

Comparaison des études ECI et NIS : Répercussions du plan d'échantillonnage et stratégies

**par Andrea J. Sedlak et Marianne Winglee
Westat**

Document préparé pour le Forum de recherche sur l'Étude canadienne sur l'incidence des signalements de cas de violence et de négligence envers les enfants (ECI) et l'Étude sur l'incidence et les caractéristiques des situations d'abus, de négligence, d'abandon et de troubles de comportement sérieux signalées à la Direction de la protection de la jeunesse (DPJ) au Québec (EIQ).

Val-David (Québec)
Les 28 et 29 novembre 2001

Introduction

Les programmes statistiques normalisés prévoient les variances en partant de l'hypothèse que l'échantillon a été prélevé auprès de la population visée selon une méthode d'échantillonnage aléatoire simple. Selon cette hypothèse, la variance observée dans l'échantillon est une fonction directe de la variance de la population ayant les caractéristiques faisant l'objet de l'étude. La variance de l'échantillon peut servir à établir les intervalles de confiance autour des estimations et à calculer l'importance statistique des divers tests analytiques.

Dès que la conception d'une étude diffère de l'échantillonnage aléatoire simple, les calculs de variance deviennent compliqués par l'«effet du plan d'échantillonnage» (Kish, 1965). Dans le présent document, nous décrivons les différentes méthodes d'échantillonnage de probabilité et définissons l'effet du plan d'échantillonnage. Ensuite, nous examinons les diverses façons dont les plans d'échantillonnage de l'Étude canadienne sur l'incidence (ECI) et de la National Incidence Study (NIS) des États-Unis se sont éloignés de l'échantillonnage aléatoire simple pour examiner l'incidence des effets résultant du plan d'échantillonnage. Enfin, nous traitons de ce que devraient faire les chercheurs pour tenir compte des effets du plan d'échantillonnage au moment d'analyser ces données.

Méthodes d'échantillonnage probabiliste

L'échantillonnage aléatoire simple est une forme d'échantillonnage probabiliste. Les méthodes d'échantillonnage probabiliste sont très différentes des méthodes d'échantillonnage non probabiliste comme l'échantillonnage de commodité,

l'échantillonnage dirigé ou l'échantillonnage en boule de neige. Dans l'échantillonnage probabiliste, un échantillon est prélevé selon une démarche aléatoire qui attribue à chacun des membres de la population une probabilité connue d'être sélectionné.

L'échantillonnage aléatoire simple (EAS) est une méthode de sélection d'un échantillon d'une population qui donne à chacun des membres de la population une chance égale – et indépendante – d'être sélectionné. Nous pourrions tirer un échantillon aléatoire en numérotant tous les membres de la population, puis en dressant une liste des numéros aléatoires selon une répartition uniforme, puis utiliser la liste de numéros aléatoires pour extraire les membres de l'échantillon. Il existe d'autres méthodes équivalentes (p. ex. tirer les noms d'un chapeau).

En pratique, les spécialistes des recherches par sondage ont rarement recours à l'échantillonnage aléatoire simple et préfèrent plutôt une méthode différente d'échantillonnage probabiliste parce qu'elle est pratique et économique ou parce qu'elle a d'autres conséquences importantes qui sont souhaitables.

L'échantillonnage systématique sert parfois à se rapprocher de l'EAS parce qu'il est plus pratique. Cette méthode part d'une liste de la population. Un pas d'échantillonnage (k) est défini afin de produire la taille souhaitée d'échantillon ($k=N/n$, où N est la taille de la population et n la taille souhaitée de la population). Un numéro aléatoire unique est généré afin d'identifier le premier membre de l'échantillon, puis le membre se trouvant à chaque pas de l'échantillonnage qui suit sur la liste est aussi intégré à l'échantillon. Il convient de souligner que chaque membre a une chance égale d'être sélectionné avec cette méthode, mais cette chance n'est pas indépendante une fois que le premier membre de l'échantillon a été identifié. C'est pour cette raison que les chercheurs

s'évertuent à classer la liste de population à l'avance pour s'assurer que les différents sous-groupes sont répartis uniformément dans la liste.

L'échantillonnage stratifié est utilisé lorsqu'il est important que l'échantillon reflète de près les caractéristiques particulières de la population (p. ex. la proportion de membres qui vivent en région urbaine par opposition à ceux des régions rurales) ou pour assurer l'intégration de certains sous-groupes de la population. Pour dresser un échantillon stratifié, il faut d'abord diviser la population en sous-groupes homogènes (strates) puis tirer un échantillon distinct de chaque strate au moyen de la méthode d'EAS ou de l'échantillonnage systématique.

L'échantillonnage différentiel signifie l'utilisation de différentes probabilités d'échantillonnage au moment de prélever l'échantillon. Il est toujours utilisé en conjonction avec l'échantillonnage stratifié (bien que l'échantillonnage stratifié puisse être utilisé sans les taux d'échantillonnage différentiel). L'échantillonnage différentiel, souvent appelé *suréchantillonnage*, est adopté lorsque, pour certaines raisons, il faut un plus grand nombre de membres de certains sous-groupes qu'on pourrait s'y attendre si on appliquait des taux égaux d'échantillonnage. Par exemple, si l'on veut comparer des enfants d'âge préscolaire et d'âge scolaire, mais qu'on sait que la population n'a qu'une petite proportion d'enfants d'âge préscolaire, on peut choisir de suréchantillonner ce sous-groupe de manière à ce que l'échantillon comprenne un nombre suffisant de membres pour appuyer les analyses auxquelles on s'intéresse. Pour que les résultats de l'échantillon puissent être généralisés à la population, les données qui sont réunies au moyen de l'échantillonnage différentiel doivent être pondérées pour corriger les différentes probabilités de sélection.

L'échantillonnage en grappes signifie l'échantillonnage aléatoire de groupes (les «grappes») de membres, puis l'intégration de tous les membres des grappes sélectionnées dans l'échantillon, ou le prélèvement d'échantillons aléatoires de membre des grappes sélectionnées. Cette stratégie a deux avantages très importants pour les spécialistes des sondages :

- Il n'est pas nécessaire d'avoir au préalable la liste exhaustive de tous les membres de toutes les grappes – seuls les membres des grappes sélectionnées doivent figurer sur la liste;
- Lorsque les grappes sont des unités géographiques, la collecte des données peut être extrêmement économique – l'échantillon de référence sera concentré dans des régions précises, ce qui fait que le recrutement et la collecte des données peuvent être ciblés et les coûts de déplacement réduits.

Ces avantages font la grande popularité de la méthode d'échantillonnage en grappes pour les enquêtes démographiques. Lorsque les membres sont échantillonnés au sein des grappes, la méthode est appelée *échantillonnage en grappes à plusieurs degrés*, ou parfois tout simplement *échantillonnage à plusieurs degrés*. Les échantillons prélevés des grappes sont souvent sélectionnés selon des taux différents. Le cas échéant, les données doivent être pondérées et l'analyste doit appliquer un coefficient de pondération pour tirer les conclusions justes concernant la population visée. Comme nous allons le voir plus loin, en plus de la correction selon le taux d'échantillonnage différentiel, il y a d'autres raisons d'attribuer différents coefficients de pondération aux échantillons, notamment à titre de correction pour les pertes attribuables à l'absence de réponse ou pour la correction de l'échantillon à des paramètres de population connus (connus comme *correction après stratification*). Quelle que soit la source des différents coefficients de pondération, ils auront une incidence similaire sur l'effet du plan d'échantillonnage.

Effets du plan d'échantillonnage

Aucun échantillon ne reflète parfaitement sa population originale (Deming, 1950). Une source d'erreur, l'ampleur de l'erreur d'un échantillon peut être mesurée en échantillons probabilistes, que révèle l'erreur-type. Comme nous l'avons dit plus tôt, le calcul de l'erreur-type d'une estimation d'échantillon est direct pour les échantillons prélevés avec la méthode d'EAS. Cependant, cette méthode est rarement utilisée dans la recherche-sondage. Toute méthode d'échantillonnage probabiliste qui diffère du simple échantillonnage aléatoire produit un effet de plan d'échantillonnage qui complique le calcul des erreurs-types. *L'effet du plan d'échantillonnage* est une mesure du degré auquel l'écart (ou l'erreur-type) d'une estimation est changé par la dérogation à l'échantillonnage aléatoire simple. Si l'on considère qu'un échantillon aléatoire simple a un effet de plan d'échantillonnage de 1, les échantillons dont les effets du plan d'échantillonnage sont de > 1 donneront des variances supérieures à celles d'échantillons EAS comparables, tandis que ceux dont les effets du plan d'échantillonnage sont de < 1 donneront des variances inférieures.

