



N° 11-522-XIF au catalogue

**La série des symposiums internationaux
de Statistique Canada - Recueil**

Symposium 2003 : Défis reliés à la réalisation d'enquêtes pour la prochaine décennie

2003



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Recueil du Symposium 2003 de Statistique Canada
Défis reliés à la réalisation d'enquêtes pour la prochaine décennie

TRAITEMENT DES CHANGEMENTS D'ÉCOLE DANS UNE ENQUÊTE LONGITUDINALE SUR LES ENFANTS

J. M. Brick, Thanh Lê et Jerry West¹

RÉSUMÉ

L'Early Childhood Longitudinal Study, Kindergarten Class of 1998-99 (ECLS-K) est une enquête longitudinale auprès des enfants parrainée par le U.S. Department of Education. Une enquête a été menée auprès des enfants à la maternelle, en première année et en troisième année, et ils seront enquêtés en cinquième année en 2004. Ceux qui quittent l'école qu'ils fréquentaient au départ dans l'échantillon pour en fréquenter une autre sont moins susceptibles de répondre, occasionnent des coûts d'interview plus élevés et sont une source éventuelle de biais dans les estimations. Le présent article décrit le pourcentage d'enfants qui changent d'école d'une année d'études à l'autre et compare leurs caractéristiques à celles des enfants qui ne changent pas d'école. Nous examinons les méthodes de conception de l'enquête et de rajustement pour tenir compte des enfants qui changent d'école. Nous discutons aussi des effets du sous-échantillonnage des enfants qui changent d'école et de la correction pour la non-réponse due au changement d'école sur l'objectif de l'enquête consistant à caractériser avec précisions la croissance et les expériences scolaires des enfants.

MOTS CLÉS : Ajustement proportionnel itératif (raking), biais dû à la non-réponse, correction pour la non-réponse, mobilité.

1. INTRODUCTION

L'une des difficultés que posent les études longitudinales de cohorte consiste à limiter l'érosion de l'échantillon, ou attrition, d'un cycle à l'autre de collecte des données, ainsi que durant chaque cycle. L'attrition est une source éventuelle de biais dans les estimations transversales et longitudinales produites à partir des données d'enquête. Un grand nombre de facteurs peuvent contribuer à l'érosion de l'échantillon, mais un des plus importants est la mobilité des unités d'échantillonnage. Durant la période complète d'une étude, certains cas sélectionnés au départ déménageront et beaucoup pourraient le faire plusieurs fois. Les cas échantillonnés qui déménagent entre deux cycles de collecte des données sont plus difficiles à dépister et à contacter, et leur taux de coopération est plus faible que celui de leurs homologues qui n'ont pas déménagé (Laurie et coll., 1999; Lepkowski et Couper, 2002). Le coût des opérations sur le terrain visant ces cas est, en général, nettement plus élevé que pour ceux qui n'ont pas déménagé. Par conséquent, les spécialistes de la recherche longitudinale, les gestionnaires d'enquête et les statisticiens d'enquête considèrent des méthodes d'ajustement du plan de sondage et d'ajustement statistique permettant d'atténuer les effets indésirables des cas qui déménagent sur la qualité et le coût de l'étude.

Le présent article décrit les profils de mobilité et examine les caractéristiques des enfants qui changent d'école comparativement à ceux qui ne le font pas dans l'« Early Childhood Longitudinal Study, Kindergarten Class of 1998-1999 (ECLS-K) », une étude longitudinale américaine sur les jeunes enfants, leur famille et le début de la scolarité. Comme nous l'exposons plus loin, la proportion d'enfants qui changent d'école dans cette enquête longitudinale diffère de la proportion observée de personnes qui déménagent dans les enquêtes-ménages longitudinales typiques. Nous décrivons les méthodes de conception et de rajustement utilisées pour résoudre le problème que posent les enfants qui changent d'école dans l'ECLS-K. Nous évaluons aussi dans quelle mesure ces méthodes compensent les effets négatifs éventuel des changements d'école en ce qui a trait à l'objectif de l'enquête consistant à caractériser avec précision la croissance et les expériences scolaires de ces enfants.

¹ J. M. Brick et Thanh Lê, Westat, 1650 Research Boulevard, Rockville, MD, 20850 U.S.A., Jerry West, National Center for Education Statistics, Institute of Education Sciences, 1990 K Street NW, Washington, DC, 20006, U.S.A. Les opinions exprimées dans le présent article s'inscrivent dans le cadre de travaux de recherche et d'analyse en cours et ne reflètent pas forcément la position du U.S. Department of Education.

L'ECLS-K est réalisée par Westat pour le compte du National Center for Education Statistics, Institute of Education Sciences du U.S. Department of Education. L'étude est conçue de façon à fournir des renseignements détaillés sur les premières années d'études des enfants définies de façon très générale à des points précis dans le temps (p. ex., au début de la scolarité) et sur leur croissance et leur développement dans des domaines cognitifs et non-cognitifs essentiels. L'ECLS-K est réalisé auprès d'un échantillon national représentatif de 22 782 enfants qui fréquentaient 1 277 programmes de maternelle offerts par des établissements public et privé aux États-Unis à l'automne de 1998. Aux États-Unis, la maternelle est la première année d'école pour la plupart des enfants et environ 85 % d'entre eux fréquentent une école maternelle publique (West et coll., 2000). Un plan d'échantillonnage à plusieurs degrés et à base de sondage double a été utilisé pour sélectionner les enfants en prenant les comtés et groupes de comtés comme unités d'échantillonnage de premier degré, les écoles ou programmes de maternelle comme unités d'échantillonnage du deuxième degré et les enfants comme unités d'échantillonnage de troisième et dernier degré.

Le plan de l'étude inclut l'évaluation directe individuelle du rendement des enfants dans des matières essentielles (p. ex., lecture et mathématiques), l'interview téléphonique des parents des enfants au sujet du foyer et de la vie familiale et des questionnaires à remplir soi-même qui demandent aux enseignants et aux directeurs d'école de fournir des renseignements sur les expériences et l'environnement des enfants en classe et à l'école. Jusqu'à présent, cinq cycles de collecte des données ont été achevés (automne et printemps de la maternelle, automne et printemps de la première année, et printemps de la troisième année) et un sixième cycle aura lieu au printemps 2004 lorsque la plupart des enfants seront, en principe, en cinquième année.

