

Techniques d'enquête

Étude de divers estimateurs de la prévalence de la maladie mentale grave fondés sur un échantillon à deux phases

par Phillip S. Kott, Dan Liao, Jeremy Aldworth, Sarra L. Hedden,
Joseph C. Gfroerer, Jonaki Bose et Lisa Colpe

Date de diffusion : le 21 juin 2018



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à STATCAN.infostats-infostats.STATCAN@canada.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros sans frais suivants :

- Service de renseignements statistiques 1-800-263-1136
- Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants 1-800-363-7629
- Télécopieur 1-877-287-4369

Programme des services de dépôt

- Service de renseignements 1-800-635-7943
- Télécopieur 1-800-565-7757

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « Contactez-nous » > « Normes de service à la clientèle ».

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, les entreprises, les administrations et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Signes conventionnels dans les tableaux

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

- . indisponible pour toute période de référence
- .. indisponible pour une période de référence précise
- ... n'ayant pas lieu de figurer
- 0 zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
- 0^s valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
- ^p provisoire
- ^r révisé
- x confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
- ^E à utiliser avec prudence
- F trop peu fiable pour être publié
- * valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, représentée par le ministre de l'Industrie 2018

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'[entente de licence ouverte](#) de Statistique Canada.

Une [version HTML](#) est aussi disponible.

This publication is also available in English.

Étude de divers estimateurs de la prévalence de la maladie mentale grave fondés sur un échantillon à deux phases

Phillip S. Kott, Dan Liao, Jeremy Aldworth, Sarra L. Hedden, Joseph C. Gfroerer, Jonaki Bose et Lisa Colpe¹

Résumé

Un processus à deux phases a été utilisé par la *Substance Abuse and Mental Health Services Administration* pour estimer la proportion d'Américains adultes atteints d'une maladie mentale grave (MMG). La première phase correspondait à la *National Survey on Drug Use and Health* (NSDUH) réalisée annuellement, tandis que la seconde phase consistait en un sous-échantillon aléatoire d'adultes ayant répondu à la NSDUH. Les personnes qui ont répondu à la deuxième phase d'échantillonnage ont été soumises à une évaluation clinique visant à déceler les maladies mentales graves. Un modèle de prédiction logistique a été ajusté à ce sous-échantillon en prenant la situation de MMG (oui ou non) déterminée au moyen de l'instrument de deuxième phase comme variable dépendante, et les variables connexes recueillies dans la NSDUH auprès de tous les adultes comme variables explicatives du modèle. Des estimations de la prévalence de la MMG chez l'ensemble des adultes et au sein de sous-populations d'adultes ont ensuite été calculées en attribuant à chaque participant à la NSDUH une situation de MMG établie en comparant sa probabilité estimée d'avoir une MMG avec un seuil diagnostique choisi sur la distribution des probabilités prédites. Nous étudions d'autres options que cet estimateur par seuil diagnostique classique, dont l'estimateur par probabilité. Ce dernier attribue une probabilité estimée d'avoir une MMG à chaque participant à la NSDUH. La prévalence estimée de la MMG est la moyenne pondérée de ces probabilités estimées. Au moyen des données de la NSDUH et de son sous-échantillon, nous montrons que, même si l'estimateur par probabilité donne une plus petite erreur quadratique moyenne quand on estime la prévalence de la MMG parmi l'ensemble des adultes, il a une plus grande tendance que l'estimateur par seuil diagnostique classique à présenter un biais au niveau de la sous-population.

Mots-clés : Biais; estimateur corrigé du biais; domaine; théorie des sondages; asymptotique.

1 Introduction

La maladie mentale grave est définie comme le fait de présenter à l'heure actuelle, ou d'avoir présenté au cours de la dernière année, un trouble mental, comportemental ou émotionnel diagnostiquable (excepté les troubles du développement et les toxicomanies) d'une durée suffisante pour satisfaire les critères diagnostiques spécifiés dans le Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux, 4^e édition (American Psychiatric Association, 1994). La *National Survey on Drug Use and Health* (NSDUH), parrainée par la *Substance Abuse and Mental Health Services Administration* (SAMHSA), fournit des estimations nationales et au niveau de l'État de la consommation de produits du tabac, d'alcool et de drogues illicites parmi la population civile des États-Unis âgée de 12 ans et plus non placée en établissement. La *Mental Health Surveillance Study* (MHSS) est une étude de suivi qui était réalisée après l'interview principale de la NSDUH en vue d'estimer la prévalence de la maladie mentale grave (MMG) chez les adultes de 18 ans et plus au niveau national et pour certaines sous-populations d'intérêt. En raison de contraintes de budget et de temps, il n'était pas faisable en pratique d'administrer les interviews cliniques à l'échantillon complet de la NSDUH, qui compte environ 46 000 adultes par année, en vue d'obtenir les estimations de la