L'effet du plan d'échantillonnage résume les influences de tous les facteurs qui se répercutent sur les variances d'échantillonnage – stratification, différents facteurs de pondération et la mise en grappes. Généralement, la stratification tend à réduire l'effet du plan d'échantillonnage tandis que la pondération des échantillons largement variables tend à l'augmenter. La plupart du temps, la mise en grappes accroît les variances d'échantillon jusqu'à un niveau supérieur à celui qui serait obtenu avec un échantillon aléatoire de la même taille. Les membres d'une grappe sont généralement plus homogènes que les membres d'une population qui sont sélectionnés de façon

indépendante. Leur homogénéité est mesurée par corrélation intraclasse. Les corrélations intraclasse supérieures signifient que l'échantillon en grappes aura pour résultat des variances artificiellement faibles s'il est traité comme un échantillon EAS, et donc, il faut appliquer une méthode différente de calcul pour les corriger à la hausse pour neutraliser l'effet du plan d'échantillonnage.

Les effets du plan d'échantillonnage varient d'un sondage à l'autre puisqu'il y a de grandes différences entre les plans d'échantillonnage. Ils peuvent aussi varier entre divers facteurs mesurés dans un même sondage et entre les sous-groupes particuliers de population au sein d'un échantillon de sondage.

Les plans d'échantillonnage et les procédures de pondération des études ECI et NIS

Tant l'étude ECI que celle NIS ont eu recours à des plans d'échantillonnage complexes à plusieurs degrés (Sedlak et Burke, 1996; Trocmé et coll., 2001). Les deux études ont appliqué la méthode d'échantillonnage aléatoire stratifié pour sélectionner un échantillon d'organismes locaux de protection de l'enfance et elles ont ensuite toutes deux prélevé des échantillons d'enquêtes de ces organismes. En raison de ces procédures, les deux plans ont intégré les effets du plan d'échantillonnage dans les données recueillies.

Stratification et sélection des unités d'échantillonnage primaire (UEP). Le plan global d'échantillonnage des études ECI et NIS visait, dans les deux cas, à circonscrire un échantillon d'UEP qui corresponde aux territoires de compétence des services locaux d'aide à l'enfance. Au Canada, il y avait une liste à jour de ces services pouvant servir de population d'échantillonnage. Pour les provinces ou les territoires qui

étaient décentralisés, les organismes locaux d'aide à l'enfance étaient définis comme les UEP; cependant, dans les provinces et les territoires centralisés, les UEP étaient les bureaux de district ou bureaux régionaux. Aux États-Unis, il n'existait pas de liste exhaustive d'organismes d'aide à l'enfance à jour sur laquelle on pouvait compter. En même temps, les services locaux ont quasi universellement autorité sur un comté unique, donc les comtés ont été définis comme des UEP et l'échantillon a été défini comme ces organismes d'aide à l'enfance qui desservaient les comtés échantillonnés.

Le plan d'échantillonnage de l'étude ECI commençait avec une liste de 285 organismes d'aide à l'enfance. Ceux-ci ont été stratifiés par province ou territoire. Une strate distincte a aussi été créée pour neuf organismes autochtones qui désiraient participer à l'étude. Chaque province ou territoire ayant moins de 275 000 enfants dans la population générale a été défini comme une strate unique. Les secteurs de service des plus grands territoires ou provinces ont en plus été stratifiés par région et par taille de service. Un total de cinquante et une strates ont pu ainsi être définies et un organisme d'aide à l'enfance a été sélectionné dans chaque strate. La sélection a été aléatoire à quatre exceptions près (trois pour éviter les coûts de déplacement prohibitifs dans le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest, et un pour permettre la participation d'un organisme autochtone supplémentaire après la constitution des échantillons). Cinq services ont refusé de participer et ont été remplacés par cinq services additionnels sélectionnés de façon aléatoire parmi le groupe restant de la strate touchée.

Comme nous l'avons mentionné ci-dessous, les territoires de compétence des organismes d'aide à l'enfance et leurs unités de service de protection de l'enfance (SPE) sont généralement déterminés en fonction des limites des comtés aux États-Unis. Par

conséquent, les unités d'échantillonnage primaire (UEP) de l'étude NIS se composaient d'un échantillon représentatif des comtés de tout le pays. La population consistait en 3 141 comtés qui existaient au moment du recensement de 1990. Les comtés d'au moins 2 800 enfants d'âge scolaire étaient traités comme des UEP d'un comté unique, les écoles étaient considérées comme des UEP d'un comté unique, mais celles qui comptaient moins d'enfants étaient regroupées avec des comtés adjacents de taille similaire pour former des UEP de multiples comtés avec au moins 2 800 enfants d'âge scolaire. Un dossier de niveau UEP a été créé. Il contenait 2 529 enregistrements – 2 123 UEP de comté unique et 406 UEP de multiples comtés. Une mesure a été attribuée à chaque UEP, dont la taille était égale à la population de jeunes âgés de 0 à 17 ans en 1990¹. L'approche fondamentale de l'étude NIS-3 était de procéder à une stratification implicite des UEP en classant la liste en fonction des quatre régions principales de recensement (nord-est, sud-est, centre et ouest) et du degré d'urbanisation (secteur statistique du grand métropolitain, (SSGM), autres SSGM, et non SSGM). Lorsque l'échantillonnage aléatoire systématique est appliqué à une liste ainsi classifiée, l'échantillon qui en résulte est susceptible d'englober des éléments de chacune des strates implicites. Un échantillon de 40 UEP a été systématiquement prélevé de la liste au moyen de la probabilité proportionnelle à la taille (PPT)². Cela signifie que les UEP à forte population d'enfants étaient nettement plus susceptibles d'être sélectionnées pour l'échantillon que celles ayant une moins grande population d'enfants. L'échantillon final comportait 38 UEP de

¹ Ce qui suit est une description simplifiée des procédures d'échantillonnage de l'étude NIS-3. La méthodologie était passablement plus complexe que celle décrite ici puisqu'elle englobait aussi deux sélections de certitude et comprenait une procédure qui maximisait le chevauchement de l'échantillon de comté NIS-3 avec celui de NIS-2. Voir Sedlak et Burke (1996). L'approche appliquée était une généralisation de la méthode Keyfitz décrite par Brick, Morganstein et Wolters (1987).

² Dans l'échantillonnage de PPT, on attribue à chaque UEP une mesure de taille cumulative déterminée par l'addition successive du nombre d'enfants à l'école dans les UEP au nombre d'écoles de toutes les UEP antérieures de la liste. L'UEP initiale est

comtés uniques et deux des groupes de petits comtés, chacun comprenant deux comtés. Tous les organismes de l'échantillon ont participé à l'étude NIS et ainsi, les données ont été recueillies auprès de 42 organismes locaux.

Échantillons de dossiers. Dans chaque organisme participant, pour l'étude ECI, des échantillons de dossiers ouverts ont été prélevés dans les trois derniers mois de l'année 1998 (de octobre à décembre). Dans la plupart des organismes, tous les dossiers ont été retenus. À Toronto, un échantillon séquentiel des dossiers a été prélevé à divers bureaux auxiliaires, chaque bureau participant pour une période plus courte. Tous les dossiers ont été examinés pour éliminer ceux ne contenant ni allégation, ni soupçon de violence, à aucun moment (p. ex. les dossiers ouverts à des fins de service plutôt que d'enquête), puis transformés en dossiers d'enfants, un dossier étant établi pour chaque enfant faisant l'objet d'une enquête. L'échantillon final comportait 7 672 enfants qui avaient fait l'objet d'enquête pour violence (Trocmé et coll., 2001).