1.1 Enfants qui changent d'école dans l'ECLS-K

La définition particulière des enfants ayant déménagé adoptée pour cette étude est assez unique, parce que plusieurs types d'enfants inclus dans l'échantillon de l'ECLS-K pouvaient être considérés comme ayant déménagé. Les enfants peuvent changer de résidence quand leurs parents déménagent d'un endroit à un autre, localement ou à distance (mobilité résidentielle). Ils peuvent aussi changer d'école durant une année scolaire ou entre deux années scolaires (mobilité scolaire). Bien que les deux changements surviennent souvent concomitamment, il n'en n'est pas toujours ainsi. La famille d'un enfant peut changer de résidence, sans que le déménagement ne comporte un changement de circonscription scolaire; donc, l'enfant a changé de résidence mais non d'école. Un enfant peut aussi changer d'école (p. ex., passer d'une école privée à une autre) même si sa famille n'a pas changé d'adresse. Certains enfants peuvent changer de résidence et (ou) d'école une ou plusieurs fois entre deux cycles de collecte de données. Dans le présent article, pour des raisons opérationnelles et analytiques que nous exposerons plus loin, nous définissons les enfants qui déménagent comme étant des enfants qui changent d'école entre deux points de collecte de données dans le temps. Nous n'essayons d'aucune façon de décrire ni d'estimer le nombre de changements qui surviennent entre deux cycles. Donc, un enfant qui change d'école une seule fois est traité de la même façon qu'un enfant qui change d'école plusieurs fois entre deux cycles consécutifs de l'étude.

L'un des objectifs de l'ECLS-K est de décrire les expériences des enfants durant les premières années d'études et les facteurs qui favorisent l'accroissement de leur rendement et leurs progrès scolaires ou qui les empêchent de profiter pleinement de leurs études. L'un de ces facteurs est la mobilité des élèves. Les enfants mobiles risquent plus que les autres d'éprouver des difficultés comportementales et scolaires (Alexander et Entwisle, 1999). Les enfants qui changent fréquemment d'école sont plus susceptibles d'avoir un rendement inférieur à la moyenne que ceux qui n'ont jamais changé d'école (GAO, 1994) et d'obtenir des résultats plus faibles en lecture et en mathématiques (Heinlein et Shinn, 2000). Les enfants qui changent souvent d'école sont presque deux fois plus susceptibles de redoubler une année que ceux qui ne changent pas d'école (Simpson et Fowler, 1994).

Sachant que la mobilité est un facteur de risque reconnu qui influe sur le rendement des enfants durant les premières années d'études, il est important d'inclure autant d'enfants qui changent d'école que possible dans l'étude aux fins de l'analyse ultérieure. Cependant, les inclure augmente le coût de l'étude. Donc, le désir de « protéger » l'échantillon d'enfants qui changent d'école pendant la durée complète de l'étude longitudinale et les effets négatifs que cela pourrait avoir sur les opérations d'enquête, les coûts et la qualité des données peuvent créer un conflit entre les objectifs de fond de l'étude et les objectifs méthodologiques et statistiques.

À la section suivante nous décrivons les méthodes d'échantillonnage et de collecte des données utilisées dans l'ECLS-K pour traiter les enfants qui changent d'école et donnons les taux de réponse pour les enfants qui changent

d'école et ceux qui ne le font pas. À la troisième section, nous présentons les données sur le nombre d'enfants qui changent d'école et les caractéristiques de ces derniers. À la quatrième section, nous examinons les méthodes de pondération et l'efficacité avec laquelle ces méthodes réduisent le biais dû à la non-réponse. Enfin, à la dernière section, nous résumons certains résultats importants et discutons de plans généraux pour traiter les enfants qui changent d'école durant le dernier cycle de l'enquête.

2. ÉCHANTILLONNAGE ET SUIVI DES ENFANTS QUI CHANGENT D'ÉCOLE

Dans le cas de la plupart des enquêtes-ménages longitudinales, l'interview des personnes qui quittent le ménage est plus coûteuse que celle des personnes qui ne déménagent pas, parce que des ressources supplémentaires sont nécessaires pour dépister ces personnes et les interviewer à leur nouvel emplacement. Dans le cas de l'ECLS-K, les enfants qui changent d'école doivent aussi être dépistés et le coût de cette opération est comparable à celui encouru lors des enquêtes-ménages. Cependant, l'ECLS-K comporte des exigences particulières qui rendent l'accomplissement des interviews des enfants qui ne fréquentent plus la même école qu'au moment de l'échantillonnage encore plus difficile et coûteux. Nous estimons que le coût de la collecte des données pour un enfant qui change d'école dans le cadre de l'ECLS-K est environ trois fois plus élevé que celui de la collecte des données pour un enfant qui ne change pas d'école. Voir White et Huang (1982) pour les coûts associés aux personnes qui déménagent dans une enquête-ménage longitudinale.

L'une des caractéristiques principales de l'ECLS-K qui rend la collecte de données sur les enfants qui changent d'école relativement coûteuse est que les données sont recueillies auprès de diverses sources, y compris le directeur de l'école et l'enseignant de l'enfant. L'objectif est d'achever l'évaluation des enfants dans l'école qu'ils fréquentent et d'obtenir les coordonnées des agents scolaires pertinents (administrateurs et enseignants des enfants échantillonnés). Puisque la plupart des enfants qui changent d'école ne vont à l'école avec aucun autre enfant échantillonné, la totalité du coût occasionné par les démarches en vue d'obtenir la permission des dirigeants scolaires au niveau du district ou du diocèse et de l'école afin de procéder aux évaluations et de faire remplir les questionnaires est imputable au seul enfant ayant changé d'école si celui-ci est le seul enfant évalué dans l'école. En ce qui concerne les enfants qui ne changent pas d'école, ce coût a été passé en charge pour l'année de base, puis a été réparti entre les enfants échantillonnés dans l'école. Les écoles qui ont participé aux cycles précédents s'attendent à participer de nouveau, si bien que les recruter pour le cycle suivant est une opération assez peu coûteuse. Quand les nouvelles écoles refusent de participer à l'étude, l'évaluation de l'enfant peut se faire au domicile de celui-ci, mais cela coûte plus cher que de le faire à l'école. En outre, les données sur l'école et sur l'enseignant manquent si l'école ne participe pas. Même si les nouvelles écoles participent à l'enquête, le coût qu'occasionne le fait de se rendre dans une école pour recueillir des données au sujet d'un seul enfant est plus élevé que celui de la collecte de données sur plusieurs enfants échantillonnés durant une même visite.

Le plan d'échantillonnage statistique optimal pour tenir compte du coût plus élevé de collecte de données sur les enfants qui changent d'école consiste à sous-échantillonner ces derniers, mais l'importance de ces enfants en tant que domaine présentant un intérêt analytique, nécessite le tirage d'un échantillon suffisamment grand pour produire des estimations fiables à leur sujet. Dans le cas de l'ECLS-K, nous avons élaboré des méthodes de sous-échantillonnage qui visent à accommoder ces objectifs. Le sous-échantillonnage des enfants qui changent d'école dans l'ECLS-K diffère du traitement réservé aux personnes qui déménagent dans certaines enquêtes-ménages longitudinales, comme la Survey of Income and Program Participation (SIPP) qui est conçue pour suivre toutes les personnes ayant déménagé qui demeurent dans un rayon de 100 miles de l'unité primaire d'échantillonnage (UPE) et de laisser tomber celles qui résident au-delà de cette limite (Kalton, Winglee, et Jabine, 1998).