1. Phillip S. Kott, Dan Liao et Jeremy Aldworth, RTI International. Courriel : pkott@rti.org; Sarra L. Hedden, Joseph C. Gfroerer et Jonaki Bose, Substance Abuse and Mental Health Services Administration (SAMHSA), Center for Behavioral Health Statistics and Quality (CBHSQ), 5600 Fishers Lane, Rockville, MD 20857, États-Unis; Lisa Colpe, National Institute of Mental Health, 6001 Executive Blvd., Bethesda, MD 20892.

prévalence de la MMG. Donc, on a procédé à une deuxième phase d'échantillonnage, comme dans le cas de la *National Comorbidity Survey Replication* (voir Kessler, Chiu, Demler et Walters, 2005). De 2008 jusqu'à 2012, un sous-échantillon aléatoire (avant la non-réponse) d'adultes ayant répondu à la NSDUH a été soumis à une interview clinique dans les quatre semaines après l'interview principale de la NSDUH. Pour plus de renseignements au sujet de la NSDUH et du sous-échantillon clinique, le lecteur est invité à consulter le rapport du *Center for Behavioral Health Statistics and Quality* (CBHSQ), 2014.

Les évaluations cliniques ont été traitées comme la « norme de référence », malgré la possibilité d'erreurs humaines (ce sujet est abordé plus en détail à la section 4). Un modèle de prédiction logistique a été ajusté au sous-échantillon de répondants en traitant les évaluations cliniques de MMG (oui ou non) comme la variable dépendante et les variables contenues dans la NSDUH, comme les variables explicatives du modèle. Les variables de la NSDUH incluses dans le modèle de prédiction, obtenues auprès de 46 000 adultes participant à l'enquête principale, étaient des mesures de détresse psychologique et de déficience fonctionnelle dérivées des réponses aux questions de la NSDUH, une variable d'âge, l'existence autodéclarée d'un épisode dépressif majeur l'année précédente, et l'existence de pensées suicidaires graves l'année précédente. Le modèle de prédiction ajusté a ensuite été appliqué à l'échantillon complet de la NSDUH pour prédire, pour chaque adulte participant, la probabilité d'avoir une MMG en fonction de ses réponses à l'interview principale de la NSDUH.

Un participant adulte à la NSDUH dont la probabilité estimée d'avoir une MMG était égale ou supérieure à un certain seuil diagnostique s'est vu attribuer une valeur prédite de MMG de 1 (c'est-à-dire présente une MMG); sinon, on lui a attribué une valeur prédite de MMG de 0 (c'est-à-dire ne présente pas de MMG). Les taux de prévalence de la MMG pour l'ensemble des adultes et pour diverses sous-populations ont été estimés en se servant de ces valeurs prédites. Le seuil diagnostique a été établi de façon que, dans le sous-échantillon de la MHSS, les fractions pondérées de résultats faussement positifs (répondants du sous-échantillon dont le modèle prédisait qu'ils avaient une MMG, mais dont le diagnostic clinique indiquait qu'ils n'en avaient pas) et les résultats faussement négatifs (répondants du sous-échantillon dont le modèle prédisait qu'ils n'avaient pas de MMG, mais dont le diagnostic clinique indiquait qu'ils en avaient une) soient aussi proches de l'égalité que possible. L'égalité stricte était habituellement impossible parce que les probabilités prédites d'avoir une MMG ne prenaient qu'un nombre limité de valeurs selon les covariables incluses dans le modèle.

L'estimateur par seuil diagnostique classique est dérivé de la théorie de la fonction d'efficacité du récepteur ou courbe ROC (de l'anglais *Receiver Operating Characteristics*). Voir, par exemple, Fawcett (2006). À la section 2, nous faisons appel à la théorie des sondages fondée sur l'échantillonnage probabiliste (également dite « fondée sur le plan de sondage ») pour proposer d'autres options pour remplacer cet estimateur. L'une de celles-ci est l'estimateur par probabilité, qui attribue simplement à chaque participant à la NSDUH une probabilité estimée d'avoir une MMG, sans aucune désignation dichotomique. Nous présentons aussi les versions corrigées du biais de l'estimateur par seuil diagnostique classique et de

l'estimateur par probabilité. Ces versions sont similaires aux estimateurs par la régression généralisée (GREG) classiques (voir, par exemple, Särndal, Swensson et Wretman, 1989) et sont presque sans biais sous la théorie des sondages, que le modèle logistique tienne ou non. Dans chaque cas, le terme de correction du biais sert de fondement à une statistique de test pour déterminer si l'estimateur basé sur le modèle associé – estimateur par seuil diagnostique ou par probabilité – présente un biais significatif.