L'étude NIS a été conçue pour aller au-delà des enfants maltraités qui avaient été portés à l'attention des organismes de protection de l'enfance, donc dans chaque comté, un certain nombre de catégories d'organismes sentinelles distincts sont aussi échantillonnées et on a demandé aux professionnels communautaires de ces organismes de remettre les dossiers où il y avait soupçon de violence pour l'étude (Sedlak et coll., 1997). Cependant, le présent document ne s'intéresse qu'aux dossiers de l'étude NIS qui sont recueillis auprès d'organismes de protection de l'enfance, puisque cette composante est directement parallèle aux dossiers visés dans le plan d'échantillonnage de l'étude ECI. Dans chaque comté de l'étude NIS, on a demandé à l'organisme de protection de

sélectionnée au moyen d'un chiffre aléatoire, puis l'échantillonnage aléatoire systématique sert à sélectionner le reste de l'échantillon avec l'intervalle de saut défini en nombre d'enfants et appliqué aux totaux cumulatifs.

l'enfance de fournir de l'information sur les dossiers qui avaient été acceptés à des fins d'enquête durant la période de trois mois de l'automne de l'année 1993 (du 5 septembre au 4 décembre). L'objectif visé était d'obtenir un échantillon global d'environ 4 000 dossiers d'enquête au niveau de la famille, tout en minimisant la variabilité de la pondération qui en résultait. Les cas de fatalité ont été retenus avec certitude, tandis que les dossiers restants ont été intégrés à la liste selon la date de déclaration et un échantillon a été sélectionné au moyen de la méthode d'échantillonnage aléatoire systématique. En faisant cette distinction, le NIS introduisait des différences dans les taux d'échantillonnage des dossiers, qui ont contribué à l'effet du plan d'échantillonnage. Cependant, l'étude NIS incorporait aussi une stratégie de compensation de la pondération sur d'autres dossiers, autant que possible, afin de réduire l'effet du plan d'échantillonnage. Les facteurs de pondération peuvent être maintenus à un niveau quasi uniforme en sélectionnant un échantillon qui «s'autopondère» – c'est-à-dire en établissant l'indice de pondération des dossiers au sein de l'organisme à un niveau proportionnel au taux de sélection des UEP de manière à ce que le produit de ces deux taux soit le même, ou presque, dans toutes les UEP. Comme dans l'étude ECI, il a aussi été nécessaire, dans l'étude NIS, de transformer en dossiers au niveau de l'enfant les dossiers au niveau de la famille qui comportaient des données d'enquête. Une fois cette transformation faite, l'échantillon de dossiers de l'étude NIS comportait les dossiers de 5 321 enfants qui avaient fait l'objet d'enquête relativement à de la violence³.

Procédures de pondération. Tous les rapports en double ont été extraits des échantillons de dossiers ECI, et une procédure de pondération en deux étapes a été

³ Les utilisateurs noteront qu'il y a 7 263 dossiers au niveau de l'enfant dans la base de données NIS3 CPS seulement, mais que 1 942 de ceux-là concernent des enfants qui n'avaient pas fait l'objet d'une enquête (ils habitaient seulement dans des foyers où vivaient

appliquée (Trocmé et coll., 2001). Les dossiers ont d'abord été pondérés sur une base annuelle afin de permettre aux échantillons sur 3 mois de représenter les enfants qui avaient fait l'objet d'une enquête tout au long de l'année civile. *La pondération sur une base annuelle* a été définie pour chaque organisme comme l'inverse du nombre de dossiers fermés sur le nombre total de dossiers ouverts au cours de l'année. La stratégie d'assignation de coefficients de pondération aux dossiers de l'échantillon afin que leur distribution pondérée soit conforme aux caractéristiques connues de la population cible s'appelle «poststratification». Ici, la pondération faisait en sorte que, pour chacun des organismes, le total de l'échantillon pondéré soit égal au total de la population connue (le total annuel de dossiers). Ce faisant, la «pondération sur une base annuelle» annualisait simultanément les données de l'étude et introduisaient un facteur de correction pour les dossiers manquants (c.-à-d. corrigé pour la non réponse de l'échantillon)⁴.

À la suite de cela, la *pondération selon les régions* a été appliquée. Les facteurs de pondération selon les régions ont aussi été établis pour chaque organisme, selon la proportion de la population d'enfants de l'organisme échantillonné en comparaison avec la taille de la population d'enfants dans la strate (province, territoire ou région). Là encore, c'est une autre variante de stratégie de poststratification. Dans ce cas-ci, la population cible elle-même (c.-à-d. toutes les enquêtes sur des enfants de la strate) reste inconnue, mais on part de l'hypothèse que la population générale d'enfants, tant au niveau de l'organisme que de la strate, peut servir d'indicateur. Cette pondération est

d'autres enfants faisant l'objet d'une enquête relative à de la violence).

⁴ Les taux de réponse ont été calculés en comparant le nombre total de dossiers ouverts pendant la période de référence avec le nombre de formules de données reçues. Tous les sites n'ont pas pu indiquer le nombre de dossiers ouverts pendant la période, mais parmi ceux qui ont pu le faire, le taux de réponse global a été de 90 p. 100, allant de 75 à 100 p. 100 entre tous les services.

essentielle pour s'assurer que chaque dossier représente le nombre correct d'enfants de la région.

Dans l'étude NIS, il y avait quatre composantes des coefficients définitifs de pondération – un coefficient d'UEP, un coefficient de dossier, un coefficient de correction pour la non réponse et un coefficient de pondération sur une base annuelle (Sedlak et coll., 1997). Les deux premiers multiplicateurs étaient corrigés pour la probabilité de sélectionner l'UEP et la probabilité de sélectionner le dossier de l'organisme, respectivement (c.-à-d. les coefficients de pondération ont été calculés à l'inverse de ces probabilités). Comme nous l'avons mentionné ci-dessus, l'échantillon de l'étude NIS a été conçu pour minimiser l'effet du plan d'échantillonnage en faisant en sorte que, après la combinaison des composantes du niveau de l'UEP et du dossier, les dossiers auraient des coefficients de pondération relativement similaires.

La troisième étape de la pondération, dans l'étude NIS, consistait en l'application de deux types de correction pour perte de données. Un était un multiplicateur standard de correction pour non réponse qui compensait pour les dossiers manquants. Il était calculé pour chaque organisme et permettait aux dossiers complétés de représenter l'échantillon intégral original des dossiers de l'organisme. Lorsque que l'état de corroboration des dossiers manquants était connu, les corrections pour non réponse étaient définies séparément pour les dossiers des différentes catégories d'état (c.-à-d. les dossiers corroborés complétés étaient élargis pour représenter l'ensemble des dossiers échantillonnés corroborés, tandis que les dossiers non fondés complétés représentaient tous les dossiers non fondés échantillonnés de l'organisme). L'étude NIS employait aussi une seconde correction pour perte de données afin de compenser le fait que certains

organismes avaient fourni des listes de dossiers incomplètes pendant la période de référence (c.-à-d. les échantillons de dossiers avaient été sélectionnés au sein de cadres déficients). Il convient de souligner que ces deux corrections pour perte de données introduisaient des écarts dans les coefficients finaux de pondération, qui à leur tour ont contribué à l'effet du plan d'échantillonnage de l'étude NIS.

Les coefficients de pondération sur une base annuelle, dans l'étude NIS, ont été définis au moyen d'une étude distincte qui a obtenu les données sur l'ensemble de l'année des dossiers corroborés de tous les organismes de l'échantillon de l'étude NIS. Ces données n'étaient pas reproduites pour les 3 mois correspondant à la période de référence de l'étude NIS et pour l'année entière. Parce qu'on savait qu'une baisse importante des rapports provenant des écoles survenait pendant la période estivale, des multiplicateurs distincts de pondération sur une base annuelle ont été calculés pour les cas signalés par les écoles et pour ceux provenant d'autres sources. Les dossiers échantillonnés provenant de l'étude NIS principale ont été pondérés par le multiplicateur de pondération sur une base annuelle associé à leur source de déclaration. D'un côté, le fait que les coefficients de pondération sur une base annuelle de l'étude NIS étaient calculés et appliqués au niveau national (plutôt qu'au niveau de l'UEP) évitait l'intervention d'écarts dans les coefficients de pondération des dossiers, ce qui a aidé à minimiser l'effet du plan d'échantillonnage; d'un autre côté, la différenciation de multiplicateurs distincts sur une base annuelle pour les écoles et pour d'autres sources de déclaration a accru l'effet du plan d'échantillonnage sur l'étude NIS.

Élimination des doubles comptes. Il convient de souligner que les unités de mesure des deux études différaient en raison des écarts, dans la mesure où les rapports en

double sur le même enfant pouvaient être repérés et pris en considération. Bien que cela n'ait pas d'incidence sur les effets du plan d'échantillonnage en tant que tels, la question a une certaine incidence sur la comparabilité entre les deux études, même lorsque les données et les définitions parallèles sont prises en considération. De plus, il est utile de se souvenir que, bien que les effets du plan d'échantillonnage concernent l'erreur d'échantillonnage dans les sondages, il faut aussi avoir conscience de l'erreur non imputable à l'échantillonnage, au moment d'analyser les conclusions du sondage et de les diffuser.

