation. Cependant, il se peut que les symptômes n'aient pas tous la même gravité et que deux enfants qui manifestent le même nombre de symptômes n'affichent pas au même degré le problème comportemental ou affectif qu'ils dénotent.

On peut faire un test formel de l'hypothèse voulant que les trois symptômes comportementaux utilisés pour évaluer l'agression physique revêtent tous la même gravité en imposant des contraintes d'égalité aux probabilités conditionnelles d'attribution d'une cote aux dits symptômes. En d'autres termes, dans n'importe quelle structure latente, la probabilité que l'enfant se voit attribuer une cote dans une catégorie de notation donnée est égale pour les trois symptômes comportementaux. L'adéquation de ce modèle à trois structures avec restriction est illustrée au tableau 7.

Tableau 6 : Probabilités conditionnelles a posteriori d'appartenir à chaque structure latente chez les enfants dont on avait prédit qu'ils appartiendraient à la structure latente de la faible agressivité, de l'agressivité moyenne ou de l'agressivité élevée [Structure latente ($t = 1, 2, 3$)]

Garçons																												
Prédiction	Faible agressivité ($t = 1$)											Agressivité moyenne ($t = 2$)										Agressivité élevée ($t = 3$)						
	Âge (années)											Âge (années)										Âge (années)						
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	2	3	4	5	6	7	8	9
Faible	0,90	0,97	0,97	0,98	—	0,97	0,98	0,97	0,97	0,96	0,10	0,03	0,03	0,02	—	0,03	0,02	0,04	0,03	0,05	0,00	0,00	0,00	0,01	—	0,00	0,00	0,00
Moyenne	0,10	0,27	0,14	0,17	—	0,22	0,10	0,10	0,17	0,17	0,87	0,57	0,81	0,65	—	0,71	0,67	0,89	0,81	0,80	0,04	0,17	0,05	0,18	—	0,08	0,23	0,02
Élevée	0,00	0,00	0,00	0,00	—	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,10	0,00	0,02	0,00	—	0,24	0,03	0,08	0,00	0,00	0,90	1,0	0,98	1,0	—	0,76	0,97	0,92
Filles																												
Prédiction	Faible agressivité ($t = 1$)											Agressivité moyenne ($t = 2$)										Agressivité élevée ($t = 3$)						
	Âge (années)											Âge (années)										Âge (années)						
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	2	3	4	5	6	7	8	9
Faible	0,95	0,83	0,92	0,91	0,94	0,95	0,95	0,95	0,96	0,95	0,05	0,17	0,08	0,09	0,06	0,05	0,05	0,05	0,04	0,05	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Moyenne	0,20	0,09	0,10	0,05	0,05	0,07	0,02	0,08	0,05	0,08	0,79	0,90	0,90	0,95	0,94	0,93	0,91	0,91	0,95	0,93	0,02	0,01	0,00	0,00	0,01	0,00	0,07	0,01
Élevée	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,05	0,16	0,06	0,02	0,01	0,32	0,00	0,00	0,04	0,32	0,95	0,84	0,95	0,98	0,99	0,68	1,0	1,0

Note : Le modèle à trois structures sans restriction ne correspondait pas aux données relatives à l'agression physique pour les garçons de 6 ans.

Tableau 7 : **Khi-carré de Pearson et khi-carré du rapport des vraisemblances pour un modèle à trois structures comportant des restrictions relatives à l'égalité des probabilités conditionnelles d'attribution d'une cote aux symptômes comportementaux**

Âge (en années)	Khi-carré de Pearson (χ^2)		Khi-carré du rapport des vraisemblances (L^2)		Degrés de liberté		p^a	
	G	F	G	F	G	F	G	F
2	91,81	67,35	88,17	70,58	18	19 ^b	0,00	0,00
3	127,95	103,74	138,61	108,95	18	18	0,00	0,00
4	178,48	195,37	173,75	189,79	18	19 ^b	0,00	0,00
5	229,79	175,82	209,52	172,81	18	19 ^b	0,00	0,00
6	232,41	226,22	226,52	220,96	18	19 ^b	0,00	0,00
7	188,89	229,39	190,59	224,97	18	19 ^b	0,00	0,00
8	246,19	304,90	254,44	300,93	19 ^b	19 ^b	0,00	0,00
9	188,78	207,71	190,91	203,87	18	18	0,00	0,00
10	270,89	338,07	259,48	336,16	19 ^b	19 ^b	0,00	0,00
11	215,17	314,94	202,21	307,91	19 ^b	19 ^b	0,00	0,00

Note : ^a Seuil de signification associé au khi-carré du rapport des vraisemblances.

^b En termes stricts, ce modèle est assorti de 18 degrés de liberté, mais dans l'une de nos solutions, une ou plusieurs probabilités conditionnelles de notation des symptômes comportementaux convergeaient vers le 0 ou le 1. Par conséquent, nous avons estimé une nouvelle solution aux fins de laquelle nous avons postulé a priori que ces paramètres équivalaient à cette valeur. Cette procédure a été décrite et utilisée par Clogg (1979) et Goodman (1974a, 1974b). Nous pouvons ainsi poser que L^2 n'en a pas moins une distribution d'échantillonnage χ^2 sur grand échantillon (c.-à-d. que L^2 a une distribution asymptotique de type khi-carré).

La valeur de L^2 dans le modèle à trois structures avec restriction est de 88,17 avec 18 degrés de liberté ($p < 0,00$) pour les garçons de 2 ans et de 70,58 avec 19 degrés de liberté ($p < 0,00$) pour les filles de 2 ans. On peut donc rejeter l'hypothèse voulant que les symptômes comportementaux soit interchangeables pour les enfants de 2 ans ($\alpha = 0,01$). De plus, l'hypothèse de l'interchangeabilité des symptômes comportementaux peut elle aussi être rejetée pour les autres groupes d'âge (voir le tableau 7). Ces résultats nous permettent de conclure que la gravité des symptômes comportementaux diffère. Par conséquent, si on tient pour acquis que le modèle à trois structures sans restriction est approprié pour les données, la sommation des cotes des symptômes comportementaux ne constitue peut-être pas un bon moyen de comparer l'agression physique chez divers sujets. Par exemple, pour les garçons de 2 ans qui obtiendraient un score total de 7, on prédirait, selon la règle d'attribution décrite ci-dessus, qu'ils appartiennent à la structure latente de l'agressivité moyenne ou à celle de l'agressivité élevée, selon leur profil comportemental (voir le tableau 5). Ainsi, les enfants qui obtiennent le même score total *ne* constituent *pas* nécessairement un groupe homogène du point de vue de l'agression physique.

3.4 Comparer la prévalence de l'agression physique selon les groupes d'âge et le sexe

3.4.1 Examiner les relations entre les trois symptômes comportementaux, le sexe et l'âge

Les figures 9 et 10 illustrent respectivement le pourcentage des garçons et des filles qui se sont vu attribuer une cote de l'une ou l'autre catégorie pour le premier symptôme comportemental (c.-à-d., Se bagarre souvent? — *abecq6g*). Les figures 11 et 12 présentent la même information pour le deuxième symptôme comportemental (c.-à-d., Se fâche et commence une bagarre? — *abecq6x* — ou Attaque physiquement les autres? — *abecq6aa*), et les figures 13 et 14, pour le troisième symptôme comportemental (c.-à-d., Frappe, mord, donne des coups de pied à d'autres enfants? — *abecq6nn*). La mesure dans laquelle les cotes attribuées par les PCM pour n'importe quel symptôme comportemental varie selon l'âge et le sexe de l'enfant peut être examinée à l'aide de modèles log-linéaires (Bishop, Fienberg et Hollet, 1975). Nous examinerons d'abord le modèle de l'indépendance.