À la section 3, nous nous servons des données du sous-échantillon NSDUH/MHSS recueillies entre 2008 et 2012 pour évaluer les estimateurs proposés basés sur le modèle logistique. Nous montrons que l'estimateur par probabilité donne une plus petite erreur quadratique moyenne quand on estime la prévalence de la MMG chez l'ensemble des adultes, mais qu'il a une plus grande tendance que l'estimateur par seuil diagnostique classique à présenter un biais au niveau de la sous-population. Cela nous mène à proposer un estimateur par seuil diagnostique hybride qui est (au moins) plus efficace que l'estimateur par seuil diagnostique classique pour l'ensemble des adultes, tout en n'ayant pas tendance à être biaisé au niveau de la sous-population.

À la section 4, nous formulons quelques observations finales. Il importe de rappeler que la SAMHSA prévoyait se servir du modèle logistique ajusté sur les sous-échantillons de 2008 à 2012 pour calculer les estimations annuelles de la prévalence de la MMG chez les adultes d'après les réponses à la NSDUH au-delà de 2012, sans tirer de nouveaux sous-échantillons cliniques.

2 Quelques estimateurs

2.1 Sur l'ensemble des adultes

Soit S l'échantillon pertinent de répondants à la NSDUH (adultes de 18 ans et plus) de 2008 jusqu'à 2012, et w_k le poids d'analyse de la NSDUH (première phase) pour un individu $k \in S$. Soit S' le sous-échantillon de S dont les membres répondent à une évaluation clinique de leur situation de MMG. Soit $y_k = 1$ quand k obtient un diagnostic de maladie mentale grave, et $y_k = 0$ quand k obtient un diagnostic d'absence de maladie mentale grave. Soit ω_k le poids de deuxième phase d'échantillonnage d'un individu k dans S' . Par souci de commodité, nous fixons ω_k à 0 pour les individus présents dans S mais non dans S' .

Dans la pratique, les deux ensembles de poids ont été ajustés pour tenir compte de la non-réponse et de la sous-couverture, et pour augmenter leur efficacité, mais nous ignorerons ce fait ici pour simplifier. Nous supposerons plutôt que $1/w_k$ est la probabilité de sélection pour un répondant à la NSDUH, $1/\omega_k$, la probabilité de sélection pour un répondant du sous-échantillon de la MHSS, et donc w_k/ω_k , la probabilité de sélection conditionnelle d'un répondant du sous-échantillon sachant qu'il était un répondant à la NSDUH. Un estimateur presque sans biais de la prévalence de la MMG chez les adultes entre 2008 et 2012 basé sur l'échantillon à deux phases est $\bar{y}_U = \sum_{S'} \omega_k y_k / \sum_{S'} \omega_k$, « presque » sans biais parce que le dénominateur peut contenir une erreur d'échantillonnage.

Supposons que l'on exécute une régression logistique pondérée par ω_k sur les répondants du sous-échantillon d'adultes de la MHSS dans S' , avec y_k comme variable dépendante et en utilisant un vecteur raisonnable de covariables explicatives, \mathbf{x}_k , disponibles pour chaque répondant dans l'échantillon d'adultes de la NSDUH. La façon exacte dont les covariables sont choisies dépasse le cadre de la présente étude (pour cela, le lecteur est invité à consulter le rapport du Center for Behavioral Health Statistics and Quality, 2015; chapitre 4). Posons que le prédicteur pour y_k issu de cette régression logistique pondérée est $p_k = p(\mathbf{x}'_k \mathbf{b}) = [1 + \exp(-\mathbf{x}'_k \mathbf{b})]^{-1}$.

L'utilisation de poids pour ajuster le modèle de régression logistique protège contre la possibilité d'une corrélation entre les résidus du modèle et les probabilités de sélection. Cela est également en harmonie avec la façon dont la prévalence de la MMG a été estimée; cette estimation résultait de la régression pondérée de y_k sur la constante 1 sans aucune covariable.

En triant le sous-échantillon en fonction des valeurs de p_k , on peut trouver la valeur du seuil diagnostique p_c telle que l'égalité

$$\sum_{\substack{k \in S' \\ p_k \geq p_c}} \omega_k = \sum_{k \in S'} \omega_k y_k \quad (2.1)$$

soit vérifiée exactement ou aussi exactement que possible. Autrement dit, le nombre estimé d'adultes dans la population ayant une valeur de p_k égale ou supérieure au seuil diagnostique est approximativement égal au nombre estimé d'adultes ayant une MMG. Soit une variable indicatrice aléatoire c_k qui vaut 1 quand $p_k \geq p_c$ et 0 autrement. Un seuil diagnostique déterminé en utilisant l'équation (2.1) égalise aussi autant que possible les nombres pondérés de faux positifs ($\sum_{S': c_k=1} \omega_k (1 - y_k)$) et de faux négatifs ($\sum_{S': c_k=0} \omega_k y_k$) dans S' .