Comme on l'a mentionné ci-dessus, les dossiers en double, dans l'étude ECI, qui concernaient le même enfant, ont été supprimés des échantillons – et ainsi les échantillons ont été transformés en unités au niveau de l'enfant avant qu'une pondération soit entreprise. De plus, les multiplicateurs de pondération par région ont été calculés à partir des données sur la population d'enfants, et donc, le multiplicateur de deuxième étape était aussi au niveau de l'enfant. Cependant, comme il n'était pas possible de recenser les enquêtes en double portant sur un enfant donné dans les statistiques annuelles d'enquête ayant servi à faire le calcul des coefficients de pondération sur une base annuelle, ces multiplicateurs de première étape ont été exprimés en termes d'enquête-enfant. Par conséquent, l'étude ECI est réputée pour fournir des évaluations d'enquêtes-enfants plutôt que des évaluations d'enfants (Trocmé et coll., 2001).

Dans l'étude NIS, les dossiers en double, dans le cadre de l'organisme, ont été circonscrits autant que possible et omis dans l'échantillon. Par la suite, tous les dossiers en double de l'échantillon ont été recensés, les coefficients de pondération de chaque dossier en double examiné, et un coefficient unifié de pondération a été assigné en tenant

compte de la sélection multiple de l'enfant dans l'échantillon. Les coefficients de pondération sur une base annuelle ont été, comme nous l'avons mentionné ci-dessus, calculés d'après les données, dont les doubles comptes ont été éliminés, sur les enfants, et ces coefficients n'ont été appliqués qu'après que les dossiers multiples d'enquête sur un enfant donné ont pu être unifiés. L'étude NIS fournit des estimations dont les doubles comptes ont été éliminés du nombre d'enfants maltraités (Sedlak et coll., 1997).

Estimation des effets du plan d'échantillonnage dans les études ECI et NIS

Méthode. La présente partie du document porte sur l'estimation des erreurs d'échantillonnage et les effets du plan d'échantillonnage, et la comparaison des évaluations des études ECI et NIS. L'échantillonnage de ces deux études a été conçu de manière à ce que les erreurs-types puissent être estimées au moyen de la méthode de «grappe extrême» (Hansen, Hurwitz et Madow, 1953). La grappe extrême est un regroupement de dossiers à des fins d'estimation de la variance. Les grappes extrêmes approximatives, pour les deux études, sont les UEP, c'est-à-dire les secteurs de service des organismes de protection de l'enfance pour l'étude ECI, et les comtés pour l'étude NIS. En général, le recours aux grappes extrêmes pour l'estimation de l'erreur d'échantillonnage reflète les gains de précision obtenus de la stratification et la perte de précision attribuable au regroupement de dossiers au sein des UEP.

Les erreurs d'échantillonnage, pour les statistiques descriptives des deux études, sont calculées au moyen de la méthode du jackknife (Rust, 1985). Pour utiliser cette méthode, les UEP de non certitude sont regroupées par deux (ou par trois) et, au sein des UEP de certitude, les unités secondaires sont regroupées par deux. Ces groupements sont

appelés des strates d'estimation de la variance. La construction de strates d'estimation de la variance est expliquée avec plus de précision dans les rapports techniques de sondage. Le but visé est de former des paires (ou groupes) d'UEP qui ont été échantillonnées et venant de strates aux caractéristiques similaires. Au total, 25 strates de variance ont été établies pour l'étude ECI et 21 pour l'étude NIS. Une fois que les strates de variance sont définies, l'estimation des erreurs d'échantillonnage peut être effectuée au moyen du logiciel WesVar de Westat, pour préparer les coefficients de pondération parallèles et générer des estimations jackknife.

L'effet du plan d'échantillonnage peut être estimé en comparant la variance obtenue après examen du plan complexe avec la variance calculée en laissant de côté le plan, c'est-à-dire en utilisant les données tirées du plan mais en traitant ces données comme si elles provenaient d'un échantillon aléatoire simple. Cette méthode d'évaluation de l'effet du plan d'échantillonnage est efficace si le plan s'autopondère (c.-à-d. qu'un coefficient de pondération égal est appliqué à tous les dossiers). Cependant, ni l'étude ECI, ni l'étude NIS ne s'autopondère. Par conséquent, cette approximation de la variance d'un échantillon aléatoire simple comporte l'effet positif de la stratification, mais néglige l'effet de la mise en grappes. Puisque l'effet de la mise en grappes tend à dominer la différence entre la variance de plan d'échantillonnage et la variance de l'échantillonnage aléatoire simple, l'approximation donne lieu à des estimations des effets du plan d'échantillonnage supérieures à ce qu'elles seraient si la grappe pouvait être prise en considération. Néanmoins, les estimations des effets du plan d'échantillonnage qui sont générées au moyen de cette approximation sont utiles pour évaluer les plans d'échantillonnage des deux études.

Effets du plan d'échantillonnage estimés dans les études ECI et NIS. Le tableau 1 illustre les erreurs-types et les effets du plan d'échantillonnage pour les estimations de pourcentages d'enquêtes-enfants corroborées ou suspectées (dans l'étude ECI) et des enfants corroborés ou signalés (dans l'étude NIS) parmi tous ceux qui ont fait l'objet d'une enquête dans chaque étude. Le tableau comporte aussi les estimations d'enquêtes-enfants (ou enfants) qui étaient corroborées ou suspectées (ou corroborées ou signalées) pour différents types de violence et montre leur pourcentage parmi tous les dossiers corroborés ou signalés (corroborés ou suspectés). L'échantillon de l'étude ECI contenait 5 143 enquêtes-enfants corroborées ou suspectées. Le pourcentage pondéré des dossiers corroborés parmi ceux qui ont fait l'objet d'une enquête s'élève à 67 p. 100, l'erreur-type de ce pourcentage estimé s'établissant à 1,7 p. 100, et l'effet du plan d'échantillonnage est de 9,78. Par contraste, l'échantillon de l'étude NIS comportait 1 917 dossiers corroborés ou signalés. Cela correspond à un pourcentage pondéré de 37 p. 100 des dossiers ayant fait l'objet d'une enquête, l'erreur-type de ce pourcentage estimé s'établissant à 2,5 p. 100, et le coefficient d'effet du plan d'échantillonnage est supérieur à 13,7. Les différents pourcentages de dossiers corroborés reflètent les différences de pratique des organismes lors des procédures de mise en action et d'enquête. Par type de dossiers indiqués, cependant, les coefficients d'effet du plan d'échantillonnage des estimations de l'étude ECI sont très variables, allant de 1,7 à 18,7. Par comparaison, les coefficients d'effet du plan d'échantillonnage des estimations de l'étude NIS sont plus uniformes, entre 1,47 et 3,26 (voir la Figure 1).

Tableau 1. Pourcentages estimés, erreurs-types et effets du plan d'échantillonnage – Études ECI et NIS

Enquête	Taille échant.	Total pondéré	Pourcentage pondéré	Erreur-type	Effet du plan
ECI – corroboré ou soupçonné	5 143	90 869	67	1,7	9,8
Violence physique	1 641	29 374	32	2,8	18,7
Négligence physique	572	9 554	11	0,6	1,7
Abus sexuel	553	9 937	11	1,0	5,6
NIS – corroboré ou signalé	1 917	875 872	37	2,5	13,7

Violence physique	506	231 672	27	1,8	3,3
Négligence physique	921	425 550	49	1,4	1,5
Abus sexuel	250	110 250	13	1,4	3,2

Effets du plan d'échantillonnage estimés et taille effective de l'échantillon pour les sous-groupes. Le Tableau 2 indique les pourcentages estimés de sujets masculins et féminins par type de cas signalé et les erreurs-types, les effets du plan d'échantillonnage et la taille effective des estimations dans les études ECI et NIS. Une façon de tirer parti des effets du plan d'échantillonnage est de diviser la taille réelle de l'échantillon par le coefficient d'effet du plan d'échantillonnage pour obtenir la taille «effective» de l'échantillon, c'est-à-dire la taille d'un échantillon aléatoire simple qui aurait la même précision que la taille du plan d'échantillonnage. Par exemple, dans les dossiers d'abus sexuel corroboré ou suspecté, l'échantillon de l'étude ECI comportait 147 sujets masculins et 405 sujets féminins portant cette étiquette. Le coefficient d'effet du plan d'échantillonnage, pour le pourcentage estimé, était de 2,86 pour les deux sous-groupes, et donc, la taille effective des échantillons était d'environ 51 sujets masculins et 142 sujets féminins. L'échantillon de l'étude NIS comportait 54 sujets masculins et 196 sujets féminins victimes d'abus sexuel corroboré ou signalé. Le coefficient d'effet du plan d'échantillonnage pour les pourcentages estimés était de 1,2 dans les deux cas, par conséquent, la taille effective de l'échantillon était de 45 sujets masculins et 163 sujets féminins. Cela démontre que la taille effective de l'échantillon, pour ces sous-groupes, était comparable dans les deux études. N'oublions pas que les estimations des effets du plan d'échantillonnage sont approximatives. Les effets du plan d'échantillonnage d'un coefficient inférieur à 1 sont généralement associés à des sous-groupes de petite taille et à des caractéristiques parcimonieusement réparties sur tout

l'échantillon, c'est-à-dire qu'elles ne sont pas en grappe. En général, en raison de l'erreur d'échantillonnage, ces estimations devraient être considérées proches de 1,0 et elles ont été établies à 1,0 dans les tableaux du présent document.