Durant l'année de base, environ 6 % d'enfants échantillonnés ont changé d'école entre le premier (automne) et le deuxième (printemps) cycles de collecte des données. Tous les enfants ont été inclus dans l'échantillon d'enfants de maternelle visés par la collecte du printemps, qu'ils aient ou non changé d'école. Durant le quatrième cycle (printemps - première année), tous les enfants compris dans un sous-échantillon aléatoire à 50 % des écoles sélectionnées lors de l'année de base ont été suivis aux fins de la collecte des données s'ils fréquentaient une autre école que celle de l'année de base. Cette procédure diffère de celle utilisée au troisième cycle (automne - première année), mais comme ce cycle ne comprenait qu'un sous-échantillon à 30 % de celui de l'année de base,

nous ne discutons pas de ces procédures ici. Pour maximiser la quantité de données longitudinales, on a veillé à inclure au quatrième cycle tout enfant ayant changé d'école sous-échantillonné durant le troisième cycle.

Sauf pour les enfants qui ont redoublé la maternelle, tous les enfants échantillonnés durant l'année de base dans les écoles dont le programme ne va pas plus loin que la maternelle sont considérés comme des enfants qui changent d'école *de facto*. Puisque qu'un grand nombre de ces enfants sont susceptibles d'être inscrits dans la même école primaire, des procédures spéciales ont été établies pour tenir compte de cette situation. D'après l'information recueillie durant le cycle de collecte du printemps à la maternelle, une liste d'écoles de destination a été établie pour chaque école dont le programme se termine à la maternelle. L'école de destination pour laquelle le nombre d'enfants changeant d'école était le plus élevé a été considérée comme l'école principale, à condition que le nombre d'enfants changeant d'école soit supérieur à trois. Les enfants qui sont allés en grand nombre dans une école de destination principale en première année n'ont pas été considérés comme des enfants ayant changé d'école. Cette procédure tient compte du fait que le coût de la collecte de données pour un enfant fréquentant une école de destination principale est nettement plus proche du coût de la collecte dans les écoles d'origine que du coût de la collecte pour les enfants qui partent dans des écoles qui ne sont fréquentées par aucun autre enfant échantillonné.

Les mêmes procédures ont été utilisées en grande partie pour sous-échantillonner les enfants qui ont changé d'école entre les quatrième et cinquième (printemps - troisième année) cycles. Le sous-échantillonnage des enfants ayant changé d'école avait pour cible les mêmes 50 % d'enfants fréquentant les écoles échantillonnées durant l'année de base. En outre, les enfants dont la langue parlée à la maison n'était pas l'anglais et qui ont changé d'école entre les quatrième et cinquième cycles ont tous été retenus dans l'échantillon au lieu d'être sous-échantillonnés au taux de 50 %. Les enfants parlant une langue minoritaire qui avaient déjà été sous-échantillonnés au quatrième cycle n'ont pas été réintroduits dans l'échantillon au cinquième cycle. Cette modification a été conçue pour augmenter l'échantillon d'enfants dont la langue parlée à la maison n'est pas l'anglais aux fins d'analyse.

Les stratégies de collecte de données qui suivent ont été utilisées pour diminuer les frais de collecte des données sur les enfants qui changent d'école, tout en fournissant autant d'information que possible au sujet de ces enfants aux fins de l'analyse. Ces stratégies incluent des efforts en vue d' :

- achever la collecte des données sur les enfants qui ont changé d'école pour fréquenter une école échantillonnée participante ou une école non échantillonnée appartenant à un district ou un diocèse scolaire participant à l'ECLS-K;
- interviewer les parents, quelle que soit la situation de changement d'école de l'enfant;
- évaluer l'enfant à son domicile s'il a changé d'école pour en fréquenter une qui refuse de participer ou qui appartient à un district qui refuse de participer, ou une qui appartient à un district ou un diocèse non échantillonné comme unité primaire d'échantillonnage (UPE), ou s'il ne fréquentait pas l'école mais continuait de faire partie de l'UPE échantillonnée (p. ex., enfant dont les parents prodiguent l'enseignement à domicile). Les données sur l'école et sur l'enseignant n'ont pas été recueillies pour ces enfants.

Aucune donnée sur l'enfant, l'enseignant ou l'école n'a été recueillie pour les enfants qui ont changé d'école pour en fréquenter une appartenant à un district ou à un diocèse non échantillonné non inclus dans les UPE échantillonnées, ou pour les enfants qui ne fréquentaient pas l'école et qui ne faisaient pas partie des UPE échantillonnées.

Les méthodes de collecte des données ont une incidence différente sur les taux pondérés de réponse pour les diverses sources de données. Au cinquième cycle, l'évaluation de l'enfant a été achevée pour 61 % de ceux ayant changé d'école et pour 95 % de ceux n'ayant pas changé d'école, l'interview des parents a été réalisée pour 68 % d'enfants ayant changé d'école et pour 85 % de ceux n'ayant pas changé d'école, les données sur l'enseignant ont été recueillies pour 36 % d'enfants ayant changé d'école et pour 82 % de ceux ne l'ayant pas fait et le questionnaire à l'intention du directeur de l'école a été rempli pour 37 % d'enfants ayant changé d'école et pour 87 % de ceux ne l'ayant pas fait. Ces taux de réponse différents obligent à s'interroger sur le biais dû à la non-réponse. Avant d'examiner ce dernier, nous décrivons l'importance des changements d'école dans l'ESLS-K et les caractéristiques des enfants qui changent d'école, puisque celles-ci sont d'autres facteurs qui ont une incidence sur le biais éventuel de non-réponse.

3. DESCRIPTION DES ENFANTS QUI CHANGENT D'ÉCOLE

Le tableau 1 montre qu'environ 42 % d'enfants qui ont participé à l'étude durant l'année de base ont changé d'école au moins une fois entre cette année de base (maternelle) et le printemps de la troisième année (cycle 5). Les estimations ont été calculées en utilisant les poids (inverse de la probabilité de sélection) établis pour les enfants pour l'année de base après correction pour la non-réponse durant cette année de base. Aucun rajustement n'est inclus pour les cycles ultérieurs. Tandis qu'environ 6 % des enfants ont changé d'école entre l'automne et le printemps de l'année de base, environ le quart (26 %) l'ont fait entre l'année de base et le printemps de la première année (cycle 4) et environ le cinquième (22 %), entre les quatrième et cinquième cycles. Le tableau montre aussi qu'un peu plus de la moitié (52 %) des enfants qui ont changé d'école ont été sous-échantillonnés et qu'un cinquième de ceux-ci avaient déménagé hors de leur UPE originale.