Deux estimateurs de la prévalence de la MMG chez les adultes sont l'estimateur *par seuil diagnostique* et l'estimateur *par probabilité* basés sur le modèle :

$$\bar{y}_C = \frac{\sum_S w_k c_k}{\sum_S w_k}, \quad (2.2)$$

et

$$\bar{y}_P = \frac{\sum_S w_k p_k}{\sum_S w_k}, \quad (2.3)$$

qui sont calculés en utilisant l'échantillon complet de la NSDUH plutôt que le sous-échantillon plus petit de la MHSS comme cela est le cas de \bar{y}_U .

Nous supposons maintenant que l'une des covariables dans le modèle logistique est 1 ou l'équivalent ($\mathbf{x}'_k \boldsymbol{\gamma} = 1$ pour une certaine valeur de $\boldsymbol{\gamma}$). Sous cette hypothèse, l'estimateur par probabilité de la prévalence de la MMG est exactement égal à un estimateur par probabilité *corrigé du biais* donné ci-après :

$$\begin{aligned} \bar{y}_{P-BC} &= \frac{\sum_{S'} \omega_k y_k}{\sum_{S'} \omega_k} + \left(\frac{\sum_{S'} w_k p_k}{\sum_{S'} w_k} - \frac{\sum_{S'} \omega_k p_k}{\sum_{S'} \omega_k} \right) \\ &= \frac{\sum_{S'} w_k p_k}{\sum_{S'} w_k} + \frac{\sum_{S'} \omega_k (y_k - p_k)}{\sum_{S'} \omega_k}. \end{aligned} \quad (2.4)$$

L'égalité entre \bar{y}_P et \bar{y}_{P-BC} résulte du fait que le numérateur du *terme de correction du biais* à la deuxième ligne de l'équation (2.4), $\sum_{S'} \omega_k (y_k - p_k) / \sum_{S'} \omega_k$, égale zéro. L'ajustement d'une régression logistique force $\sum_{S'} \omega_k (y_k - p_k) \mathbf{x}_k = \mathbf{0}$, et nous avons supposé que \mathbf{x}_k contient 1 ou l'équivalent.

Puisque l'espérance du terme entre parenthèses à la *première* ligne de l'équation (2.4) est presque nulle sous des conditions faibles, $\bar{y}_P = \bar{y}_{P-BC}$, comme \bar{y}_U , est presque sans biais sous la théorie des sondages. *Cela est vrai, que le modèle utilisé pour déterminer les p_k soit correct ou non* à condition que \mathbf{b} dans $p_k = p(\mathbf{x}'_k \mathbf{b}) = [1 + \exp(-\mathbf{x}'_k \mathbf{b})]^{-1}$ converge vers *quelque chose* à mesure que les tailles du sous-échantillon de la MHSS et de l'échantillon de la NSDUH deviennent arbitrairement grandes.

L'estimateur \bar{y}_{P-BC} est analogue à l'estimateur GREG bien connu. Il suit Lehtonen et Veijanen (1998), et calcule les p_k au moyen d'un modèle logistique au lieu du modèle linéaire de l'estimateur GREG.

Un estimateur par seuil diagnostique corrigé du biais est donné par

$$\begin{aligned} \bar{y}_{C-BC} &= \frac{\sum_{S'} \omega_k y_k}{\sum_{S'} \omega_k} + \left(\frac{\sum_{S'} w_k c_k}{\sum_{S'} w_k} - \frac{\sum_{S'} \omega_k c_k}{\sum_{S'} \omega_k} \right) \\ &= \frac{\sum_{S'} w_k c_k}{\sum_{S'} w_k} + \frac{\sum_{S'} \omega_k (y_k - c_k)}{\sum_{S'} \omega_k}. \end{aligned} \quad (2.5)$$

En suivant le même raisonnement que plus haut, cet estimateur est également presque sans biais sous des conditions faibles. Il est proche de l'estimateur par seuil diagnostique basé sur le modèle puisque le terme de correction du biais, $\sum_{S'} \omega_k (y_k - c_k) / \sum_{S'} \omega_k$, est presque nul. Le terme de correction du biais serait exactement nul s'il existait un seuil diagnostique p_C qui satisfait exactement l'équation (2.1).