Tableau 2. Pourcentages estimés de sujets masculins et féminins par type de violence et de négligence signalée, erreurs-types, effets du plan d'échantillonnage et taille effective de l'échantillon – Études ECI et NIS

Cas corroborés, signalés ou suspectés	Sexe	Estimation pondérée	Pourcentage pondéré	Erreur-type	Effet du plan	Taille échant.	Taille effective échant.
ECI Violence physique	Filles	13 156	45	1,1	1,0	730	730
	Garçons	16 189	55	1,1	1,0	906	906
Négligence physique	Filles	4 967	52	3,8	3,3	284	86
	Garçons	4 583	48	3,8	3,3	287	87
Abus sexuel	Filles	7 043	71	3,3	2,9	405	142
	Garçons	2 834	29	3,3	2,9	147	51
NIS Violence physique	Filles	117 024	51	3,3	2,2	249	113
	Garçons	114 648	49	3,3	2,2	257	117
Négligence physique	Filles	215 068	51	2,0	1,4	475	335
	Garçons	209 321	49	2,0	1,4	445	318
Abus sexuel	Filles	87 511	79	2,8	1,2	196	163
	Garçons	22 739	21	2,8	1,2	54	45

Effets de la mise en grappes sur les effets du plan d'échantillonnage et la taille effective de l'échantillon. Les effets de la mise en grappes sur les estimations des erreurs-types et des effets du plan d'échantillonnage sont moins intuitifs. En général, l'erreur-type a tendance à diminuer tandis que la taille de l'échantillon augmente. Pour les études complexes comme les études ECI et NIS, cette tendance n'est pas linéaire. Le fait que l'échantillon soit en grappes fait que les grosses grappes ont des erreurs-types relativement plus importantes qui ne peuvent être justifiées seulement par la taille de l'échantillon (parce que l'effet du plan d'échantillonnage attribuable à la corrélation entre catégories est amplifié dans les grosses grappes). Le tableau 3 indique les pourcentages estimés de groupes ethniques raciaux par type de violence et de négligence signalées, les erreurs-types, les effets du plan d'échantillonnage et la taille effective de l'échantillon des études ECI et NIS. Quelques variables affichent des effets du plan

d'échantillonnage exceptionnellement élevés. Par exemple, dans l'étude ECI, l'indice d'effet, dans les dossiers d'Autochtones relatifs à la négligence physique, est de 32,4. Dans l'étude NIS, l'effet du plan d'échantillonnage, chez les Amérindiens victimes de négligence physique, est de 33,7. Ces coefficients élevés sont indicateurs de l'homogénéité des grappes. La figure 2 indique la taille effective de l'échantillon, pour les cas signalés, par race, dans les études ECI et NIS. La petite taille de l'échantillon, dans les deux études, incite à la prudence lors de l'analyse de ces petits sous-groupes.

Tableau 3. Pourcentages estimés de groupes ethniques raciaux par type de violence et de négligence signalées, erreurs-types, effets du plan d'échantillonnage et taille effective de l'échantillon – Études ECI et NIS

Cas corroborés, signalés ou suspectés	Race	Estimation pondérée	Pourcentage pondéré	Erreur-type	Effet du plan	Taille échant.	Taille effective échant.
ECI Violence physique	Blanche	21 030	72	3,4	9,0	849	94
	Autochtone	2 609	9	2,4	12,1	127	11
	De l'Asie et du Pacifique	834	3	0,3	1,0	91	91
	Latino-américaine	150	1	0,3	2,4	13	5
	Noire	742	3	0,3	1,0	64	64
Négligence physique	Blanche	5 129	54	11,6	30,9	209	7
	Autochtone	2 055	22	9,8	32,4	82	3
	De l'Asie et du Pacifique	51	1	0,1	1,0	8	8
	Latino-américaine	308	3	3,0	16,3	6	0
	Noire	99	1	0,1	1,0	8	8
Abus sexuel	Blanche	7 040	71	4,7	6,0	254	42
	Autochtone	728	7	3,6	10,7	42	4
	De l'Asie et du Pacifique	105	1	0,4	1,0	6	6
	Latino-américaine	12	0	0,0	1,0	1	1
	Noire	206	2	0,8	1,6	12	7
NIS Violence physique	Blanche	123 649	53	4,3	3,8	276	72
	Amérindienne	11 750	5	3,4	12,3	17	1
	De l'Asie et du Pacifique	4 303	2	0,8	1,7	10	6
	Hispanique	36 413	16	2,6	2,6	79	30
	Noire	42 149	18	3,1	3,4	96	29
Négligence physique	Blanche	205 635	48	4,7	8,2	454	56
	Amérindienne	16 533	4	3,7	33,7	20	1
	De l'Asie et du Pacifique	2 691	1	0,4	2,1	9	4
	Hispanique	72 681	17	2,9	5,4	162	30
	Noire	102 193	24	3,8	7,5	231	31
Abus sexuel	Blanche	77 228	70	4,9	2,9	165	57
	Amérindienne	131	0	0,1	1,0	3	3
	De l'Asie et du Pacifique	671	1	0,5	1,0	2	2
	Hispanique	11 503	10	2,7	2,0	31	15
	Noire	9 166	8	3	3,0	26	9

Effets de la variation de la pondération de l'échantillonnage sur les effets du plan d'échantillonnage. Une autre source de variation dans l'estimation des effets du

plan d'échantillonnage est la variation de la pondération de l'échantillonnage. Les effets du plan d'échantillonnage sont accrus lorsque la pondération de l'échantillonnage varie par rapport à l'autopondération. Les effets du plan d'échantillonnage diminuent tandis que l'efficacité de la stratification augmente. Une méthode d'estimation de l'effet de variation dans la pondération de l'échantillonnage sur l'effet du plan d'échantillonnage consiste à estimer un facteur d'inflation défini comme 1, plus le coefficient de variation de la pondération finale au carré (Kish, 1965). Ce facteur égale un pour un échantillon autopondéré. Dans un échantillon qui n'est pas autopondéré, c'est le facteur par lequel la variance des statistiques de l'échantillon est augmenté en raison de coefficients de pondération inégale de l'échantillon. Cette estimation est indicatrice de l'ampleur de la variance attribuable à la variation de la pondération. Pour l'étude ECI, le facteur d'inflation est assez élevé, à 2,34. Notons que cela est attribuable au fait qu'on ne s'est pas servi d'une approche PPT pour l'étude ECI. Ce facteur d'inflation signifie que la variance des estimations a augmenté d'environ 134 p. 100 en raison de variations dans la pondération, et l'erreur-type a augmenté d'environ 53 p. 100 (racine carrée de 2,34). Pour l'étude NIS, la pondération de l'échantillon était moins variable en raison du plan d'échantillonnage avec probabilité proportionnelle à la taille. Le facteur d'inflation attribuable à la pondération inégale est accru par un plus petit facteur de 1,44. Autrement dit, la variance des estimations de l'étude NIS était accrue d'environ 44 p. 100 en raison des variations de la pondération et l'erreur-type a augmenté d'environ 20 p. 100.

Analyse des données de sondages complexes

En raison de la complexité de la conception de ces études, les analystes doivent recourir à des mesures spéciales pour analyser les données des études ECI et NIS. Deux mesures sont d'importance vitale – l'utilisation des données *pondérées* et l'utilisation du progiciel statistique équipé pour composer de façon appropriée avec les effets du plan d'échantillonnage du sondage.