Tableau 1. Nombre d'enfants participant à l'ECLS-K qui ont changé d'école, selon la situation de sous-échantillonnage et le cycle

	Taille de l'échantillon	Pourcentage estimatif
Répondants pour l'année de base	21 192	
Enfants qui ont changé d'école durant la maternelle (M)	1 259	6
Répondants de l'année de base admissibles en 1 ^{re} année	21 136	
Enfants ayant changé d'école entre M et 1 ^{re} année	5 441	26
Enfants ayant changé d'école de M à 1 ^{re} année sous-échantillonnés	2 591	46
Répondants de l'année de base admissibles en 3 ^e année	21 074	
Enfants ayant changé d'école entre la 1 ^{re} et la 3 ^e année	4 585	21
Enfants ayant changé d'école entre M et 3 ^e année **	8 859	42
Enfants ayant changé d'école entre M et 3 ^e année sous-échantillonnés	4 742	52
Enfants ayant changé d'école entre M et 3 ^e non dépistés	614	13
Enfants ayant changé d'école entre M et 3 ^e sous-échantillonnés qui étaient hors de l'UPE échantillonnée	868	20

* Pourcentage calculé en utilisant les poids de l'année de base rajustés uniquement pour la non-réponse durant l'année de base.

** Les enfants ayant changé d'école plusieurs fois entre la maternelle et la 3^e année ne sont comptés qu'une seule fois.

Source : U.S. Department of Education, National Center for Education Statistics, Early Childhood Longitudinal Study, Kindergarten Class of 1998-99.

La proportion d'enfants sélectionnés pour participer à l'ECLS-K qui ont changé d'école est nettement plus importante que la proportion de personnes ayant déménagé observée pour les enquêtes-ménages longitudinales. Par exemple, Allen et Petroni (1994) ont estimé qu'environ 20 % des participants à la SIPP ont déménagé, tandis que White et Huang (1982) ont estimé qu'environ 23 % de participants à l'ISDP ont déménagé. Les ménages comptant des enfants seraient un meilleur groupe de référence, mais nous n'avons pu trouver des estimations publiées pour les enquêtes-ménages longitudinales donnant des taux de personnes ayant déménagé pour ce type de ménage. La forte proportion d'enfants qui changent d'école dans l'ECLS-K indique qu'il s'agit d'une source éventuelle de biais dont il faut tenir compte avec soin.

Tableau 2 . Caractéristiques des enfants participant à l'ECLS-K qui ont et qui n'ont pas changé d'école

Caractéristique	Répondants de l'année de base		Écart en pourcentage par rapport aux répondants de l'année de base					
	Taille de l'échantillon	Pourcent*	M à 1 ^{re} année		1 ^{re} année à 3 ^e année		M à 3 ^e année	
			N'ont pas changé	Ont changé	N'ont pas changé	Ont changé	N'ont pas changé	Ont changé
Sexe								
Masculin	10 830	51,5	-0,1	0,2	-0,5	1,9	-0,5	0,7
Féminin	10 349	48,5	0,1	-0,2	0,5	-1,9	0,5	-0,7
Race/ethnicité								
Blanche non-Hispanique	11 723	57,6	2,1	-5,5	2,4	-8,3	4,3	-5,6
Noire non-Hispanique	3 204	16,1	-1,2	3,5	-1,6	5,9	-2,9	4,1
Hispanique	3 732	18,9	-0,8	2,1	-0,6	1,8	-1,2	1,4
Asiatique/Pacifique								
Islander	1 575	3,5	0,1	-0,3	-0,1	0,2	0,0	0,0
Autre	888	3,9	-0,1	0,3	-0,1	0,5	-0,2	0,2
Quintile de SSE								
1 ^{er} (le plus faible)	3 754	20,1	-1,4	3,8	-1,0	3,7	-2,2	3,0
2 ^e	3 893	20,3	0,1	-0,3	-0,4	1,5	-0,5	0,7
3 ^e	3 968	20,1	0,2	-0,4	0,0	0,0	0,3	-0,4
4 ^e	4 130	19,8	0,6	-1,6	0,4	-1,4	0,8	-1,1
5e (le plus élevé)	4 346	19,8	0,5	-1,5	1,0	-3,8	1,5	-2,2
Famille de langue minoritaire								
Oui	2 759	12,2	0,0	-0,3	-0,2	-0,1	0,0	-0,4
Non	17 198	87,8	0,0	0,3	0,2	0,1	0,0	0,4
Lieu de résidence								
Urbain (ville-centre)	8 737	37,1	-2,0	5,3	-2,1	7,3	-4,5	5,9
Suburbain	8 174	41,6	0,6	-1,5	0,3	-0,9	0,8	-0,9
Rural	4 281	21,3	1,4	-3,8	1,8	-6,4	3,8	-5,0
Effectif d'enfants appartenant à une minorité								
Moins de 25 %	10 030	48,0	2,7	-7,3	3,1	-11,1	6,0	-8,0
De 25 % à 49 %	3 364	17,5	-1,0	2,9	-0,6	2,3	-1,6	2,1
De 50 % à 74 %	2 283	12,3	-0,7	2,0	-0,5	2,0	-1,6	2,2
75 % et plus	4 985	22,3	-0,9	2,4	-1,9	6,8	-2,8	3,7

*Pourcentage calculé en utilisant les poids de l'année de base corrigés uniquement pour la non-réponse durant l'année de base.

Source : U.S. Department of Education, National Center for Education Statistics, Early Childhood Longitudinal Study, Kindergarten Class of 1998-99.

Le tableau 2 donne certaines caractéristiques des enfants qui ont changé d'école et les compare à celles de ceux qui ne l'ont pas fait. Comparativement à l'ensemble des participants de l'année de base et aux enfants n'ayant pas changé d'école en particulier², ceux qui ont changé d'école étaient plus susceptibles d'être noirs ou hispaniques, et moins susceptibles d'être blancs. Ils étaient également plus susceptibles d'appartenir à une famille classée dans les 20 % inférieurs de l'échelle de la distribution du statut socioéconomique (SSE) et moins susceptibles d'appartenir à une famille classée dans les 20 % supérieurs de cette échelle³. Les enfants qui ont changé d'école étaient plus susceptibles d'avoir fréquenté durant l'année de base des écoles situées dans une ville-centre que l'ensemble des

² Toutes les différences observées sont statistiquement significatives au niveau de confiance de 95 %.