2.2 Estimation par domaine

Examinons maintenant une sous-population de l'ensemble d'adultes, par exemple les hommes ou tous les adultes qui ont été traités pour une maladie mentale (ou tous les adultes qui vivent dans un État particulier). Ce genre de population est appelé « domaine » d'intérêt. Pour estimer la prévalence de la MMG dans un domaine, nous pouvons simplement insérer un indicateur d'appartenance au domaine, d_k , qui vaut 1 quand k est dans le domaine, et 0 autrement, dans toutes nos estimations :

$$\bar{y}_{U(d)} = \frac{\sum_{S'} \omega_k y_k d_k}{\sum_{S'} \omega_k d_k} \quad (2.6)$$

$$\bar{y}_{P(d)} = \frac{\sum_{S'} w_k p_k d_k}{\sum_{S'} w_k d_k} \quad (2.7)$$

$$\bar{y}_{C(d)} = \frac{\sum_{S'} w_k c_k d_k}{\sum_{S'} w_k d_k} \quad (2.8)$$

$$\begin{aligned} \bar{y}_{P-BC(d)} &= \bar{y}_{U(d)} + \left(\frac{\sum_{S'} w_k p_k d_k}{\sum_{S'} w_k d_k} - \frac{\sum_{S'} \omega_k p_k d_k}{\sum_{S'} \omega_k d_k} \right) \\ &= \frac{\sum_{S'} w_k p_k d_k}{\sum_{S'} w_k d_k} + \frac{\sum_{S'} \omega_k (y_k - p_k) d_k}{\sum_{S'} \omega_k d_k} \end{aligned} \quad (2.9)$$

$$\begin{aligned}\bar{y}_{C-BC(d)} &= \bar{y}_{U(d)} + \left(\frac{\sum_S w_k c_k d_k}{\sum_S w_k d_k} - \frac{\sum_{S'} \omega_k c_k d_k}{\sum_{S'} \omega_k d_k} \right) \\ &= \frac{\sum_S w_k c_k d_k}{\sum_S w_k d_k} + \frac{\sum_{S'} \omega_k (y_k - c_k) d_k}{\sum_{S'} \omega_k d_k}.\end{aligned}\quad (2.10)$$

C'est ici que les termes de correction du biais jouent un rôle important. Si le modèle logistique, qui a été ajusté sur le sous-échantillon de *l'ensemble* des adultes, tient dans le domaine, alors $\sum_{S'} \omega_k d_k (y_k - p_k) / \sum_{S'} \omega_k d_k$ sera une estimation de zéro, et l'estimateur par probabilité basé sur le modèle, $\bar{y}_{P(d)}$ dans l'équation (2.7), sera presque sans biais. Si le modèle ne tient pas dans le domaine (par exemple, si les hommes sont plus susceptibles d'avoir une MMG que ne le prédit le modèle), alors l'estimateur par probabilité basé sur le modèle peut être considérablement biaisé.

L'ajout de la correction du biais $\sum_{S'} \omega_k d_k (y_k - p_k) / \sum_{S'} \omega_k d_k$ à $\bar{y}_{P(d)}$ produit un estimateur qui est presque sans biais sous la théorie des sondages. Toutefois, quand le modèle tient dans le domaine, l'application de la correction résultera presque certainement en une diminution de la précision. Un argument similaire peut être fait concernant le caractère approprié de l'ajout du terme $\sum_{S'} \omega_k d_k (y_k - c_k) / \sum_{S'} \omega_k d_k$ figurant dans l'équation (2.10) à l'estimateur par seuil diagnostique $\bar{y}_{C(d)}$, donné par l'équation (2.8).

Les équations (2.4) et (2.5) peuvent être considérées comme des cas particuliers de (2.9) et (2.10), respectivement, avec $d_k \equiv 1$.

3 Le sous-échantillon de la MHSS

3.1 À propos du sous-échantillon de la MHSS

La NSDUH est une enquête réalisée selon un plan d'échantillonnage probabiliste à plusieurs degrés stratifié. De 2008 à 2012, le sous-échantillon de la MHSS a été tiré chaque année par échantillonnage de Poisson parmi les adultes ayant répondu à la NSDUH cette année-là. Les probabilités de sélection dans le sous-échantillon ont été déterminées chaque année en utilisant un algorithme qui avait tendance à suréchantillonner les adultes présentant un niveau élevé de détresse psychologique. L'algorithme variait d'une année à l'autre. Voir le rapport du Center for Behavioral Health Statistics and Quality (2014, chapitre 3) pour des renseignements plus détaillés.