Les chercheurs devraient toujours analyser les données en utilisant les coefficients de pondération assignés à chaque cas. Ce coefficient est le produit final de plusieurs mesures de pondération décrites dans les pages qui précèdent. Les distributions, les totaux, les moyennes et les pourcentages seront biaisés s'ils sont fondés sur des données non pondérées. Même les corrélations et les modèles peuvent être gravement erronés s'ils ne tiennent pas compte des caractéristiques de conception qui sont encodées dans la pondération du sondage.

Supposons, par exemple, que les décès soient suréchantillonnés (c.-à-d. pris avec certitude) dans l'étude NIS. En conséquence, le pourcentage qu'ils représentent dans les dossiers de leur organisme est de beaucoup inférieur à celui qu'ils représentent parmi les dossiers de l'échantillon de l'étude NIS. Leur pourcentage fondé sur des données non pondérées pourrait gravement induire en erreur, mais leur pourcentage fondé sur les données pondérées reflétera précisément la répartition originale des dossiers dans l'organisme.

Bien que d'autres distorsions puissent être moins évidentes, l'absence de correction pour les écarts de pondération des dossiers fera que les conclusions ne pourront être généralisées à la population nationale d'enfants maltraités, ou au nombre

d'enquêtes-enfants. C'est-à-dire que, bien qu'une analyse non pondérée puisse décrire les dossiers de l'échantillon en tant que tels, les résultats n'auront aucune validité externe au-delà cet échantillon à moins que l'analyse soit effectuée avec des données pondérées. Les statisticiens conviennent que tous les facteurs cruciaux du plan d'échantillonnage doivent être pris en considération si l'on veut obtenir des résultats significatifs, et les facteurs sur la représentation de l'échantillon sont transmis dans les coefficients de pondération du sondage.

Pour calculer les variances et évaluer l'importance des différents tests, les programmes statistiques normalisés comme SAS ou SPSS partent de l'hypothèse que les données sont dérivées d'un échantillon aléatoire simple, dont les éléments de l'échantillon sont statistiquement indépendants les uns des autres. Cependant, le présent document a démontré que les effets du plan d'échantillonnage envahissent les données de sondage complexe – ce qui signifie généralement que les variances d'étude sont plus importantes qu'elles ne le seraient si les données étaient sélectionnées au moyen de l'échantillonnage aléatoire simple – et ainsi les programmes statistiques normalisés ne peuvent être utilisés parce qu'ils donnent lieu à des estimations de variance biaisées (Brogan, 1998; Korn et Graubard, 1995).

Cependant, comme nous l'avons expliqué dans les pages qui précèdent, les plans d'échantillonnage des deux études, ECI et NIS, se sont écartés de l'échantillonnage aléatoire à plusieurs égards, ayant introduit la variabilité dans la pondération des dossiers et employé des plans d'échantillonnage à plusieurs degrés qui comprenaient la mise en grappes des dossiers de services de protection de l'enfance au sein des organismes et, dans le cas de l'étude ECI, au sein des provinces, des territoires ou des régions.

Pour que les tests d'hypothèse donnent des résultats significatifs dans ce contexte, les utilisateurs doivent prendre des mesures spéciales pour calculer des estimations de la variance qui ne soient pas biaisées (Lee, Forthofer et Lorimor, 1989). Autrement, les conclusions sont faussées par l'effet d'erreur de spécification (Skinner, 1989). De plus, comme nous l'avons mentionné précédemment, l'ampleur de l'effet du plan d'échantillonnage varie selon l'analyse particulière, ce qui signifie qu'il n'y a pas de «truc» simple pour le contrer dans le contexte des programmes statistiques normalisés.

Il y a deux moyens principaux de calculer les variances précises et les tests d'hypothèse pour les données de plans complexes d'échantillonnage. L'un est la linéarisation par série de Taylor (Lavange, Stearns, Lafata, Koch et Shah, 1996)⁵, et l'autre est fondé sur les procédures de répétition (Brick, Morganstein et Valliant, 2000; Rust et Rao, 1996). Les estimations du rapport initial de l'étude ECI étaient produites avec la linéarisation par série de Taylor, mais les analyses subséquentes de la base de données ECI, et tous les travaux avec la base de données NIS ont appliqué la méthode de répétition telle qu'elle est implantée dans le progiciel, WesVar (Westat, 2000).

L'approximation par série de Taylor et les méthodes de répétition ne produisent pas des estimations identiques de l'erreur d'échantillonnage, mais les différences, dans la plupart des cas, sont minces (Kish et Frankel, 1970; Kish et Frankel, 1974). L'implication pratique importante est qu'une approximation distincte par série de Taylor doit être générée séparément pour chaque statistique, tandis qu'une fois que les coefficients de pondération parallèles ont été établis pour une base de données de sondage, l'approche de répétition emploie la même méthode pour toutes les statistiques estimées de la base de

données. Un autre avantage des méthodes de répétition est qu'elles peuvent servir à incorporer différentes corrections (p. ex. la correction de non réponse, les corrections de poststratification) aux estimations de la variance, de sorte que la variance associée à ces corrections peut elle aussi être prise en considération (Valliant, 1993).

Le concept de base des méthodes de répétition est qu'un certain nombre de sous-échantillons, ou de répétitions, est sélectionné dans l'échantillon principal, et chacun sert à concevoir l'estimation qu'on recherche, puis la variabilité entre ces diverses estimations parallèles sert à calculer l'erreur-type de l'estimation sur l'échantillon global.

Les analystes devraient savoir que les coefficients de pondération des dossiers et les coefficients parallèles sont déjà établis et fournis dans la base de données NIS. La base de données ECI, quant à elle, ne fournit que les coefficients de pondération des dossiers. Cependant, les coefficients parallèles, pour les données de l'étude ECI, peuvent facilement être établis avec WesVar, en spécifiant la strate de variance et les unités de variance. Les figures 3 à 6 qui suivent donnent des exemples pour illustrer la nature conviviale des écrans WesVar. La figure 3 montre les données NIS qui sont importées dans WesVar. Comme on peut le voir, le logiciel reconnaît maintenant les coefficients parallèles de pondération et les appliquera automatiquement pour déterminer les variances et l'importance des modèles, paramètres et tests statistiques. La figure 4 montre qu'il est possible d'utiliser WesVar pour créer des coefficients de pondération parallèles, ce qui sera nécessaire pour analyser les données ECI puisqu'ils ne sont pas fournis dans les fichiers à usage public. La figure 5 illustre la manière dont, une fois les données importées dans WesVar, il est très facile de demander des tableaux. Il convient de

⁵ Cette méthode est disponible dans les logiciels d'analyse spécialisée comme SUDAAN® (Research Triangle Institute, www.rti.org/patents/sudaan/survey_research.html), Stata (Stata Statistical Software, www.stata.com), et le Système généralisé

souligner qu'il est aussi possible d'établir les corrélations et d'intégrer des modèles de régression et des modèles logistiques dans WesVar. Enfin, la figure 6 illustre le résultat d'une simple demande de tableau WesVar. Cela a servi à compléter la section NIS du tableau 2 présenté dans une autre partie du document.

De plus amples renseignements sur WesVar figurent à l'adresse www.westat.com, et des échantillons détaillés d'analyses au moyen de WesVar avec les données de l'étude NIS-3 figurent dans le document *Public Use Files Manual* relatif à cette étude.