Ce modèle postule que les variables sont statistiquement indépendantes. Il permet d'établir que L^2 revêt une valeur de 12044,02 avec 59 degrés de liberté pour le premier symptôme comportemental (c.-à-d., Se bagarre souvent — *abecq6g*). De la même façon, pour le troisième symptôme comportemental, (c.-à-d., Frappe, mord, donne des coups de pied à d'autres enfants? — *abecq6nn*), L^2 revêt une valeur de 20462,69 avec 59 degrés de liberté. Par conséquent, comme on pouvait s'y attendre, il semble exister une très forte corrélation entre ces variables. Deuxièmement, nous avons envisagé un modèle ne comportant que des effets de premier et de second ordre, qui nous donne pour L^2 une valeur de 59,67 avec 18 degrés de liberté ($p < 0,00$) pour le premier symptôme comportemental (c.-à-d., Se bagarre souvent — *abecq6g*). De la même façon, ce modèle nous donne une valeur de L^2 de 59,67 avec 18 degrés de liberté ($p < 0,00$) pour le troisième symptôme comportemental (c.-à-d., Frappe, mord, donne des coups de pied à d'autres enfants? — *abecq6nn*). Ainsi, un modèle ne comportant que des effets de premier et de second ordre *ne semble pas* adéquat pour représenter les relations entre ces variables. En d'autres termes, un effet de troisième ordre semble nécessaire pour expliquer les relations entre les variables; on peut en déduire que la mesure dans laquelle les cotes attribuées par les PCM varient en fonction du sexe de l'enfant dépend de l'âge de celui-ci, et vice versa. Par comparaison, un modèle ne comportant que des effets de premier et de second ordre donne un L^2 de 1,63 avec 2 degrés de liberté ($p < 0,44$) pour le deuxième symptôme comportemental (c.-à-d., Se fâche et commence une bagarre? — *abecq6x*) pour les enfants de

2 à 3 ans. De plus, ce modèle représente une diminution de 2045,14 avec 9 degrés de liberté par rapport au modèle de l'indépendance ($L^2 = 1,63 - 2046,78 = 2045,14$, $dl = 11 - 2 = 9$, $p < 0,00$). Parmi les divers effets de second ordre, seul l'effet de l'âge par rapport au symptôme comportemental atteint un seuil de signification ($\alpha = 0,01$) ($X^2 = 48,62$, $dl = 2$, $p < 0,00$), ce qui laisse penser que les cotes attribuées par les PCM pour ce symptôme comportemental varient en fonction de l'âge de l'enfant seulement. Pareillement, un modèle ne comportant que des effets de premier et de second ordre donne un L^2 de 23,27 avec 14 degrés de liberté ($p < 0,06$) pour le deuxième symptôme comportemental (c.-à-d., Attaque physiquement les autres? — *abecq6aa*) pour les enfants de 4 à 11 ans. De plus, ce modèle représente une diminution de 17 735,63 avec 33 degrés de liberté par rapport au modèle de l'indépendance ($L^2 = 23,27 - 17 758,90 = 17 735,63$, $dl = 47 - 14 = 33$, $p < 0,00$). Dans le cadre de ce modèle, les effets de l'âge par rapport au symptôme comportemental ($X^2 = 100,54$, $dl = 14$, $p < 0,00$) et du sexe par rapport au symptôme comportemental ($X^2 = 239,12$, $dl = 2$, $p < 0,00$) atteignent le seuil de signification, ce qui laisse penser que les cotes attribuées par les PCM pour ce symptôme comportemental varient en fonction de l'âge et du sexe de l'enfant. En fin de compte, les cotes attribuées par les PCM au chapitre des trois symptômes comportementaux semblent varier en fonction de l'âge et du sexe de l'enfant. La mesure dans laquelle ces différences observées dans les cotes attribuées par les PCM présupposent des différences dans la prévalence de l'agression physique entre les garçons et les filles et/ou selon les différents groupes d'âge sera maintenant examinée.

Figure 9 : **Pourcentage des enfants qui se sont vu attribuer une cote dans chaque catégorie**

Se bagarre souvent (abecq6g), garçons de 2 à 11 ans

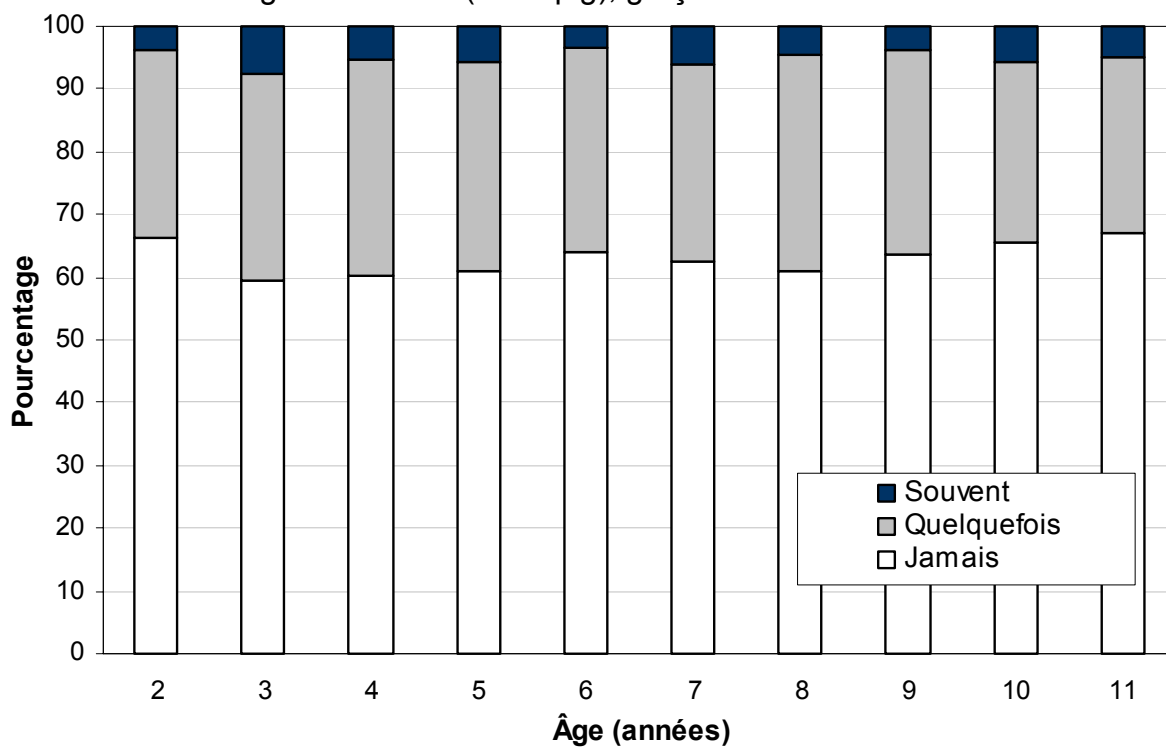


Figure 10 : **Pourcentage des enfants qui se sont vu attribuer une cote dans chaque catégorie**

Se bagarre souvent (abecq6g), filles de 2 à 11 ans

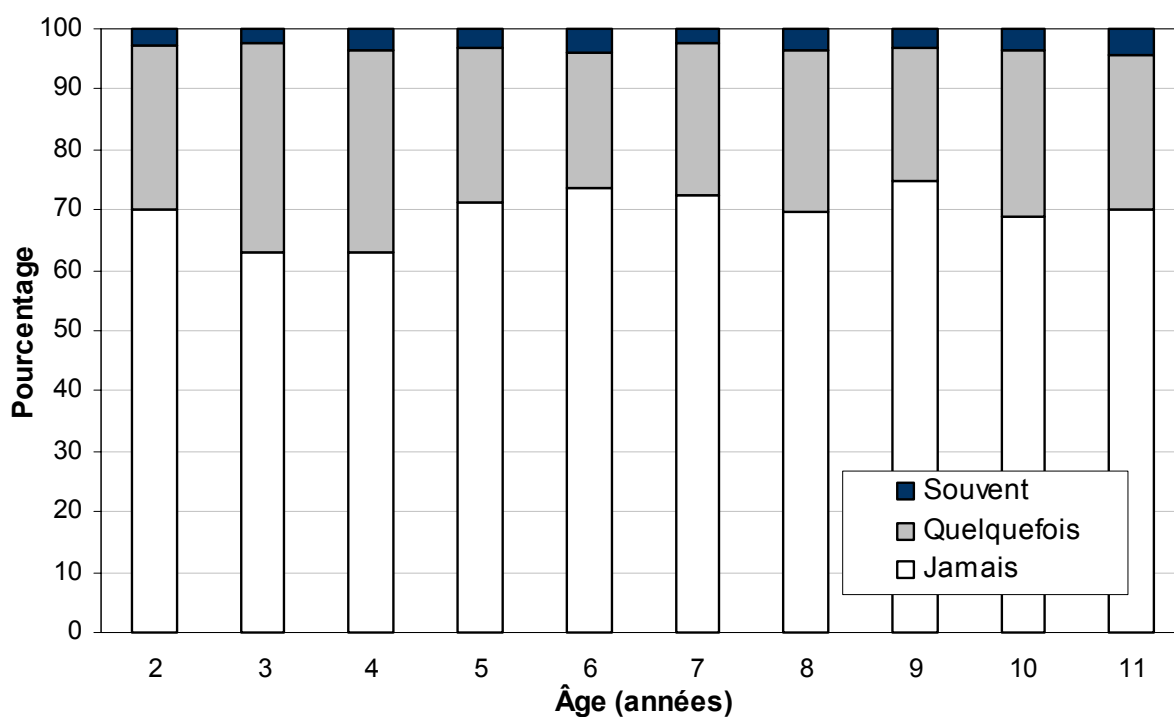


Figure 11 : **Pourcentage des enfants qui se sont vu attribuer une cote dans chaque catégorie**
 Se fâche et commence une bagarre? (abecq6x); attaque physiquement les autres (abecq6aa), garçons de 2 à 11 ans