La taille cible du sous-échantillon de répondants était d'environ 750 pour 2008, tandis qu'elle était de 500 pour 2009 et 2010, respectivement, et de 1 500 pour 2011 et 2012, respectivement. Un ensemble de données regroupant tous les répondants pour la période de 2008 à 2012 a été créé pour modéliser la MMG. Les poids pour la modélisation ont été établis en supposant que le même modèle était vérifié pour toutes les années. Par conséquent, un poids plus important a été donné aux échantillons de 2011 et de 2012 qu'aux échantillons des années antérieures (Center for Behavioral Health Statistics and Quality, 2014; chapitre 5).

Pour les besoins de notre étude, nous avons traité ces poids de sous-échantillon et les poids de la NSDUH associés comme étant donnés et basés sur la théorie des sondages. Nous avons également traité les strates et deux unités primaires d'échantillonnage (UPE) de variance pour chacune des 50 strates de variance

établies pour l'estimateur de variance pour le sous-échantillon de la MHSS comme s'il s'agissait des strates de variance et des UPE de variance pour la NSDUH. Enfin, nous avons traité les UPE de la NSDUH comme si elles étaient sélectionnées avec remise.

3.2 Estimation de la variance sous la théorie des sondages

Puisque les estimations des totaux de domaine corrigées du biais dans les équations (2.9) et (2.10) sont presque sans biais sous la théorie des sondages, on peut faire appel à la linéarisation pour estimer leurs variances. Dans la suite de l'exposé, nous utilisons des variantes des estimateurs corrigés du biais donnés par les équations (2.9) et (2.10) pour simplifier l'estimation de la variance.

En nous souvenant que $\omega_k = 0$ quand $k \notin S'$, un estimateur de variance pour la moyenne d'échantillon

$$\bar{y}_{z(d)} = \frac{\sum_S w_k z_k d_k}{\sum_S w_k d_k}, \quad (3.1)$$

sous échantillonnage à plusieurs degrés stratifié, où $z_k = p_k + (\omega_k / w_k)(y_k - p_k)$, est donné par

$$v(\bar{y}_{z(d)}) = \frac{\sum_{h=1}^{50} \left[\sum_{k \in S_{h1}} w_k d_k (z_k - \bar{y}_{z(d)}) - \sum_{k \in S_{h2}} w_k d_k (z_k - \bar{y}_{z(d)}) \right]^2}{\left(\sum_S w_k d_k \right)^2}, \quad (3.2)$$

où S_{hj} représente les répondants dans la j^e UPE de variance et la strate de variance h . Il est également un estimateur de variance pour la variante asymptotiquement identique de l'estimateur par probabilité corrigé du biais qui suit :

$$\bar{y}_{P-BC2(d)} = \frac{\sum_S w_k p_k d_k}{\sum_S w_k d_k} + \frac{\sum_S \omega_k (y_k - p_k) d_k}{\sum_S w_k d_k}. \quad (3.3)$$

Il en est ainsi parce que le sous-échantillon de la MHSS est poissonnien (et donc indépendant sur les adultes ainsi que les UPE) et que le premier degré de l'échantillon de la NSDUH est traité comme si le tirage avait été effectué avec remise.

De même, en redéfinissant $z_k = c_k + (\omega_k / w_k)(y_k - c_k)$, un estimateur de la variance de la moyenne d'échantillon de l'équation (3.1) est également un estimateur de variance pour cette variante de l'estimateur corrigé du biais :

$$\bar{y}_{C-BC2(d)} = \frac{\sum_S w_k c_k d_k}{\sum_S w_k d_k} + \frac{\sum_S \omega_k (y_k - c_k) d_k}{\sum_S w_k d_k}. \quad (3.4)$$

L'approche d'estimation de la variance susmentionnée suppose que les tailles des sous-échantillons de répondants dans les domaines sont telles que p_k / P_k et c_k / C_k peuvent être traités comme une valeur unitaire, où P_k et C_k sont les limites de p_k et c_k , respectivement, à mesure que le sous-échantillon (simultanément à l'échantillon et à la population de la NSDUH) devient arbitrairement grand. En fait, tous ces ratios sont supposés être $1 + O_p(1/\sqrt{n})$, où n est la taille du sous-échantillon de la MHSS.

Considérons maintenant un terme de correction du biais calculé, disons $\sum_S \omega_k (y_k - p_k) d_k / \sum_S w_k d_k$ ou $\sum_S \omega_k (y_k - c_k) d_k / \sum_S w_k d_k$. Pour déterminer si le terme diffère significativement de zéro, on peut créer une statistique t asymptotique de la manière habituelle, en divisant le terme par son erreur-type.