Références

- BRICK, M., D. MORGANSTEIN et R. VALLIANT. *Analysis of Complex Sample Data Using Replication*, 2000.
- BRICK, M., D. MORGANSTEIN et C. WOLTERS. *Additional uses for Keyfitz selection*, Compte rendu de la section sur les méthodes de recherche-sondage de l'American Statistical Association, p. 787-791, Alexandria, VA : American Statistical Association, 1987.
- BROGAN, D. J. *Pitfalls of Using Standard Statistical Software Packages for Sample Survey Data*, dans P. Armitage et T. Colton (éd.), *Encyclopedia of Biostatistics*, New York : John Wiley and Sons, 1998.
- DEMING, W. E. *Some theory of sampling*, Dover Publications Inc., New York, 1950.
- HANSEN, M. H., W. N. HURWITZ et W. G. MADOW. *Sample survey methods and theory*, vol. 1, New York, John Wiley and Sons, 1953.
- KORN, E. L. et B. I. GRAUBARD. *Examples of Differing Weighted and Unweighted Estimates from a Sample Survey*. *The American Statistician*, 1995, p. 49, 291-295.
- KISH, L. *Survey sampling*. John Wiley and Sons Inc., New York, 1965.
- LAVANGE, L. M., S. C. STEARNS, J. E. LAFATA, G. G. KOCH et B. V. SHAH. *Statistical Methods in Medical Research*, vol. 5, 1996, p. 311-329.
- LEE, E. S., R. N. FORTHOFFER et R. J. LORIMOR. *Analyzing Complex Survey Data*, Newbury Park, CA : Sage Publications, 1989.
- RUST, K. F. «Variance estimation for complex estimators in sample surveys» *Journal of Official Statistics*, 1985, vol. 1, n° 4, p. 381-397.
- RUST, K. F. et J. N. K. RAO. «Variance Estimation for Complex Surveys Using Replication Techniques», *Statistical Methods in Medical Research*, vol. 5, 1996, p. 283-310.
- SEDLAK, A. J., D. BROADHURST, G. SHAPIRO, G. KALTON, G. GOKSEL, J. BURKE, et J. BROWN. *Third National Incidence Study of Child Abuse and Neglect: Analysis Report*, Washington, D.C. : U.S. Department of Health and Human Services, 1997.
- SEDLAK, A. J., et J. Burke. *National Study of the Incidence of Child Abuse and Neglect: Sample Selection Report*. Rockville, MD : Westat. Préparé en vertu du contrat n° 105-91-1800 du U.S. Department of Health and Human Services, Washington, D.C., 1996.

- SEDLAK, A. J., E. HANTMAN et D. SCHULTZ. *Third National Incidence Study of Child Abuse and Neglect (NIS-3): Public Use Files Manual*. Washington, D.C. : U.S. Department of Health and Human Services, 1997.
- SKINNER, C. J. «Domain means, regression and multivariate analysis», dans C. J. SKINNER, D. HOLT et T. M. F. SMITH (éd.), *Analysis of Complex Surveys*, New York: John Wiley & Sons, 1989, p. 59-87.
- TROCMÉ, N., B. MACLAURIN, B. FALLON, J. DACIUK, D. BILLINGSLEY, M. TOURIGNY, M. MAYER, J. WRIGHT, K. BARTER, G. BURFORD, J. HORNICK, R. SULLIVAN et B. MCKENZIE. *Étude canadienne sur l'incidence des signalements de cas de violence et de négligence envers les enfants : Rapport final*, Ottawa, Ministre des Travaux publics et des Services gouvernementaux du Canada, 2001.
- VALLIANT, R. «Poststratification and conditional variance estimation», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 88, 1993, p. 89-96.
- WESTAT. *WesVarTM 4.0 User's Guide*, Rockville, MD: Westat, 2000.
- WOLTER, K. *Introduction to Variance Estimation*, New York: Springer-Verlag, 1985.

Figure 1. Effets du plan d'échantillonnage pour les pourcentages estimés ECI et NIS

Effets du plan d'échantillonnage pour les pourcentages estimés des études CIS et NIS Estimated Percentages

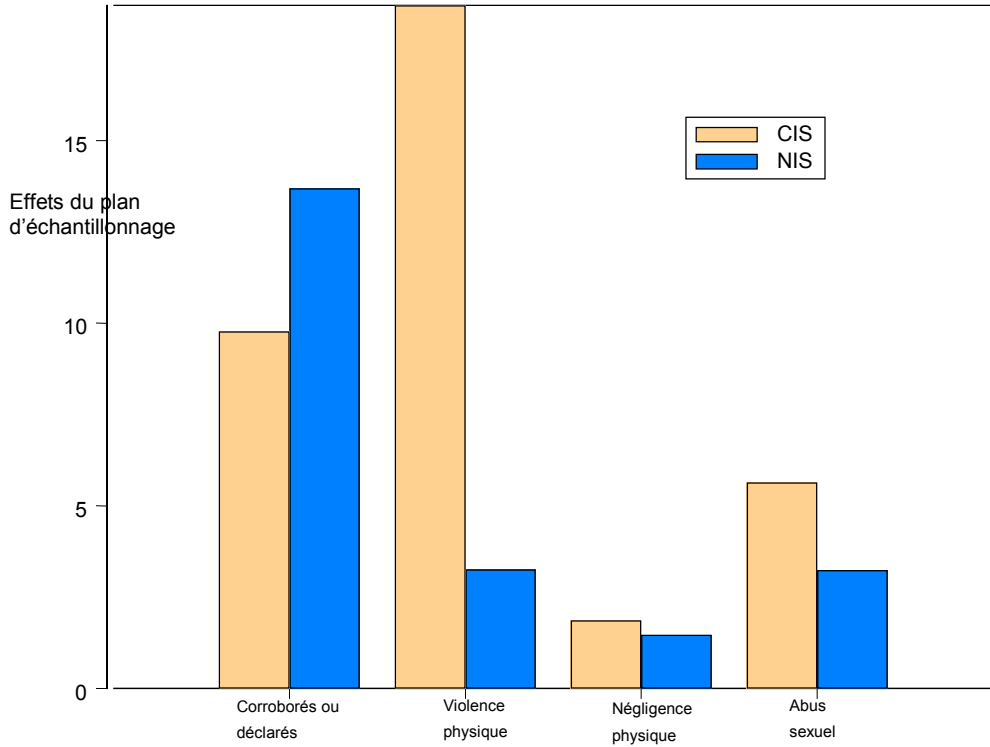


Figure 2. Taille effective de l'échantillon des études ECI et NIS par groupe ethnique racial et type de violence

Taille effective de l'échantillon dans les études ECI et NIS

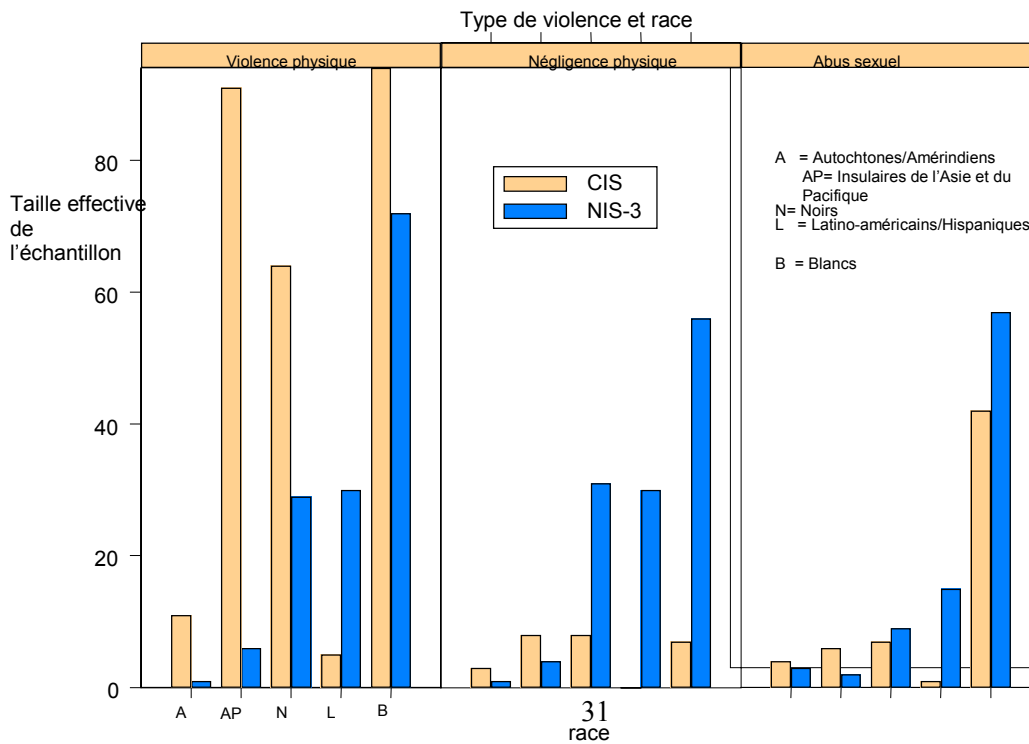


Figure 3. Écran de données WesVar, comportant les données importées de la base de données NIS-3