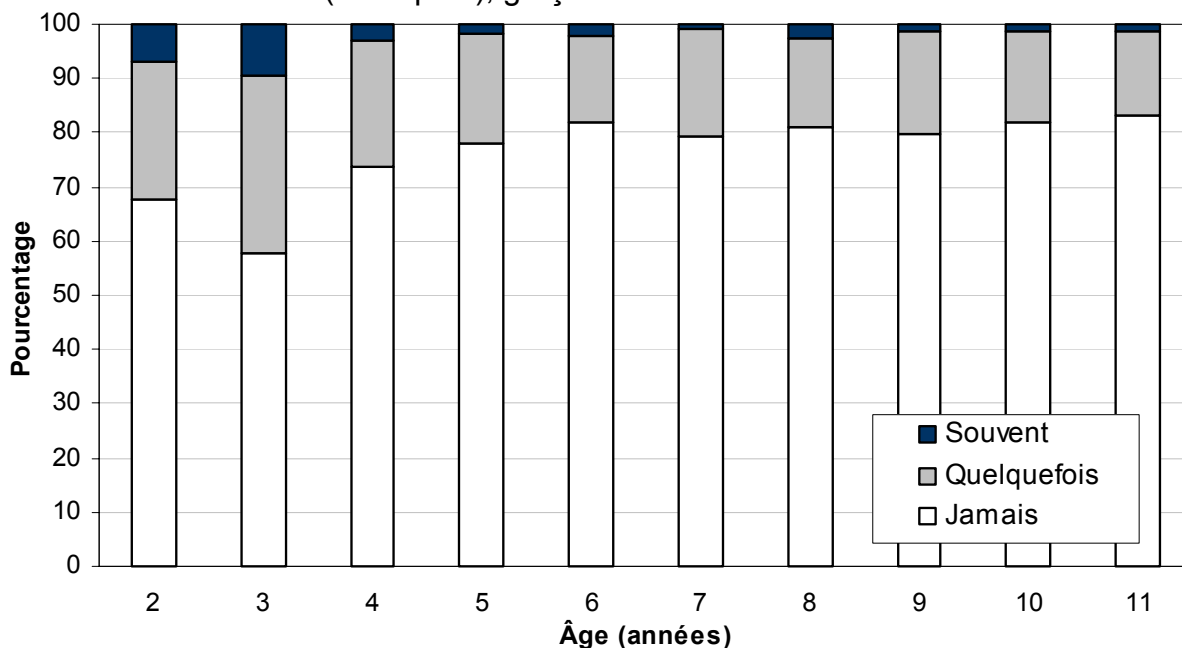


Figure 12 : **Pourcentage des enfants qui se sont vu attribuer une cote dans chaque catégorie**
 Se fâche et commence une bagarre? (abecq6x); attaque physiquement les autres (abecq6aa), filles de 2 à 11 ans

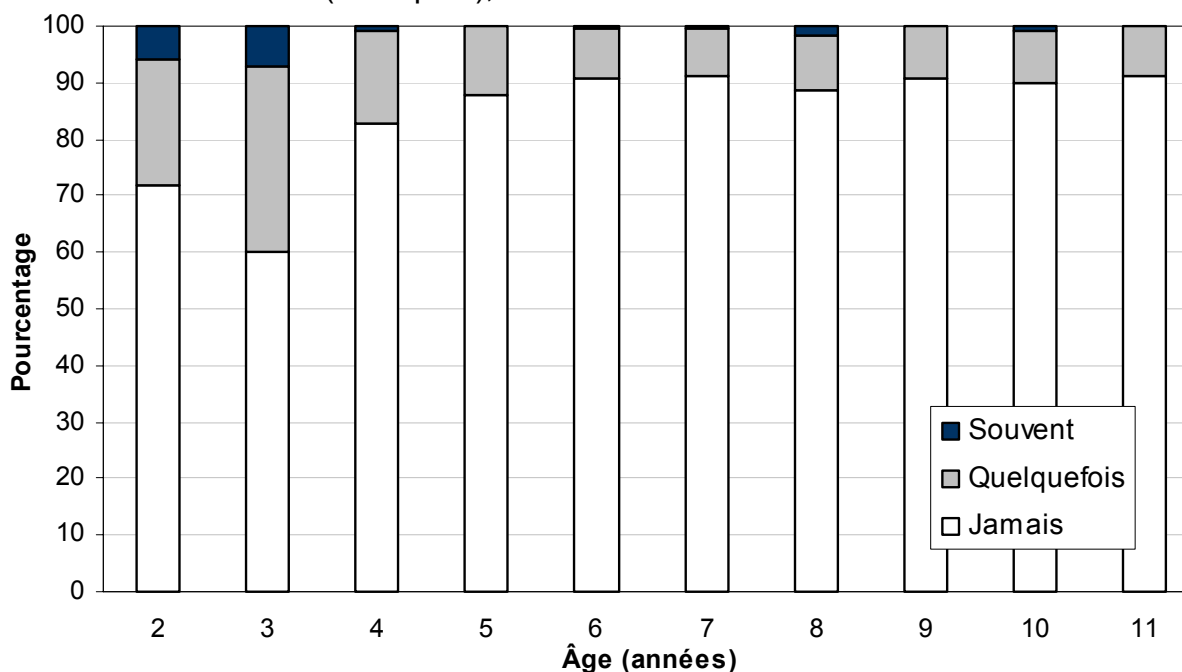


Figure 13 : **Pourcentage des enfants qui se sont vu attribuer une cote dans chaque catégorie**
 Frappe, mord donne des coups de pied à d'autres enfants (abecq6nn), garçons de 2 à 11 ans

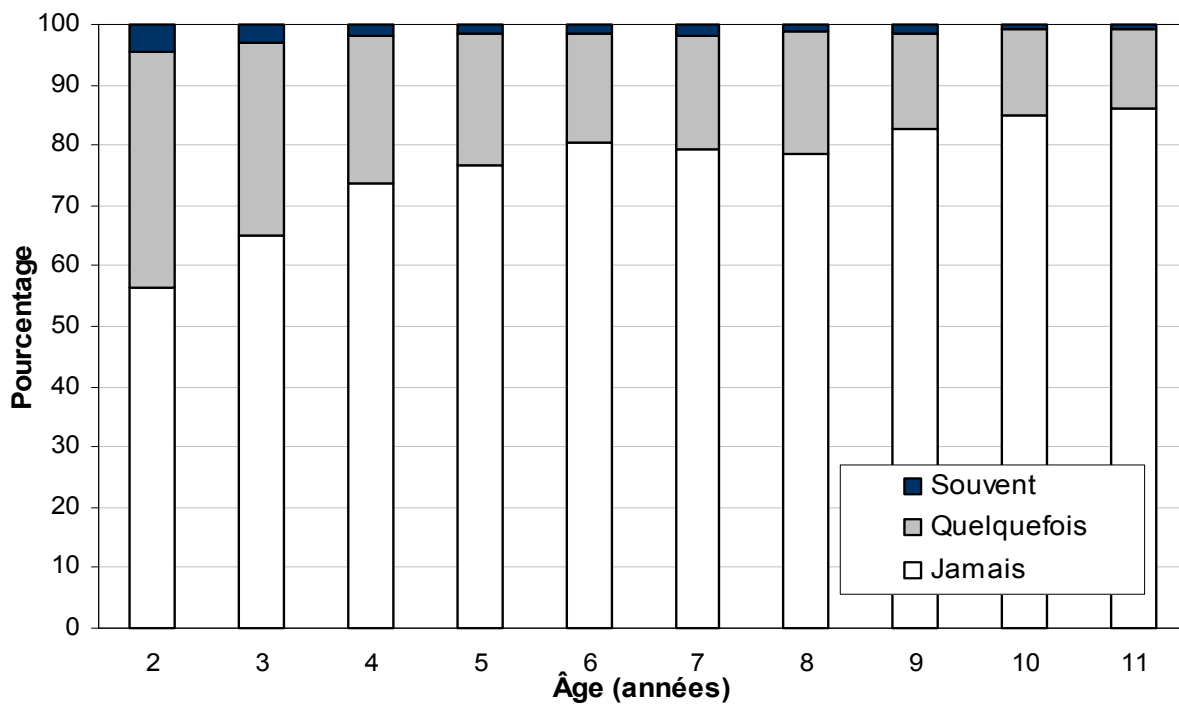
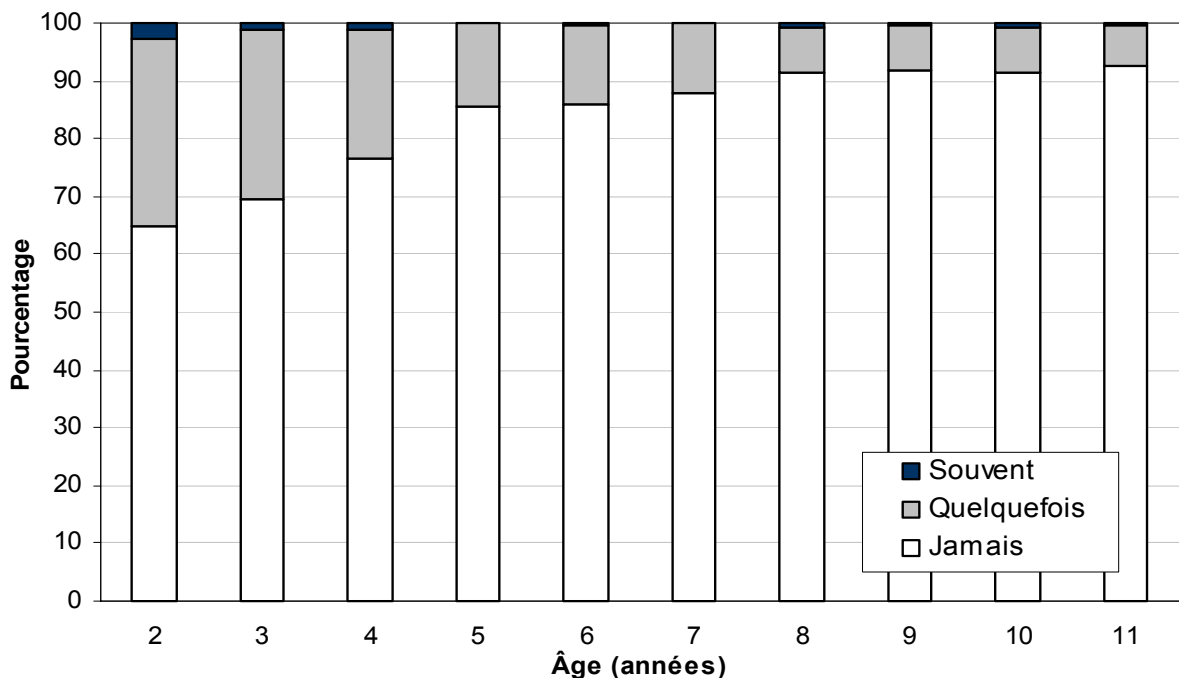