³ Le statut socioéconomique est une variable composite dérivée des variables suivantes: niveau de scolarité de la mère/tutrice, niveau de scolarité du père/tuteur, profession de la mère/tutrice, profession du père/tuteur et revenu du ménage (voir NCES 2001, chapitre 7).

participants de l'année de base et que les enfants n'ayant pas changé d'école. Ils étaient moins susceptibles d'avoir fréquenté des écoles situées en régions rurales durant l'année de base. Les enfants qui ont changé d'école étaient aussi moins susceptibles d'avoir fréquenté une école où la concentration d'enfants appartenant à une minorité était faible (moins de 25 % de l'effectif) et plus susceptibles d'avoir fréquenté une école où cette concentration était forte (75 % et plus de l'effectif).

Ces profils s'observent aussi bien pour les enfants qui ont changé d'école entre la maternelle et la première année que pour ceux qui l'ont fait entre la première et la troisième année. Cependant, certains écarts sont plus importants pour les changements d'école entre la première et la troisième année que pour ceux entre la maternelle et la première année. Par exemple, l'écart entre les pourcentages d'enfants noirs qui ont et qui n'ont pas changé d'école passe de 4,7 % (maternelle à première année) à 7,5 % (première à troisième année). L'écart entre les pourcentages d'enfants fréquentant une école où la pauvreté est élevée (écoles dont 75 % ou plus de l'effectif appartient à une minorité) qui ont et qui n'ont pas changé d'école passe de 3,3 % à 8,7 %. Nous nous attendions à ce que ces écarts soient plus prononcés pour le dernier cycle, parce que les enfants qui changent d'école entre la maternelle et la première année ont souvent des raisons de le faire qui ne sont pas reliées aussi fortement à la mobilité résidentielle ou aux problèmes d'adaptation à l'école. Par exemple, si un enfant (par opposition à l'ensemble des enfants dans un programme) fréquente la maternelle dans une école n'offrant pas de programme de première année, il changera d'école, mais ce changement ne sera pas lié à la mobilité résidentielle.

Dans les enquêtes-ménages longitudinales, on observe souvent les mêmes profils généraux que ceux décrits plus haut. Par exemple, Kalton, Winglee et Jabine (1998) notent que les personnes du quintile de SSE le plus faible sont plus susceptibles de déménager et Hendrick (1996) propose une repondération par cellule pour tenir compte de la non-réponse fondée sur la situation de déménagement afin de réduire le biais de non-réponse dû au fait de déménager.

4. MÉTHODES D'AJUSTEMENT STATISTIQUE ET ÉVALUATION

À la présente section, nous décrivons les méthodes de pondération utilisées dans le cadre de l'ECLS-K et nous examinons l'efficacité avec laquelle ces procédures permettent de compenser la non-réponse due à l'érosion de l'échantillon. Nous commençons par résumer rapidement les procédures utilisées pour produire les poids transversaux pour le cinquième cycle (troisième année) de l'ECLS-K. Les méthodes de pondération longitudinale utilisées sont comparables. Les poids initiaux utilisés pour calculer les poids applicables aux répondants du cinquième cycle sont les poids finaux appliqués aux répondants de l'année de base, parce que tous les enfants admissibles sont retenus lors de tous les cycles s'ils ont répondu lors de l'année de base. Les poids appliqués pour l'année de base étaient l'inverse des probabilités de sélection corrigées pour la non-réponse au niveau de l'école et de l'enfant. Nous ne disposons d'aucun total de contrôle d'une qualité suffisante pour la stratification a posteriori. Nous avons rajusté les poids initiaux pour tenir compte du sous-échantillonnage des enfants qui ont changé d'école entre l'année de base et le cinquième cycle. L'étape suivante de la pondération est la correction pour la non-réponse qui inclut des catégories distinctes pour les enfants qui ont changé d'école et ceux qui n'ont pas changé d'école.

Pour le cinquième cycle, l'étape de pondération finale a été l'ajustement proportionnel itératif (raking) des poids sur les totaux de contrôle basés sur l'échantillon calculés en utilisant les poids initiaux appliqués aux enfants. Les dimensions utilisées pour l'ajustement itératif proportionnel sont 1) le sexe selon l'âge, 2) la région selon le lieu de résidence, 3) la race/ethnicité selon le quintile de SSE, 4) le type d'école, 5) le statut de langue minoritaire et 6) le statut de changement d'école durant le cycle du printemps de la première année. Ces dimensions ont été choisies parce qu'elles sont d'importantes variables analytiques, particulièrement pour les estimations par domaine et qu'elles sont corrélées au taux de réponse. Les variables utilisées comme contrôle dans l'ajustement itératif proportionnel ont été examinées pour chaque cycle du suivi et modifiées au besoin, mais, par souci de cohérence, de nouvelles dimensions n'ont été ajoutées que si elles étaient très importantes. La dimension ajoutée lors du cinquième cycle est le statut de changement d'école au quatrième cycle.

Les méthodes susmentionnées ne sont pas nouvelles, mais nous n'avons trouvé aucune donnée publiée sur l'efficacité de l'ajustement proportionnel itératif fondé sur l'échantillon dans ce contexte. Rizzo, Kalton et Brick (1996) considère explicitement l'ajustement proportionnel itératif fondé sur l'échantillon pour la SIPP, mais

plusieurs caractéristiques de cette enquête diffèrent de celles de l'ECLS-K. En particulier, les poids de la SIPP sont stratifiés a posteriori pour connaître les totaux de population de l'année de base, ce qui pourrait atténuer les effets de la correction pour la non-réponse. Les poids de l'ECLS-K ne sont pas stratifiés a posteriori. En outre, Rizzo et coll. (1996) ne tiennent pas entièrement compte des répercussions de la méthode de correction pour la non-réponse sur la variance, à cause de l'effet de la stratification a posteriori.

4.1 Évaluation des estimations de l'erreur quadratique moyenne

Nous examinons l'effet de la non-réponse due à l'érosion de l'échantillon (biais d'attrition) de l'ECLS-K en comparant les estimations calculées d'après les répondants de l'année de base à celles calculées en utilisant uniquement les répondants du cinquième cycle avec les poids appropriés. Cette méthode est apparentée à celles utilisées pour l'année de base de l'ECLS-K par Brick et Bose (2001) et pour la première année par Bose et West (2002). L'idée consiste à évaluer le biais d'attrition en isolant les effets de l'érosion de l'échantillon des autres sources de différence dans les estimations. Pour cela, nous utilisons les mêmes données que pour l'année de base et les seules différences tiennent aux poids de sondage et au nombre plus faible de répondants disponibles au cinquième cycle. Cette méthode donne une mesure directe et facile à interpréter du biais de non-réponse dû à la non-réponse supplémentaire résultant de l'érosion de la taille de l'échantillon depuis l'année de base.