Pour évaluer les estimateurs à la section 3.3, nous utiliserons plutôt les équivalents asymptotiques :

$$\text{Mesure du biais}(\bar{y}_{P(d)}) = \sum_{S'} \omega_k (y_k - p_k) d_k / \sum_{S'} \omega_k d_k, \quad (3.5)$$

et

$$\text{Mesure du biais}(\bar{y}_{C(d)}) = \sum_{S'} \omega_k (y_k - c_k) d_k / \sum_{S'} \omega_k d_k \quad (3.6)$$

pour créer une statistique t asymptotique pour l'évaluation des biais au niveau du domaine, afin que la procédure DESCRIPT dans SUDAAN (RTI International, 2012) puisse être employée pour traiter les p_k et c_k comme étant fixés (similairement, que l'estimateur de variance pour (3.3) dans l'équation (3.2) puisse être calculé en utilisant DESCRIPT). En outre, puisque pratiquement toute l'erreur d'échantillonnage dans les termes de correction du biais provient de la phase de sous-échantillonnage pour la MHSS (même en 2011 et en 2012, le sous-échantillon ne représentait que 3 % de l'échantillon d'adultes de la NSDUH), nous traitons les erreurs-types des mesures du biais comme si elles étaient calculées pour un échantillon de Poisson avec des fractions d'échantillonnage si petites qu'elles peuvent être ignorées, ce qui équivaut à un échantillon d'éléments sélectionné avec remise aux fins de l'estimation de la variance. Par exemple, pour l'estimateur de variance de $\text{Mesure du biais}(\bar{y}_{P(d)})$, nous calculons (en utilisant la procédure DESCRIPT dans SUDAAN) : $v[\text{Mesure du biais}(\bar{y}_{P(d)})] = \frac{n}{n-1} \sum_{S'} [\omega_k \{y_k - p_k\} - \text{Mesure du biais}(\bar{y}_{P(d)})] d_k]^2 / (\sum_{S'} \omega_k d_k)^2$, où n est la taille d'échantillon de S' .

3.3 Évaluation des estimateurs

Le modèle utilisé par la SAMHSA pour prédire la prévalence de la MMG d'après les réponses des adultes à la NSDUH était un modèle logistique à cinq variables (Center for Behavioral Health Statistics and Quality, 2014; chapitre 7). Deux des variables étaient des scores totaux rééchelonnés, obtenus au moyen de courts questionnaires visant à mesurer la détresse psychologique et la déficience fonctionnelle due à la détresse. La troisième était une variable dichotomique (0/1) créée à partir des réponses à une série de questions visant à déterminer si la personne avait vécu un épisode dépressif majeur l'année précédente. La quatrième était également une variable dichotomique 0/1 qui indiquait si la personne avait sérieusement envisagé de se suicider l'année précédente, et la cinquième était une fonction de l'âge, linéaire de 18 à 30 ans et constante après 30 ans. Des renseignements sur la sélection de ce modèle figurent dans le rapport du Center for Behavioral Health Statistics and Quality (2015, chapitre 4).

Nous nous sommes servis de ce modèle afin de créer un ensemble d'estimations par seuil diagnostique et par probabilité au niveau du domaine à partir des ensembles de données combinés pour 2008 à 2012 et d'évaluer le biais potentiel de ces estimations. Certains résultats sont présentés aux tableaux 3.1 et 3.2. Ces tableaux contiennent des estimations pour des domaines fondés sur des caractéristiques personnelles plutôt que sur l'État de résidence, parce qu'il semblait plus probable que d'importants biais soient observés pour ces caractéristiques que pour les États. En outre, les tailles d'échantillon pour les caractéristiques tendaient à être plus grandes que pour les États.

Le tableau 3.1 montre que l'utilisation de la probabilité corrigée du biais dans l'équation (2.9) est habituellement un peu plus efficace (donne une erreur-type plus petite) que l'estimateur direct $\bar{y}_{U(d)} = \sum_{S'} \omega_k d_k y_k / \sum_{S'} \omega_k d_k$. L'estimateur par seuil diagnostique corrigé du biais dans l'équation (2.10) est

plus efficace que l'estimateur direct dans certains cas et dans d'autres, non. Dans le tableau 3.1, les erreurs-types sont les racines carrées des estimateurs de variance par linéarisation pour l'estimateur direct $\bar{y}_{U(d)}$ susmentionné ou pour l'estimateur corrigé du biais de l'équation (3.1) avec la variable non aléatoire z_k définie comme il convient, chacun calculé en supposant un échantillon avec remise stratifié d'unités primaires d'échantillonnage et un sous-échantillon probabiliste d'individus à l'intérieur de chaque UPE; c'est-à-dire, avec l'équation (3.2). Pour $v(\bar{y}_{U(d)})$, le terme $z_k - \bar{y}_{z(d)}$ est remplacé par $y_k - \bar{y}_{U(d)}$.