Figure 14 : **Pourcentage des enfants qui se sont vu attribuer une cote dans chaque catégorie**
 Frappe, mord donne des coups de pied à d'autres enfants (abecq6nn), filles de 2 à 11 ans



3.4.2 Comparer la prévalence de l'agression physique chez les enfants de 2 à 11 ans

Comme il en a été question ci-dessus, lorsqu'il s'agit de poser un diagnostic formel, la démarche classique repose toujours sur la même ligne de démarcation, peu importe le sexe et/ou l'âge de l'enfant. Elle tient tacitement pour acquis que toute différence observée entre les enfants dont l'âge et/ou le sexe sont différents est attribuable à une différence vraie dans la prévalence du problème affectif ou comportemental de référence. Cependant, il se peut que les différences observées entre les enfants dont l'âge et/ou le sexe sont différents s'expliquent du fait que les symptômes comportementaux ne se manifestent pas nécessairement de la même façon selon le sexe et/ou l'âge de l'enfant. Par exemple, il se peut que les garçons affichent une plus grande propension que les filles à manifester les trois symptômes comportementaux retenus pour évaluer l'agression physique, puisque ces comportements sont plus socialement acceptables chez les garçons que chez les filles (voir Pepler et Slaby, 1994). Par conséquent, la prévalence de l'agression physique pourra différer ou *ne pas différer* entre les garçons et les filles, une fois pris en considération les facteurs qui influencent la façon dont ces symptômes comportementaux se manifestent dans les deux groupes. De la même façon, la prévalence de l'agression physique pourra différer ou *ne pas différer* entre les différents groupes d'âge, une fois pris en considération les facteurs qui influencent la façon dont ces symptômes comportementaux se manifestent dans les différents groupes d'âge.

On peut faire un test formel de l'hypothèse voulant que la prévalence de l'agression physique soit la même dans différents groupes d'âge chez les enfants du même sexe en imposant des restrictions d'égalité aux probabilités relatives à la structure latente. En d'autres termes, pour chaque sexe, on postule que les probabilités d'appartenance à une structure latente seront égales parmi les différents groupes d'âge. Les statistiques relatives à l'adéquation de ce modèle à trois structures avec restriction sont illustrées au tableau 8.

Premièrement, nous avons envisagé un modèle à trois structures avec restriction qui postulerait que la prévalence de l'agression physique est la même chez les filles à tous les âges entre 2 et 11 ans. La valeur de L^2 selon ce modèle est de 173,75 avec 131 degrés de liberté ($p < 0,01$). Ainsi, l'hypothèse de l'homogénéité dans les probabilités estimatives d'appartenir à la même structure latente pour les filles de 2 à 11 ans est rejetée. De la même façon, un modèle à trois structures avec restriction qui tient pour acquis que la prévalence de l'agression physique est la même chez les filles à tous

les âges entre 3 et 11 ans est lui aussi rejeté (voir le tableau 8). Par ailleurs, un modèle à trois structures avec restriction qui postule que la prévalence de l'agression physique est la même chez les filles à tous les âges entre 4 et 11 ans *ne peut pas* être rejeté (voir le tableau 8). Toutefois, ce modèle représente une augmentation de 37,39 de la valeur de L^2 et une augmentation correspondante de 14 degrés de liberté par rapport au modèle sans restriction ($L^2 = 119,45 - 82,05 = 37,39$, $dl = 127 - 113 = 14$, $p < 0,00$). Comme cette augmentation de la valeur de L^2 est importante par rapport à l'augmentation du nombre de degrés de liberté, on peut en déduire que l'hypothèse de l'homogénéité dans les probabilités estimatives d'appartenir à la même structure latente chez les filles de 4 à 11 ans est trop restrictive, ce qui nous amène à envisager un modèle à trois structures avec restriction postulant que la prévalence de l'agression physique est la même chez les filles à tous les âges entre 5 et 11 ans. La valeur de L^2 selon ce modèle est de 105,12 avec 125 degrés de liberté ($p < 0,90$). De surcroît, ce modèle *ne représente pas* de recul significatif au chapitre de l'adéquation par rapport au modèle à trois structures sans restriction ($L^2 = 105,12 - 82,05 = 23,06$, $dl = 125 - 113 = 12$, $p < 0,03$). En outre, d'autres modèles à trois structures avec restriction qui sont nichés dans ce modèle correspondent également aux données relatives à l'agression physique chez les filles et par ailleurs, ils ne représentent pas de recul significatif au chapitre de l'adéquation par rapport au modèle à trois structures sans restriction (voir le tableau 8). Ces résultats semblent montrer que la prévalence de l'agression physique ne variera peut-être pas chez les filles entre les âges de 5 et de 11 ans, compte tenu que les trois symptômes comportementaux peuvent se manifester différemment selon l'âge de l'enfant. Deuxièmement, nous avons envisagé un modèle à trois structures avec restriction qui postule que la prévalence de l'agression physique est la même chez les filles de 2 à 4 ans. Ce modèle donne une valeur de 94,20 avec 117 degrés de liberté pour L^2 ($p < 0,94$). De plus, il *ne représente pas* de recul significatif au chapitre de l'adéquation par rapport au modèle à trois structures sans restriction ($L^2 = 94,20 - 82,05 = 12,14$, $dl = 117 - 113 = 4$, $p < 0,02$). En outre, d'autres modèles à trois structures avec restriction qui sont nichés dans ce modèle correspondent eux aussi aux données relatives à l'agression physique chez les filles et par ailleurs, ils *ne représentent pas* de recul significatif au chapitre de l'adéquation par rapport au modèle à trois structures sans restriction (voir le tableau 8). Ces résultats montrent que la prévalence de l'agression physique chez les filles *ne semble pas* varier entre les âges de 2 ans et de 4 ans.