Nous utilisons le poids calculé pour l'année de base pour estimer les caractéristiques pour les répondants de l'année de base. La forme de l'estimation est $\hat{y}_{by} = \sum w_i y_i$, où w_i est le poids de l'année de base corrigé uniquement pour la non-réponse lors de l'année de base pour le répondant i et y_i est la valeur déclarée lors de l'année de base pour le répondant i . Le nombre de répondants pour le calcul de l'estimation de l'année de base est 21 192 enfants. L'estimation pour le cinquième cycle est calculée en tenant compte uniquement des répondants qui ont participé à ce cycle selon la formule $\hat{y}_{3rd} = \sum w_i^* y_i$, où w_i^* est le poids au cinquième cycle, y_i est la valeur déclarée lors de l'année de base pour le répondant i telle que définie plus haut et la sommation est faite sur tous les répondants du cinquième cycle.

Pour estimer le biais d'attrition, on calcule la différence entre l'estimation au cinquième cycle et l'estimation à l'année de base, c'est-à-dire $b_{3rd} = \hat{y}_{3rd} - \hat{y}_{by}$. Il s'agit d'une estimation directe du biais d'attrition présent dans l'estimation pour la troisième année d'études, puisqu'on l'a calculée en utilisant les mêmes réponses, l'ensemble observé de répondants de troisième année et les poids utilisés pour produire les estimations pour la troisième année. La limite la plus sérieuse de b_{3rd} en tant qu'estimation du biais est que le biais réel devrait être fondé sur les réponses des enfants de troisième année plutôt que sur les réponses de l'année de base. Naturellement, ce genre de statistique n'est pas disponible, mais b_{3rd} est une solution de rechange utile. Puisque, dans le cadre de l'ECLS-K, des données sont recueillies à partir de diverses sources et que des poids sont produits pour appuyer les analyses des données provenant de ces sources, les estimations pour la troisième année ont été calculées en utilisant les trois poids transversaux distincts établis pour le cinquième cycle, c'est-à-dire un poids pour l'évaluation de l'enfant (14 349 répondants), un poids pour l'interview du parent (13 392 répondants) et un poids enfant-parent-enseignant (EPE) (10 332 répondants). Le poids EPE exige que l'évaluation de l'enfant, l'interview du parent et l'interview de l'enseignant soient toutes trois achevées pour que le cas soit considéré comme étant un répondant. Puisque ce poids compense la plus grande partie de la non-réponse, nous nous concentrons principalement sur les estimations produites en l'utilisant.

Pour l'évaluation, nous avons sélectionné 50 caractéristiques de l'enfant (pourcentages et moyennes) et 13 cotes d'évaluation tirées des données de l'année de base. Puis, pour chaque statistique, nous avons calculé l'estimation au cinquième cycle, la variance de cette estimation ($\text{var}(\hat{y}_{3rd})$), le biais (b_{3rd}), le biais relatif ($rb_{3rd} = 100 \times b_{3rd} / \hat{y}_{by}$), ainsi que la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne ($\text{rmse}_{3rd} = \left(\text{var}(\hat{y}_{3rd}) + \max[0, b_{3rd}^2 - \text{var}\{b_{3rd}\}] \right)^{1/2}$). Pour évaluer les sources d'erreur, nous avons calculer les mêmes statistiques pour divers ensembles de répondants. Afin d'isoler l'effet du sous-échantillonnage, nous avons calculé une statistique appelée \hat{y}_{sub} qui exclut les enfants ayant changé d'école qui n'ont pas été sous-échantillonnés (17 028 répondants). Pour isoler l'effet du sous-échantillonnage des enfants qui ont changé

d'école ainsi que la non-réponse des enfants qui ont changé d'école, nous avons calculé \hat{y}_{mov} (15 762 répondants) qui exclut les enfants qui ont changé d'école non sous-échantillonnés et les enfants qui ont changé d'école non-répondants. Enfin, nous avons examiné l'effet de l'ajustement proportionnel itératif fondé sur l'échantillon en calculant \hat{y}_{-rak} , en utilisant les poids finaux du cinquième cycle avant l'ajustement proportionnel itératif fondé sur l'échantillon.

Le tableau 3 résume l'évaluation statistique. La première ligne donne les erreurs d'échantillonnage moyenne et médiane pour l'estimation pour l'année de base. Comme nous examinons uniquement le biais d'attrition par rapport à l'année de base, le biais d'attrition pour cette estimation est nul par définition. Les deux lignes suivantes donnent les statistiques d'évaluation moyennes et médianes qui tiennent compte du sous-échantillonnage et de la non-réponse des enfants ayant changé d'école. Théoriquement, \hat{y}_{sub} ne devrait présenter aucun biais d'attrition, parce que les poids sont corrigés pour le sous-échantillonnage. Le tableau 3 montre que les biais moyens et médians pour \hat{y}_{sub} sont tous deux plus petits que l'erreur d'échantillonnage du biais. Cependant, le sous-échantillonnage réduit fortement la taille de l'échantillon et augmente la variabilité des poids. Par conséquent, l'erreur d'échantillonnage et la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne (rmse pour *root mean square error*) pour cette estimation sont plus grandes que celles calculées pour les estimations pour l'année de base.

Tableau 3. Statistiques sommaires pour les statistiques d'évaluation de toutes les estimations

Estimation EPE*	Moyenne				Médiane			
	<i>b</i>	<i>rb</i>	<i>se</i> (\hat{y})	<i>rmse</i>	<i>b</i>	<i>rb</i>	<i>se</i> (\hat{y})	<i>rmse</i>
\hat{y}_{by}			0,737				0,628	
\hat{y}_{sub}	-0,002	0,07 %	0,788	0,804	-0,001	0,00 %	0,700	0,759
\hat{y}_{mov}	0,031	-0,30	0,778	0,874	0,018	0,13	0,697	0,833
\hat{y}_{-rak}	0,208	-0,57	0,894	1,368	0,157	0,58	0,852	1,330
\hat{y}_{3rd}	0,245	0,38	0,851	0,911	0,033	0,52	0,834	0,846

*Les titres de colonne ne donnent pas l'indice. Par exemple, $b_{3rd} = 0,245$.

Source : U.S. Department of Education, National Center for Education Statistics, Early Childhood Longitudinal Study, Kindergarten Class of 1998–99.

La médiane du biais et du biais relatif pour les estimations \hat{y}_{mov} ne sont pas négligeables, mais ces biais moyens sont encore petits. Par ailleurs, la rmse estimée pour ces estimations est plus élevée que pour les estimations qui incluent uniquement les enfants ayant changé d'école sous-échantillonnés.