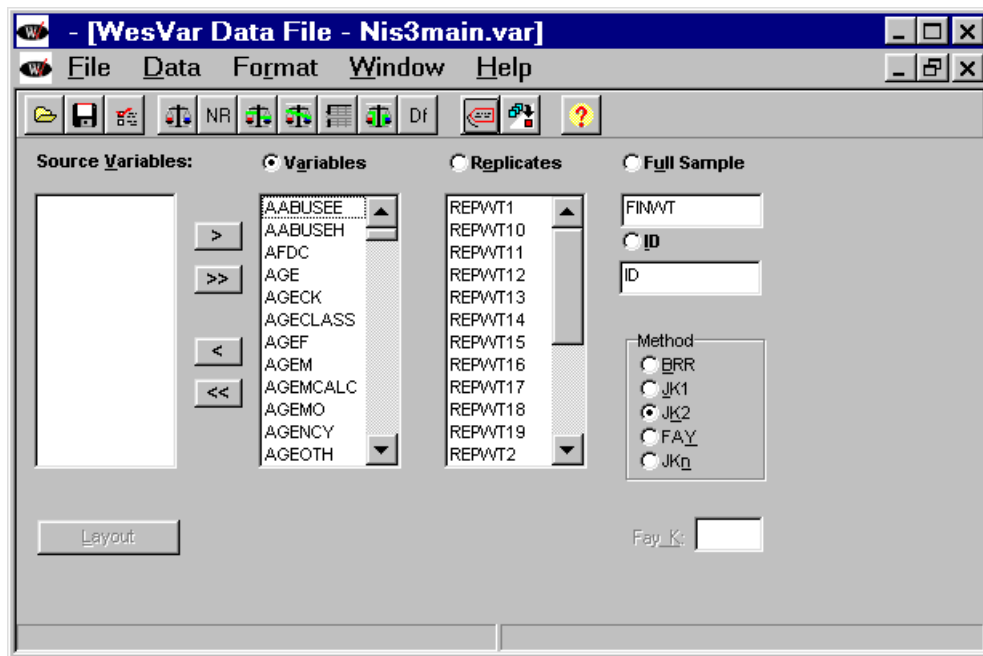


Figure 4. Écran WesVar de création des coefficients de pondération parallèles

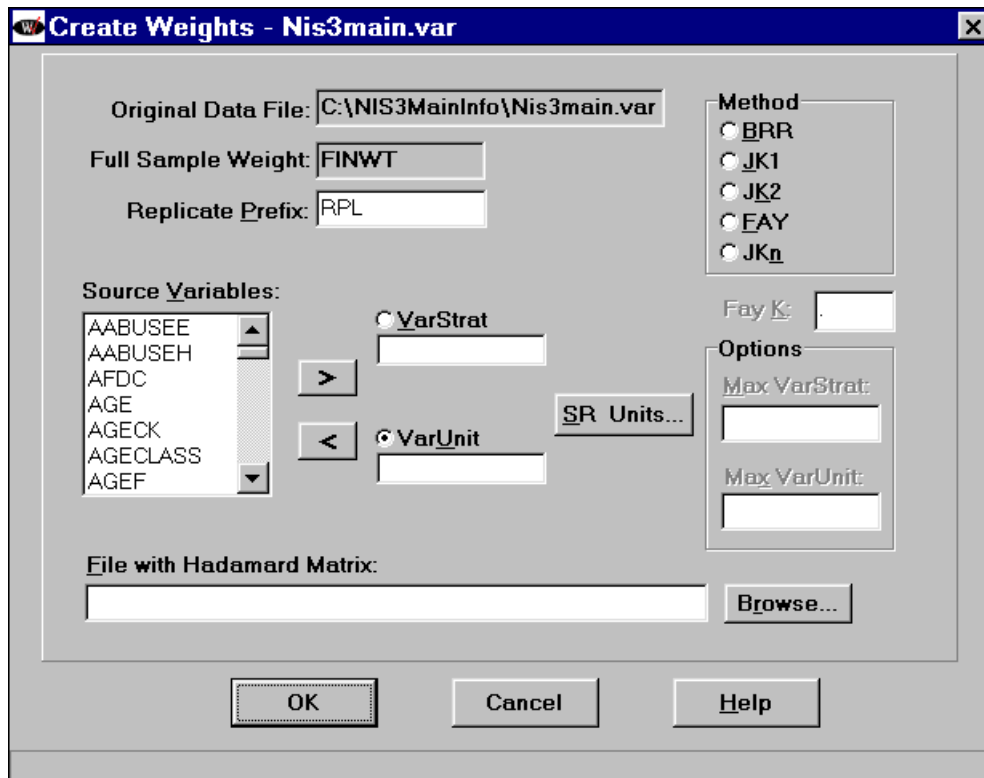


Figure 5. Écran WesVar de demande de tableau

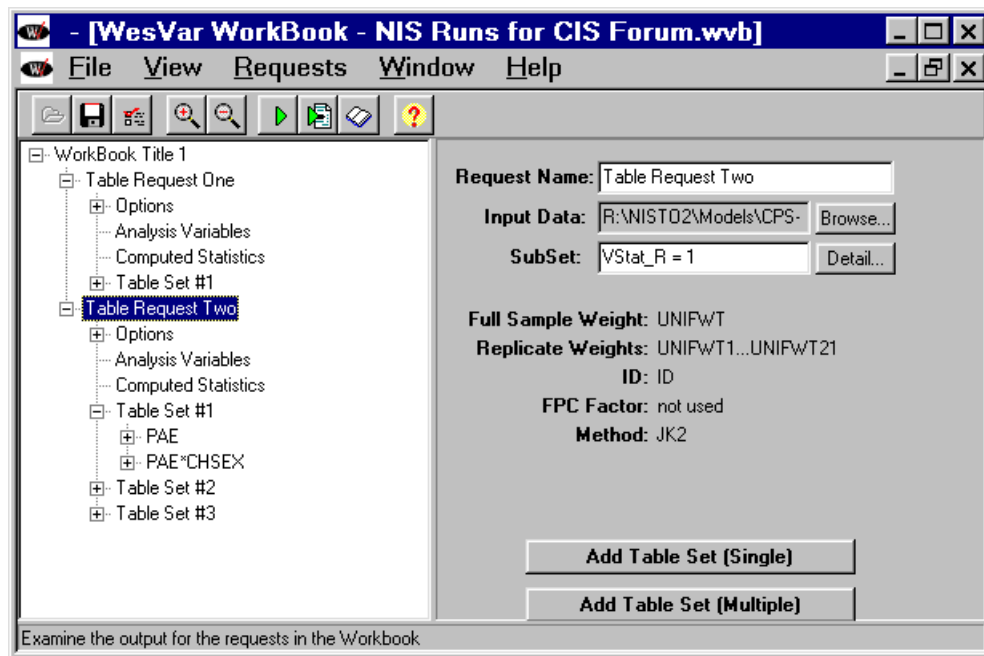


Figure 6. Écran de résultats WesVar comportant le tableau demandé

PAE	CHSEX	EST_TYP	ESTIMATE	STDERROR	CELL_n	DENOM_r	DEFF
0	1	VALUE	288969.16	36206.672	613	N/A	N/A
0	2	VALUE	353090.19	34794.438	795	N/A	N/A
0	9	VALUE	2140.83	1680.719	3	N/A	N/A
0	MARGI	VALUE	644200.19	69077.576	1411	N/A	N/A
1	1	VALUE	114648.35	12520.394	257	N/A	N/A
1	2	VALUE	117023.67	13007.355	249	N/A	N/A
1	9	VALUE	.	.	0	N/A	N/A
1	MARGI	VALUE	231672.02	20614.585	506	N/A	N/A
MARG:1		VALUE	403617.52	44193.933	870	N/A	N/A
MARG:2		VALUE	470113.86	39962.298	1044	N/A	N/A
MARG:9		VALUE	2140.83	1680.719	3	N/A	N/A
MARG:MARGI		VALUE	875872.20	82509.759	1917	N/A	N/A
0	1	ROWPCT	44.86	1.614	613	1411	1.487
0	2	ROWPCT	54.81	1.607	795	1411	1.471
0	9	ROWPCT	0.33	0.250	3	1411	2.671
0	MARGI	ROWPCT	100.00	.	1411	N/A	.
1	1	ROWPCT	49.49	3.291	257	506	2.192
1	2	ROWPCT	50.51	3.291	249	506	2.192
1	9	ROWPCT	.	.	0	N/A	N/A
1	MARGI	ROWPCT	100.00	.	506	N/A	.
MARG:1		ROWPCT	46.08	1.287	870	1917	1.278