Tableau 8 : **Khi-carré de Pearson et khi-carré du rapport des vraisemblances pour certains modèles de structure latente multigroupe permettant de comparer la prévalence de l'agression physique dans différents groupes d'âge**

Modèle	Khi-carré de Pearson (χ^2)		Khi-carré du rapport des vraisemblances (L^2)		Degrés de liberté		p^a		% de variance	
	G	F	G	F	G	F	G	F	G	F
Indépendance	17 700,40	38 451,44	4 827,02	4 334,80	180	200	0,00	0,00		
Trois structures sans restriction, 2 à 11 ans	80,97	72,72	92,85	82,05	85 ^b	113 ^c	26	0,99	98	98
TCR 2 à 11 ans	139,70	159,64	152,05	173,75	101	131	0,00	0,01	97	96
TCR 3 à 11 ans	120,70	146,25	132,46	160,11	99	129	0,01	0,03	97	96
TCR 4 à 11 ans	111,84	107,78	119,73	119,45	97	127	0,06	0,67	98	97
TCR 5 à 11 ans	106,62	94,59	114,32	105,12	95	125	0,09	0,90	98	98
TCR 6 à 11 ans		86,40		96,28		123		0,96		98
TCR 7 à 11 ans	95,14	81,03	103,72	91,30	93	121	0,21	0,98	98	98
TCR 8 à 11 ans	91,45	75,89	103,27	86,36	91	119	0,18	0,99	98	98
TCR 9 à 11 ans	84,58	74,30	95,78	84,93	89	117	0,29	0,99	98	98
TCR 10 à 11 ans	81,19	74,13	93,09	84,09	87	115	0,31	0,99	98	98
TCR 2 à 10 ans	135,25	154,50	148,78	169,40	99	129	0,00	0,01	97	96
TCR 3 à 10 ans	116,98	141,88	130,06	156,51	97	127	0,01	0,04	97	96
TCR 4 à 10 ans	109,78	105,47	118,22	117,88	95	125	0,05	0,66	98	97
TCR 5 à 10 ans	104,81	93,32	113,22	104,42	93	123	0,08	0,89	98	98
TCR 6 à 10 ans		85,51		95,67		121		0,96		98
TCR 7 à 10 ans	94,36	80,05	103,14	90,21	91	119	0,18	0,98	98	98
TCR 8 à 10 ans	90,69	74,55	102,66	84,35	89	117	0,15	0,99	98	98
TCR 9 à 10 ans	84,35	72,67	95,55	82,93	87	115	0,25	0,99	98	98
TCR 2 à 9 ans	108,97	142,71	124,89	156,42	97	127	0,03	0,04	97	96
TCR 3 à 9 ans	93,81	130,60	110,26	143,68	95	125	0,14	0,12	98	97
TCR 4 à 9 ans	90,04	98,01	104,26	109,51	93	123	0,20	0,80	98	97
TCR 5 à 9 ans	81,83	88,98	98,38	98,92	91	121	0,28	0,93	98	98
TCR 6 à 9 ans		83,37		92,58		119		0,97		98
TCR 7 à 9 ans	79,79	79,76	95,72	88,93	89	117	0,29	0,98	98	98
TCR 8 à 9 ans	82,82	74,40	94,94	84,24	87	115	0,26	0,99	98	98
TCR 2 à 8 ans	103,80	132,36	120,65	144,91	95	125	0,04	0,11	98	97
TCR 3 à 8 ans	90,16	121,48	107,64	133,77	93	123	0,14	0,24	98	97
TCR 4 à 8 ans	84,67	91,61	103,07	102,90	91	121	0,18	0,88	98	98
TCR 5 à 8 ans	77,48	84,47	95,87	94,64	89	119	0,29	0,95	98	98
TCR 6 à 8 ans		80,11		89,86		117		0,97		98
TCR 7 à 8 ans	78,42	78,20	95,12	87,66	87	115	0,26	0,97	98	98
TCR 2 à 7 ans	100,66	124,45	117,52	133,89	93	123	0,04	0,24	98	97
TCR 3 à 7 ans	88,71	111,44	106,15	121,63	91	121	0,13	0,47	98	97
TCR 4 à 7 ans	87,17	85,51	101,69	95,25	89	119	0,17	0,95	98	98
TCR 5 à 7 ans	77,82	79,53	95,59	87,23	87	117	0,25	0,98	98	98
TCR 6 à 7 ans		76,92		84,50		115		0,99		98
TCR 2 à 6 ans		107,31		111,94		121		0,71		97
TCR 3 à 6 ans		98,83		108,52		119		0,74		97
TCR 4 à 6 ans		78,10		88,09		117		0,98		98
TCR 5 à 6 ans		74,68		83,70		115		0,99		98
RTC 2 à 5 ans	101,57	95,72	112,68	104,72	91	119	0,06	0,82	98	98
RTC 3 à 5 ans	90,69	88,00	102,34	96,76	89	117	0,16	0,91	98	98
RTC 4 à 5 ans	89,05	75,00	99,15	84,25	87	115	0,18	0,99	98	98
RTC 2 à 4 ans	92,53	84,02	103,61	94,20	89	117	0,14	0,94	98	98
RTC 3 à 4 ans	85,30	80,81	97,46	89,89	87	115	0,21	0,96	98	98
RTC 2 à 3 ans	85,09	77,95	97,25	88,32	87	115	0,21	0,97	98	98

Note : Le modèle à trois structures sans restriction ne correspond pas aux données relatives à l'agression physique chez les garçons de 6 ans. TCR = Modèle à trois structures avec restriction, les probabilités d'appartenance à une structure latente étant égales dans tous les groupes.

^a Seuil de signification associé au khi-carré du rapport des vraisemblances.

^b En termes stricts, ce modèle est assorti de 54 degrés de liberté, mais dans l'une de nos solutions, une ou plusieurs probabilités conditionnelles de notation des symptômes comportementaux convergeaient vers le 0 ou le 1. Par conséquent, nous avons estimé une nouvelle solution aux fins de laquelle nous avons postulé a priori que ces paramètres équivalaient à cette valeur. Cette procédure a été décrite et utilisée par Clogg (1979) et Goodman (1974a, 1974b). Nous pouvons ainsi poser que L^2 n'en a pas moins une distribution χ^2 sur grand échantillon (c.-à-d. que L^2 a une distribution asymptotique de type khi-carré).

^c En termes stricts, ce modèle est assorti de 60 degrés de liberté, mais dans l'une de nos solutions, une ou plusieurs probabilités conditionnelles de notation des symptômes comportementaux convergeaient vers le 0 ou le 1. Par conséquent, nous avons estimé une nouvelle solution aux fins de laquelle nous avons postulé a priori que ces paramètres équivalaient à cette valeur (voir l'explication ci-dessus).