Les deux dernières lignes présentent les estimations pour les répondants de troisième année, l'avant-dernière ligne donnant celles calculées avec les poids sans rajustement itératif proportionnel fondé sur l'échantillon et la dernière, celles calculées en utilisant les poids finaux pour la troisième année qui incluent l'ajustement itératif proportionnel. Commençons par discuter de cette dernière catégorie de poids. Le biais relatif médian est faible (0,5 %) pour les estimations EPE. Par ailleurs, l'erreur d'échantillonnage (*se*) et la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne (*rmse*) des estimations sont nettement plus grandes que celles obtenues pour les estimations qui excluent uniquement les cas sous-échantillonnés (\hat{y}_{sub}), à cause de la diminution de la taille de l'échantillon due à la non-réponse. Cependant, la rmse des estimations obtenue par ajustement proportionnel itératif (\hat{y}_{3rd}) est fort semblable à celle obtenue pour les estimations \hat{y}_{mov} , malgré le fait que la taille de l'échantillon est nettement plus petite (la taille d'échantillon pour \hat{y}_{mov} est 15 762 et pour \hat{y}_{3rd} et les poids EPE, elle est de 10 332). Nous examinons aussi les biais pour les poids estimés pour l'évaluation de l'enfant et pour l'interview du parent en se fondant sur un plus grand nombre de répondants (résultats non présentés dans le tableau). Comme on peut s'y attendre, le biais médian

et le biais relatif augmentent à mesure que le nombre de répondants diminue. Néanmoins, les relations pour les trois ensembles de poids tiennent de façon assez uniforme.

Pour examiner l'effet de l'ajustement proportionnel itératif fondé sur l'échantillon, nous comparons les estimations présentées aux deux dernières lignes du tableau 3. Les écarts entre les estimations donnent à penser que l'ajustement proportionnel itératif produit une certaine amélioration (le biais médian, le biais relatif et la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne sont tous trois plus faibles pour les estimations ajustées itérativement que pour celles qui n'ont pas été ajustées de cette façon), mais le degré d'amélioration n'est pas évident et pourrait être confondu dans l'agrégation.

Pour évaluer plus en profondeur l'effet de l'ajustement proportionnel itératif fondé sur l'échantillon, nous calculons la différence entre les valeurs absolues du biais relatif ($reldiff = |rb_{-rak}| - |rb_{3rd}|$) et le ratio entre les rmse ($ratio = rmse_{-rak} / rmse_{3rd}$). Si la différence entre les biais relatifs est supérieure à zéro pour une estimation particulière, alors l'ajustement proportionnel itératif réduit le biais. Pareillement, si le ratio est supérieur à l'unité, l'ajustement proportionnel itératif réduit la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne de l'estimation. Puisque nous avons utilisé certaines données démographiques comme contrôles dans l'ajustement proportionnel itératif, nous ne présentons dans les graphiques qui suivent que reldiff et les ratios pour les estimations des cotes d'évaluation. La figure 1 montre la distribution de reldiff pour les estimations des cotes d'évaluation et la figure 2, la distribution du ratio pour les mêmes estimations.

À la figure 1, 10 des 13 valeurs absolues des biais relatifs des estimations des cotes sont supérieures à zéro et les trois valeurs négatives sont toutes inférieures à 0,5 %. Cette figure montre que l'ajustement proportionnel itératif permet de réduire le biais d'attrition. Les ratios présentés à la figure 2 indiquent qu'il permet aussi de réduire la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne des estimations et des cotes, 11 des 13 estimations ayant un ratio supérieur à l'unité.

Figure 1. Écart entre la valeur absolue du biais relatif des estimations sans et avec ajustement proportionnel itératif pour les estimations des cotes en utilisant les répondants EPE.

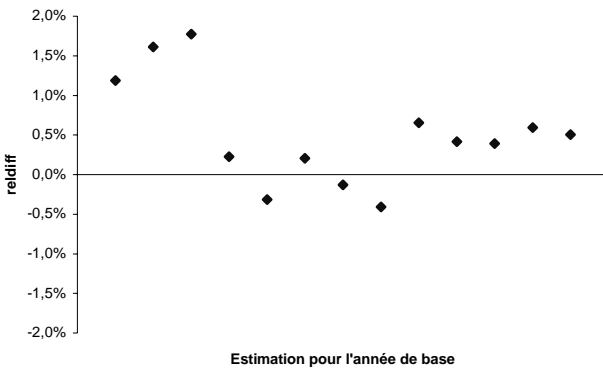
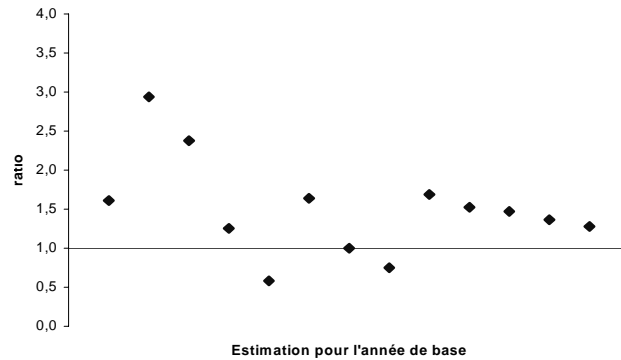


Figure 2. Ratio de la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne des estimations sans et avec ajustement proportionnel itératif pour les estimations des cotes en utilisant les répondants EPE.



Source : U.S. Department of Education, National Center for Education Statistics, Early Childhood Longitudinal Study, Kindergarten Class of 1998-99.

Généralement parlant, l'analyse montre que, malgré les réductions importantes de la taille de l'échantillon dues aux enfants qui ont changé d'école et le biais de non-réponse éventuel, le biais de non-réponse due à l'attrition présent dans les estimations provenant de l'échantillon d'élèves de troisième année de l'ECLS-K est faible. Le sous-échantillonnage des enfants qui ont changé d'école n'introduit pas de biais, mais le taux de réponse plus faible pour ces enfants pourrait avoir donné lieu à des biais importants. Nous constatons que le biais relatif et la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne augmentent généralement à mesure que le pourcentage d'enfants de l'année de base qui répondent diminue — les estimations calculées en utilisant les enfants et parents répondants ont un biais très faible, tandis que celles calculées en utilisant les poids EPE ont un biais plus important. L'évaluation montre aussi que l'ajustement proportionnel itératif fondé sur l'échantillon des estimations du cinquième cycle en prenant celles de l'année de base comme contrôles réduit généralement le biais des estimations et réduit la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne. Donc, l'ajustement proportionnel itératif fondé sur l'échantillon réalise l'objectif de réduction du biais d'attrition et contrôle l'augmentation de la variance associée à la réduction de la taille de l'échantillon due à la non-réponse.