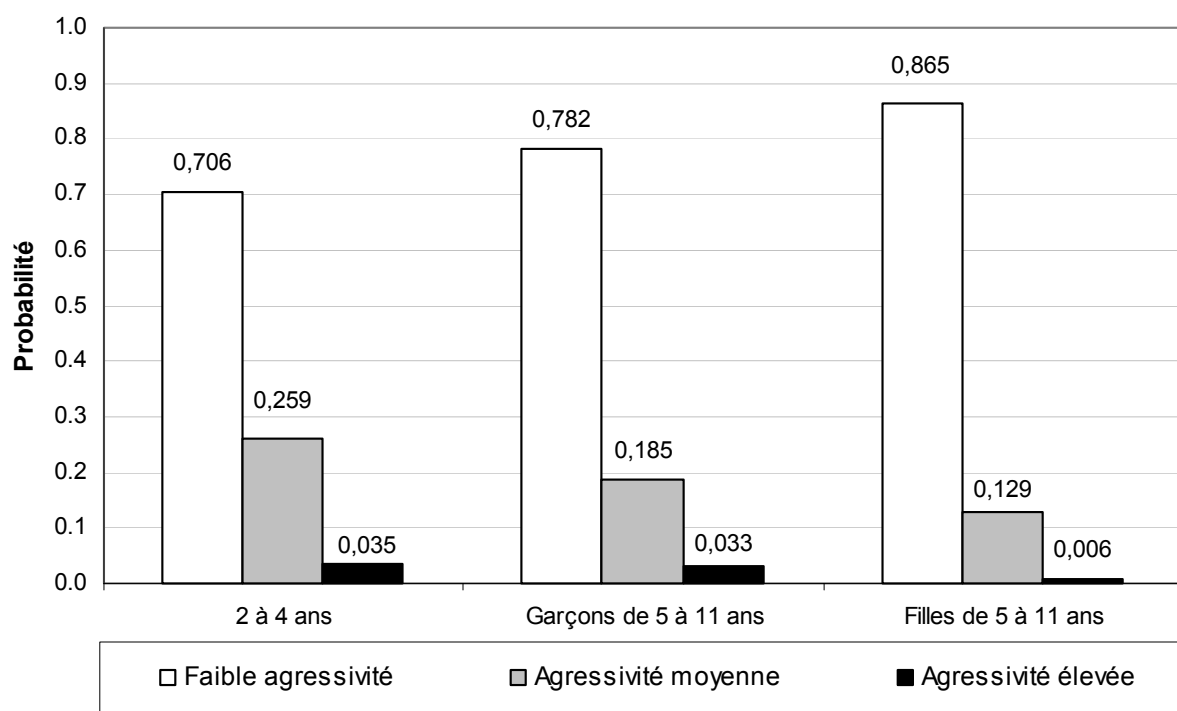
Nous avons obtenu des résultats très semblables pour les garçons. Premièrement, un modèle à trois structures avec restriction qui postule que la prévalence de l'agression physique est la même chez les garçons à tous les âges entre 5 et 11 ans donne une valeur de 114,32 avec 95 degrés de liberté pour L^2 ($p < 0,09$). De plus, ce modèle *ne représente pas* de recul significatif au chapitre de l'adéquation par rapport au modèle à trois structures sans restriction ($L^2 = 114,32 - 92,85 = 21,48$, $dl = 95 - 85 = 10$, $p < 0,02$). De plus, d'autres modèles à trois structures avec restriction qui sont nichés dans ce modèle correspondent également aux données relatives à l'agression physique chez les garçons; par ailleurs, ils *ne représentent pas* de recul significatif au chapitre de l'adéquation par rapport au modèle à trois structures sans restriction (voir le tableau 8). Deuxièmement, nous avons envisagé un modèle à trois structures avec restriction qui postule que la prévalence de l'agression physique est la même chez les garçons à tous les âges entre 2 et 4 ans. Ce modèle donne pour L^2 une valeur de 103,61 avec 89 degrés de liberté ($p < 0,14$). De surcroît, il ne représente une augmentation que de 10,76 de la valeur de L^2 et une augmentation de 4 degrés de liberté par rapport au modèle à trois structures sans restriction ($L^2 = 103,61 - 92,85 = 10,76$, $dl = 89 - 85 = 4$, $p < 0,03$). De plus, d'autres modèles à trois structures avec restriction qui sont nichés dans ce modèle correspondent également aux données relatives à l'agression physique chez les garçons; et par ailleurs, ils *ne représentent pas* de recul significatif au chapitre de l'adéquation par rapport au modèle à trois structures sans restriction (voir le tableau 8). Ces résultats montrent que la prévalence de l'agression physique chez les garçons *ne semblent pas* varier entre les âges de 5 et de 11 ans ni entre les âges de 2 et de 4 ans.

3.4.3 Comparer la prévalence de l'agression physique chez les garçons et chez les filles

Nous sommes maintenant en mesure de comparer la prévalence de l'agression physique chez les garçons et chez les filles. Premièrement, nous envisageons un modèle à trois structures avec restriction qui postule que la prévalence de l'agression physique est la même chez les garçons et chez les filles entre les âges de 2 et de 4 ans. La valeur de L^2 découlant de ce modèle est de 90,73 avec 60 degrés de liberté ($p < 0,01$). Par conséquent, l'hypothèse de l'homogénéité des probabilités d'appartenance à la structure latente pour les garçons et pour filles de 2 à 4 ans *ne peut pas* être rejetée. De plus, ce modèle ne représente qu'une augmentation de 8,44 dans la valeur de L^2 , avec une hausse de 2 degrés de liberté par rapport au modèle à trois structures avec restriction qui postule que la prévalence de l'agression physique est la même chez les enfants du même sexe entre 2 et 4 ans ($L^2 = 90,73 - 82,29 = 8,44$, $dl = 60 - 58 = 2$, $p < 0,02$). Ces résultats nous amènent à

penser que la prévalence de l'agression physique peut être la même chez les garçons et chez les filles entre 2 et 4 ans. Deuxièmement, nous avons envisagé un modèle à trois structures avec restriction qui postule que la prévalence de l'agression physique est la même chez les garçons et chez les filles entre 5 et 11 ans. La valeur de L^2 dans le cadre de ce modèle est de 176,09, avec 167 degrés de liberté ($p < 0,30$). Cependant, ce modèle représente un recul significatif au chapitre de l'adéquation par rapport au modèle à trois structures avec restriction qui postule que la prévalence de l'agression physique est la même chez les enfants du même sexe entre 5 et 11 ans ($L^2 = 176,09 - 143,71 = 32,38$, $df = 167 - 165 = 2$, $p < 0,00$). Ces résultats semblent montrer que la prévalence de l'agression physique *n'est pas* la même chez les garçons et chez les filles entre 5 et 11 ans.

Figure 15 : **Probabilités estimatives d'appartenir à une structure latente selon le modèle à trois structures avec restriction**
Enfants de 2 à 11 ans



La figure 15 illustre les probabilités d'appartenance à telle ou telle structure latente estimées selon ces modèles à trois structures avec restriction. La proportion d'enfants canadiens d'entre 2 et 4 ans qui appartiennent à la structure latente de l'agression élevée a été estimée à 3,5 %, soit le même pourcentage chez les garçons et chez les filles. Pour les enfants d'entre 5 et 11 ans,

elle a été estimée à 3,3 % chez les garçons et à 0,6 % chez les filles. À remarquer que les chances d'appartenir à la structure latente de l'agressivité élevée étaient de $[(0,033 / 0,967) / (0,006 / 0,994)] = 5,34$ fois plus élevées chez les garçons que chez les filles entre les âges entre 5 et de 11 ans. De plus, il convient de préciser que chez les filles, les chances d'appartenir à la structure latente de l'agressivité élevée étaient de $[(0,035 / 0,965) / (0,006 / 0,994)] = 5,75$ fois plus élevées entre 2 et 4 ans qu'entre 5 et 11 ans. Par comparaison, les chances d'appartenir à la structure latente de l'agressivité élevée étaient pratiquement les mêmes chez les garçons entre 2 et 11 ans, soit $[(0,035 / 0,965) / (0,033 / 0,967)] = 1,08$.

4. Conclusion

L'agression physique touche un segment important de la population des enfants canadiens. À partir des données du premier cycle de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, nous avons estimé à 3,5 % le pourcentage des enfants canadiens de 2 à 4 ans qui, selon la personne qui les connaît le mieux, manifestent souvent des comportements d'agression physique. Ce pourcentage est pratiquement le même chez les garçons d'entre 5 et 11 ans (c.-à-d. 3,3 %), tandis qu'il est sensiblement moins élevé chez les filles (c.-à-d. 0,6 %). Essentiellement, ces enfants se caractérisent par une propension à afficher des comportements d'agression physique qui est beaucoup plus élevée que celle des autres enfants du même âge et du même sexe dans la population canadienne. Même si l'agression physique touche un segment significatif de la population des enfants canadiens, la majorité n'affiche pas de propension anormalement élevée à manifester des comportements d'agression physique. Parmi ce nombre, on retrouve les enfants qui ont tendance à ne manifester de tels comportements qu'occasionnellement. Il reste à déterminer si ces enfants présentent des risques plus élevés d'afficher d'autres problèmes de comportement comme l'hyperactivité et de représenter ainsi des sources de préoccupation pour leur milieu, et de devenir des adolescents violents.

On ne s'est pas suffisamment préoccupé des problèmes de mesure lorsqu'on tentait d'établir des méthodes pour poser des diagnostics formels au sujet des problèmes de comportement. Nos résultats laissent penser que l'analyse de structure latente pourrait fournir un cadre unifié permettant de combiner les cotes attribuées par les PCM (et peut-être par d'autres répondants) à de nombreux symptômes comportementaux afin d'établir un diagnostic formel, tout en tenant compte des erreurs de mesure. Premièrement, nous avons montré comment on peut utiliser l'analyse de structure latente pour définir une série de types exhaustifs et mutuellement exclusifs de sujets dont la propension à manifester les symptômes comportementaux de référence diffère sensiblement. Cette analyse représente un moyen empirique de décider du nombre approprié de catégories (deux ou plus) de sujets, selon les données accessibles. Deuxièmement, nous avons démontré que la proportion des enfants canadiens qui appartiendront aux différentes structures latentes peut être estimée à partir des données accessibles. Étant donné la présence d'erreurs de mesure dans les cotes attribuées par les PCM, l'analyse de structure latente fournit un moyen d'estimer la probabilité conditionnelle de manifester les symptômes comportementaux, compte tenu de

l'appartenance à telle ou telle structure latente. Troisièmement, nous avons démontré comment l'analyse de structure latente peut être utilisée pour prédire l'appartenance de chaque sujet à telle ou telle structure latente, selon ses cotes observées. Étant donné l'incertitude inhérente qui caractérise le processus du diagnostic formel (c.-à-d. qu'un enfant ne peut faire l'objet que d'un diagnostic établi de façon probabiliste), l'analyse de structure latente représente un cadre selon lequel la valeur prédictive positive (c.-à-d. la probabilité conditionnelle a posteriori d'afficher le trouble, étant donné les résultats positifs au test) et la valeur prédictive négative (c.-à-d. la probabilité conditionnelle a posteriori de ne pas afficher le trouble, étant donné les résultats négatifs au test) peuvent être estimées à partir des données accessibles. Quatrièmement, nous avons démontré comment l'analyse de structure latente peut être utilisée pour comparer la prévalence de l'agression physique dans différents groupes.

Même si notre étude était avant tout de nature méthodologique, les résultats que nous avons obtenus auront d'importantes répercussions sur le plan de la politique publique. Premièrement, pour la première fois, les analystes des politiques de santé publique disposent d'une information très utile sur la prévalence de l'agression physique chez les enfants canadiens de 2 à 11 ans. Faute de ce genre d'information, il a été très difficile dans le passé de justifier les ressources qu'il fallait affecter pour aider les enfants présentant des troubles comportementaux au Canada. Nous sommes convaincus que ces estimations de la prévalence contribueront à l'évaluation des besoins en matière de services de santé mentale des enfants présentant des troubles de comportement et à l'établissement des coûts de ces services au niveau communautaire, au niveau régional, au niveau provincial et au niveau national. Deuxièmement, notre étude donne une définition opérationnelle claire de l'agression physique chez les enfants du Canada en fonction de la propension à manifester des comportements d'agression physique. En l'absence d'une définition de ce genre, il a été difficile dans le passé de concevoir des programmes présentant un bon rapport coût-efficacité et qui étaient adaptés aux besoins des enfants souffrant de troubles comportementaux au Canada. Par conséquent, nous sommes convaincus que cette définition opérationnelle facilitera la planification des services de santé mentale à l'avenir. Troisièmement, notre étude fournit les moyens d'identifier les enfants dont la propension à manifester des comportements d'agression physique est de beaucoup supérieure à celle des autres enfants du même âge et du même sexe dans la population canadienne. C'est un élément qui revêt une importance particulière si l'on veut cibler les ressources publiques limitées qui sont consacrées aux services de santé mentale

vers ceux qui en ont le plus besoin. En l'absence de tels instruments, il s'est révélé très difficile dans le passé d'intervenir avant que ces enfants deviennent des adolescents violents. Le pronostic des enfants qui reçoivent tôt les interventions dont ils ont besoin est bien meilleur que celui des enfants qui sont traités lorsque les problèmes comportementaux sont déjà bien ancrés (Tremblay et Craig, 1995; Tremblay et coll., 1995). Compte tenu des coûts énormes de la violence pour la société, nous sommes convaincus que l'identification et le traitement rapides des enfants qui affichent ces troubles du comportement devraient constituer une grande priorité pour les services de santé mentale au Canada.

Cette étude a cependant d'importantes limites. Premièrement, les estimations de la prévalence ont été établies à partir des données fournies par un seul répondant, à savoir la personne qui connaît le mieux l'enfant, soit, dans la plupart des cas, la mère. Il sera donc nécessaire de valider ces estimations à partir d'autres sources d'information sur les comportements d'agression physique chez les enfants. On peut obtenir de l'information auprès d'autres répondants dans le cadre de l'ELNEJ, c'est-à-dire, pour les enfants d'âge scolaire, les enseignants et les enfants eux-mêmes lorsqu'ils ont 10 et 11 ans. Deuxièmement, les estimations de la prévalence sont des estimations transversales, et non pas longitudinales. Par conséquent, il y a risque de confondre l'âge et la génération, parce que les enfants du même âge sont nécessairement nés la même année (voir Schaie, 1965). Par conséquent, il faudra utiliser les données des cycles subséquents de l'ELNEJ pour établir des estimations longitudinales de la prévalence de l'agression physique. Troisièmement, les estimations de la prévalence sont purement descriptives et statiques. À ce titre, elles ne nous apprennent rien au sujet de l'évolution du niveau des comportements d'agression physique chez les enfants au fil du temps. Selon de récentes études, on observe de nombreux changements au chapitre de l'agression physique chez un même sujet tout au long de l'enfance (voir Baillargeon, Tremblay, Vitaro, Zoccolillo et Romano, soumis pour publication). Ainsi, le statut de l'enfant (c.-à-d. peu agressif, moyennement agressif ou très agressif) peut changer au fil du temps, et par conséquent, il ne *faudrait pas* le considérer comme une caractéristique immuable de l'enfant. Quatrièmement, il reste à déterminer la validité externe des trois structures latentes. En d'autres termes, il reste à voir comment les enfants des trois structures latentes diffèrent selon une gamme d'autres variables. Cinquièmement, nous n'avons pas abordé la question de la comorbidité dans notre étude. Les enfants des trois structures latentes pourront différer au chapitre de la probabilité de présenter également d'autres troubles de l'enfance.

Bibliographie

- Achenbach, T. M. (1981). « The role of taxonomy in developmental psychopathology », dans *Advances in developmental psychology*, ouvrage collectif publié sous la direction de M. E. Lamb et A. L. Brown, vol. 1, p. 159-198, Hillsdale, NJ, Lawrence Erlbaum.
- Allen, M. J., et W. M. Yen. (1979). *Introduction to measurement theory*, Monterey, CA, Brooks/Cole.
- American Psychiatric Association. (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (4th ed.)*, Washington, DC.
- Baillargeon, R. H., R. E. Tremblay, F. Vitaro et M. Zoccolillo. (Soumis pour publication). *Modelling the process of intraindividual change in physical aggression from 6 to 12 years of age*.
- Bergan, J. R. (1983). « Latent-class models in educational research », dans *Review of research in education*, ouvrage collectif publié sous la direction de E. W. Gordon, vol. 10, p. 305-360, Washington, DC, American Educational Research Association.
- Bishop, Y. M. M., S. E. Fienberg et P. W. Hollet. (1975). *Discrete multivariate analysis: Theory and practice*, Cambridge, MA, The Massachusetts's Institute of Technology Press.
- Björkqvist, K., K. Österman et A. Kaukiainen. (1992). « The development of direct and indirect aggressive strategies in males et females », dans *Of mice and woman: Aspects of female aggression*, ouvrage collectif publié sous la direction de K. Björkqvist et P. Niemelä, p. 51-64, Toronto, Academic Press.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*, New York, John Wiley & Sons.
- Cairns, R. B., et B. Cairns. (1994). *Life lines and risks: Pathways of youth in our time*, New York, Cambridge University Press.
- Cantwell, D. P. (1996). « Classification of child and adolescent psychopathology », *Journal of Child Psychiatry*, 37, 3-12.
- Clogg, C. C. (1977). *Unrestricted and restricted maximum likelihood latent structure analysis: A manual for users*, document de travail n° 1977-09, University Park, PA, Pennsylvania State University, Population Issues Research Center.
- Clogg, C. C. (1979). « Some latent structure models for the analysis of Likert-type data », *Social Science Research*, 8, 287-310.
- Clogg, C. C. (1988). « Latent class models for measuring », dans *Latent trait and latent class models*, ouvrage collectif publié sous la direction de R. Langeheine et J. Rost, p. 173-205, New York, Plenum Press.

- Clogg, C. C. (1995). « Latent class models », dans *Handbook of statistical modelling for the social and behavioural sciences*, ouvrage collectif publié sous la direction de G. Arminger, C. C. Clogg et M. E. Sobel, p. 311-359, New York, Plenum.
- Clogg, C. C., et L. A. Goodman. (1984). « Latent structure analysis of a set of multidimensional contingency tables », *Journal of the American Statistical Association*, 79, 762-771.
- Clogg, C. C., et L. A. Goodman. (1985). « Simultaneous latent structure analysis in several groups », dans *Sociological methodology*, ouvrage collectif publié sous la direction de N. B. Tuma, p. 81-110, San Francisco, Jossey-Bass.
- Clogg, C. C., et L. A. Goodman. (1986). « On scaling models applied to data from several groups », *Psychometrika*, 51, 123-135.
- Clogg, C. C., et D. O. Sawyer. (1981). « A comparison of alternative models for analyzing the scalability of response patterns », dans *Sociological methodology*, ouvrage collectif publié sous la direction de S. Leinhardt, p. 240-280, San Francisco, Jossey-Bass.
- Crick, N. R., et J. K. Grotpeter. (1995). « Relational aggression, gender and social-psychological adjustment », *Child Development*, 66, 710-722.
- Dayton, C. M., et G. B. Macready. (1976). « A probabilistic model for validation of behavioural hierarchies », *Psychometrika*, 41, 189-204.
- Dayton, C. M., et G. B. Macready. (1980). « A scaling model with response errors and intrinsically unscalable respondents », *Psychometrika*, 45, 343-356.
- Dayton, C. M., et G. B. Macready. (1988). « A latent class covariate model with applications to criterion-referenced testing », dans *Latent trait and latent class models*, ouvrage collectif publié sous la direction de R. Langeheine et J. Rost, p. 129-143, New York, Plenum Press.
- Eliason, S. R. (Avril 1997). *The categorical data analysis system. Supplemental user's manual for pre-release command line version 4.0 of prog MLLSA for DOS and OS/2* [programme informatique], University of Iowa.
- Farrington, D. (Sous presse). « Predictors, causes and correlates of male youth violence », dans *Youth violence*, ouvrage collectif publié sous la direction de M. Tonry et M. H. Moore, vol. 24, Chicago, University of Chicago Press.
- Fienberg, S. E. (1980). *The analysis of cross-classified categorical data (2nd ed.)*, Cambridge, MA, The MIT Press.
- Galen, R. S., et S.R. Gambino. (1975). *Beyond normality: The predictive value and efficiency of medical diagnoses*, New York, John Wiley.
- Goodman, L. A. (1974a). « The analysis of systems of qualitative variables when some of the variables are unobservable. Part I. A modified latent structure approach », *American Journal of Sociology*, 79, 1179-1259.