5. SOMMAIRE

Dans le présent article, nous examinons le plan de sondage et les méthodes d'ajustement utilisées dans le cadre de l'ECLS-K pour tenir compte du pourcentage élevé d'enfants qui changent d'école au cours de l'étude longitudinale. Comme le coût du suivi des enfants qui changent d'école, de la réalisation de l'évaluation de l'enfant et de l'interview du parent, ainsi que de la collecte des données sur l'école et l'enseignant pour ces enfants est élevé, ceux-ci ont été sous-échantillonnés. Le sous-échantillonnage réduit considérablement les coûts de collecte des données, mais fournit encore suffisamment de données sur les enfants qui changent d'école pour répondre aux exigences analytiques pour ce domaine.

Un pourcentage très important d'enfants participant à l'ECLS-K ont changé d'école et les taux de réponse pour ces enfants sont nettement plus faibles que ceux observés pour ceux qui ne changent pas d'école. Si l'on combine ces facteurs avec les différences de caractéristiques entre les enfants qui changent et ceux qui ne changent pas d'école, la possibilité de biais de non-réponse est élevée. Malgré cela, nous constatons que le biais de non-réponse dans les estimations pour les élèves de troisième année (cycle 5) est assez faible. L'utilisation d'une catégorie de situation de déménagement dans la repondération pour tenir compte de la non-réponse aide à réduire le biais et l'ajustement proportionnel itératif fondé sur l'échantillon en prenant pour contrôles les caractéristiques des enfants de l'année de base réduit encore le biais de non-réponse et la variance des estimations. Même quand le pourcentage de cas considérés comme étant des répondants est faible (en utilisant les poids EPE nécessitant des données en provenance de trois sources distinctes), le biais et la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne sont faibles.

L'ECLS-K est la première enquête ayant cette population pour cible et il a été difficile d'estimer exactement le pourcentage d'enfants qui seraient considérés comme ayant changé d'école. Par conséquent, il a également été difficile d'estimer les coûts de la collecte des données et les effets des changements d'école sur la taille de l'échantillon. Les données opérationnelles provenant de cette enquête pourraient être utilisées lors de futures études de ce type pour optimiser les procédures de sous-échantillonnage. La capacité de procéder à un sous-échantillonnage différentiel selon les caractéristiques des enfants qui changent d'école permettrait aussi de réaliser les objectifs de fond de l'enquête tout en contrôlant le coût global.

Comme nous le mentionnons dans l'introduction, le sixième cycle de collecte des données aura lieu au printemps 2004, quand la plupart des enfants seront en cinquième année. Les procédures particulières utilisées pour échantillonner les enfants qui ont changé d'école durant ce cycle différeront quelque peu de celles décrites dans le présent article pour des raisons opérationnelles et analytiques. L'un des aspects réévalués pour ce cycle est le coût et la valeur analytique des efforts en vue de continuer d'interviewer les répondants de l'année de base qui n'ont pas répondu lors des cycles récents de collecte des données. Par conséquent, pour ce cycle, nous excluons les enfants pour lesquels nous ne disposons de données ni pour la première ni pour la troisième années. En outre, nous sous-échantillonnerons les enfants à des taux différents selon les données longitudinales recueillies lors des cycles précédents. Les enfants dont la langue parlée à domicile n'est pas l'anglais continueront d'être sous-échantillonnés à un taux élevé. Quand l'enquête longitudinale sera entièrement achevée, les nouvelles procédures pourront être évaluées.

L'une des limites de l'étude courante est que l'évaluation se concentre sur la production d'estimations pour l'ensemble des enfants et ne considère pas l'estimation par domaine. Comme nous l'avons mentionné plus haut, certains domaines, comme les enfants qui changent d'école, présentent un grand intérêt. Nous prévoyons poursuivre cette étude en examinant le biais et l'erreur quadratique moyenne associés à ces domaines.

RÉFÉRENCES

- Allen, T. and Petroni, R. (1994), "Mover Nonresponse Adjustment Research for the Survey of Income and Program Participation", *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, pp. 662-667.
- Alexander, K.L. and Entwisle, D.R. (1999), "Children in Motion: School Transfers and Elementary School Performance", *The Journal of Educational Research*, 90 (1), pp.3-12.
- Brick, J.M., and Bose, J. (2001), "Analysis of Potential Nonresponse Bias", *Proceedings of the American Statistical Association, Survey Research Methods Section [CD-ROM]*.
- Bose, J. and West, J. (2002). "Examining Additional Nonresponse Bias Introduced Through Attrition", *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, pp. 278-283.
- General Accounting Office (1994), *Elementary School Children: Many Change Schools Frequently, Harming Their Education*, Washington, DC: US Printing Office.
- Heinlein, L.M. and Shinn, M. (2000), "School Mobility and Student Achievement in an Urban Setting", *Psychology in the Schools*, 37 (4), pp. 349-357.
- Hendrick, M. (1996), "The Creation and Evaluation of Longitudinal Nonresponse Cells for the 1996 Survey of Income and Program Participation", *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, pp. 575-578.
- Kalton, G., Winglee, M., and Jabine, T. (1998), *SIPP Quality Profile, 3rd Edition*, SIPP Working Paper Number 230, U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census.
- Laurie, H., Smith, R., and Scott, L. (1999), "Strategies for Reducing Nonresponse in a Longitudinal Panel Survey", *Journal of Official Statistics*, 15 (2), pp.269-282.
- Lepkowski J. M. and Couper, M. P. (2002), "Nonresponse in the Second Wave of Longitudinal Household Surveys, in Groves, R. Dillman, D., Eltinge, J. and Little, R. (eds.) *Survey Nonresponse*, New York, NY: Wiley.
- National Center for Education Statistics (NCES) (2001), *Early Childhood Longitudinal Study, Kindergarten Class of 1998-99: Base Year Public-Use Data Files User's Manual (NCES 2001-029, revised)*, Washington, DC: U.S. Government Printing Office.
- Rizzo, L., Kalton, G., and Brick, J.M. (1996), "A Comparison of Some Weighting Adjustment Methods for Panel Nonresponse", *Survey Methodology*, 22, pp. 43-53.
- Simpson, G.A. and Fowler, M.G. (1994), "Geographic Mobility and Children's Emotional/Behavioral Adjustment and School Functioning", *Pediatrics*, 93 (2), pp. 303-309.
- West, J., Denton, K., and Germino, Hausken E. (2000), *America's Kindergartners*, NCES 2000-070, Washington, DC: National Center for Education Statistics.
- White, G. and Huang, H. (1982), "Mover Follow-up Costs for the Income Survey Development Program", *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, pp.376-381.