- Goodman, L. A. (1974b). « Exploratory latent structure analysis using both identifiable and unidentifiable models », *Biometrika*, 61, 215-231.
- Goodman, L. A. (1975). « A new model for scaling response patterns: An application of the quasi-independence concept », *Journal of the American Statistical Association*, 70, 755-768.
- Hudziak, J. J., A. C. Heath, P. F. Madden, W. Reich, K. K. Bucholz, W. Slutske, L. J. Bierut, R. J. Neuman et R. D. Todd. (1998). « Latent class and factor analysis of DSM-IV ADHD: A twin study of female adolescents », *Journal of the American Academy of Child and Adolescents Psychiatry*, 37, 848-857.
- Jöreskog, K. G., et D. Sörbom. (1993). *Lisrel 8 user's reference guide*, Chicago, IL, Scientific Software International.
- Lagerspetz, K. M., K. Bjorkqvist et T. Peltonen. (1988). « Is indirect aggression typical of females? Gender differences in aggressiveness in 11- to 12-year-old children », *Aggressive Behaviour*, 14, 403-414.
- Lahey, B. B., B. Applegate, R. A. Barkley, B. Garfinkel, K. McBurnett, L. Kerdyk, L. Greenhill, G. W. Hynd, P. J. Frick, J. Newcorn, J. Biederman, T. Ollendick, E. L. Hart, D. Perez, I. Waldman et D. Shaffer. (1994). « DSM-IV field trials for oppositional defiant disorder and conduct disorder in children and adolescents », *American Journal of Psychiatry*, 151, 1163-1171.
- Lahey, B. B., B. Applegate, K. McBurnett, J. Biederman, L. Greenhill, G. W. Hynd, R. A. Barkley, J. Newcorn, P. Jensen, J. Richters, B. Garfinkel, L. Kerdyk, P. J. Frick, T. Ollendick, D. Perez, E. L. Hart, L. Waldman et D. Shaffer. (1994). « DSM-IV field trials for attention deficit/hyperactivity disorder in children and adolescents », *American Journal of Psychiatry*, 151, 1673-1685.
- Langeheine, R. (1988). « New developments in latent class theory », dans *Latent trait and latent class models*, ouvrage collectif publié sous la direction de R. Langeheine et J. Rost, p. 77-108, New York, Plenum Press.
- Lazarsfeld, P. F. (1950a). « The logical and mathematical foundation of latent structure analysis », dans *Measurement and prediction: Studies in social psychology in World War II*, ouvrage collectif publié sous la direction de S. A. Stouffer, L. Guttman, E. A. Suchman, P. F. Lazarsfeld, S. A. Star et J. A. Clausen, vol. 4, p. 362-412, Princeton, NJ, Princeton University Press.
- Lazarsfeld, P. F. (1950b). « The interpretation and computation of some latent structures », dans *Measurement and prediction: Studies in social psychology in World War II*, ouvrage collectif publié sous la direction de S. A. Stouffer, L. Guttman, E. A. Suchman, P. F. Lazarsfeld, S. A. Star et J. A. Clausen, vol. 4, p. 413-472, Princeton, NJ, Princeton University Press.
- Lazarsfeld, P. F. (1954). « A conceptual introduction to latent structure analysis », dans *Mathematical thinking in the social sciences*, ouvrage collectif publié sous la direction de P. F. Lazarsfeld, p. 349-387, Glencoe, IL, The Free Press.

- Lazarsfeld, P. A., et N. W. Henry. (1968). « Latent structure analysis », Boston, Houghton Mifflin.
- Loeber, R., et D. F. Hay. (1997). « Key issues in the development of aggression and violence from childhood to early adulthood », *Annual Review of Psychology*, 48, 371-410.
- Loeber, R., et M. Stouthamer-Loeber. (1998). « Development of juvenile aggression and violence: Some common misconceptions and controversies », *American Psychologist*, 53, 242-259.
- Macready, G. B., et C. M. Dayton. (1977). « The use of probabilistic models in the assessment of mastery », *Journal of Educational Statistics*, 2, 99-120.
- McCutcheon, A. L. (1987). « Latent class analysis », London, Sage Publications.
- Nagin, D., et R. E. Tremblay. (Sous presse). « Trajectories of boys' physical aggression, opposition, and hyperactivity on the path to physically violent and non violent juvenile delinquency », *Child Development*.
- Pepler, D. J., et R. G. Slaby. (1994). « Theoretical and developmental perspectives on youth and violence », dans *Reason to hope: A psychosocial perspective on violence & youth*, ouvrage collectif publié sous la direction de L. D. Eron, J. H. Gentry et P. Schlegel, p. 28-58, Washington, DC, American Psychological Association.
- Rindskopf, D. (1983). « A general framework for using latent class analysis to test hierarchical and nonhierarchical learning models », *Psychometrika*, 48, 85-97.
- Rindskopf, D., et W. Rindskopf. (1986). « The value of latent class analysis in medical diagnosis », *Statistics in Medicine*, 5, 21-27.
- Robins, L. N. (1985). « Epidemiology: Reflections on testing the validity of psychiatric interviews », *Archives of General Psychiatry*, 42, 918-924.
- Schaie, W. K. (1965). « A general model for the study of developmental problems », *Psychological Bulletin*, 64, 92-107.
- Tremblay, R. E. (1991). « Aggression, prosocial behaviour and gender: Three magic words but no magic wand », dans *The development and treatment of aggression*, ouvrage collectif publié sous la direction de D. Pepler et K. Rubin, p. 71-78. Hillsdale, NJ, Lawrence Erlbaum.
- Tremblay, R. E., B. Boulerice, P. W. Harden, P. McDuff, D. Pérusse, R. O. Pihl et M. Zoccolillo. (1996). « Les enfants du Canada deviennent-ils plus agressifs à l'approche de l'adolescence? », dans *Grandir au Canada : l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes*, ouvrage collectif publié sous la direction de Développement des ressources humaines Canada et Statistique Canada, Ottawa, Statistique Canada.
- Tremblay, R.E., et W. Craig. (1995). « Developmental crime prevention », dans *Building a safer society: Strategic approaches to crime prevention*, ouvrage collectif publié sous la direction de M. Tonry et D. P. Farrington, vol. 19, p. 151-236, Chicago, The University of Chicago Press.

- Tremblay, R. E., C. Japel, D. Pérusse, M. Boivin, M. Zoccolillo, J. Montplaisir et P. McDuff. (Sous presse). « The search for the age of «onset» of physical aggression: Rousseau and Bandura revisited », *Criminal Behaviour and Mental Health*.
- Tremblay, R.E., L. Pagani-Kurtz, L. C. Masse, F. Vitaro et R. O. Pihl. (1995). « A bimodal preventive intervention for disruptive kindergarten boys: Its impact through mid-adolescence », *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 63, 560-568.
- Uebersax, J. S., et W. M. Grove. (1990). « Latent class analysis of diagnostic agreement », *Statistics in Medicine*, 9, 559-572.
- Weinstein, M. C., H. V. Fineberg, A. S. Elstein, H. S. Frazier, D. Neuhauser, R. R. Neutra et B. J. McNeil. (1980). « Clinical decision analysis », Philadelphie, W. B. Saunders.
- Young, M. A. (1983). « Evaluating diagnostic criteria: A latent class paradigm », *Journal of Psychiatric Research*, 17, 285-296.
- Zarin, D. A., et F. Earls. (1993). « Diagnostic decision making in psychiatry », *American Journal of Psychiatry*, 150, 197-206.