Tableau 3.1
Estimateurs presque sans biais avec leurs erreurs-types

	Direct (éq. 2.6)		Seuil diagnostique corrigé du biais (éq. 2.10)		Probabilité corrigée du biais (éq. 2.9)	
	Estimation	E.-t.	Estimation	E.-t.*	Estimation	E.-t.*
Ensemble des adultes	3,93	0,29	3,96	0,26	3,91	0,23
Hommes	2,96	0,34	2,91	0,39	3,01	0,31
Femmes	4,84	0,46	4,93	0,39	4,74	0,36
Âge : 18 à 25 ans	3,77	0,62	3,97	0,48	3,66	0,52
Âge : 26 à 34 ans	4,35	0,68	4,29	0,61	4,37	0,57
Âge : 35 à 49 ans	5,74	0,57	6,15	0,52	5,87	0,50
Âge : 50 ans et plus	2,74	0,40	2,47	0,47	2,60	0,36
Blanc, non hispanique	4,43	0,35	4,47	0,30	4,34	0,27
Noir, non hispanique	3,28	0,54	3,62	0,42	3,38	0,40
Autre, non hispanique	4,09	1,25	4,27	1,10	4,33	1,12
Hispanique	2,02	0,71	1,68	0,88	2,11	0,70
Nord-est	2,80	0,51	3,59	0,49	3,25	0,47
Centre nord	4,17	0,49	3,99	0,53	4,13	0,37
Sud	3,74	0,49	3,93	0,51	3,65	0,45
Ouest	5,04	0,84	4,26	0,57	4,62	0,57
Occupé à temps plein	2,36	0,29	2,36	0,28	2,32	0,25
Occupé à temps partiel	4,34	0,71	3,82	0,55	3,91	0,46
Chômeur	5,64	1,22	6,57	0,92	6,13	0,90
Autre situation d'emploi	6,21	0,66	6,22	0,64	6,15	0,55
Pas de diplôme d'études secondaires	5,69	0,99	4,44	0,77	4,72	0,71
Diplôme d'études secondaires	4,05	0,57	4,08	0,57	4,14	0,44
Études collégiales partielles	4,14	0,57	4,31	0,44	4,18	0,40
Diplôme collégial	2,88	0,52	3,27	0,46	3,01	0,46
Métropolitain	3,78	0,45	3,96	0,39	3,74	0,37
Petite métropole	4,15	0,47	3,60	0,44	3,96	0,29
Non métropolitain	3,99	0,47	4,63	0,54	4,36	0,48
Assurance maladie : Oui	3,57	0,31	3,83	0,26	3,65	0,24
Assurance maladie : Non	5,73	0,94	4,65	0,93	5,24	0,74
< 100 % du seuil de pauvreté	9,01	1,30	9,00	1,23	8,62	1,05
100 % à 199 % du seuil de pauvreté	5,61	0,85	4,72	0,63	4,88	0,52
100 % du seuil de pauvreté	2,59	0,28	2,64	0,28	2,61	0,23
Traitement de santé mentale reçu : Oui	18,84	1,57	19,69	1,29	19,00	1,32
Traitement de santé mentale reçu : Non	1,54	0,18	1,42	0,20	1,46	0,15

* L'erreur-type est égale à la racine carrée de l'estimation de variance calculée en utilisant l'équation (3.2) avec z_k définie de manière appropriée.

Le tableau donne à penser que la correction du modèle apporte peu d'amélioration et nous renvoie aux estimateurs par probabilité ou par seuil diagnostique basés sur le modèle des équations (2.7) et (2.8), à moins que ces estimateurs présentent des biais systématiques. Le tableau 3.2 (avec les mesures du biais et leurs erreurs-types calculées comme il est décrit à la section 3.2) suggère fortement que l'estimateur par

probabilité, quoique sans biais si l'on estime la prévalence de la MMG pour l'ensemble des adultes, peut être très biaisé au niveau du domaine. Par contre, l'estimateur par seuil diagnostique ne présente un biais important au seuil de signification de 0,1 que dans deux domaines, et n'en présente jamais au seuil de signification de 0,05. Puisque nous avons calculé les valeurs p bilatérales pour 32 domaines, deux domaines dont les valeurs p sont inférieures à 0,1 est à peu près ce que l'on devrait s'attendre à observer sous l'hypothèse nulle selon laquelle l'estimateur par seuil diagnostique est sans biais au niveau du domaine.

Tableau 3.2
Estimations basées sur le modèle et leurs mesures du biais

	Seuil diagnostique classique (éq. 2.8)			Probabilité (éq. 2.7)		
	Estimation	Mesure du biais	E.-t. de la mesure du biais	Estimation	Mesure du biais	E.-t. de la mesure du biais
Ensemble des adultes	3,95	-0,01	0,27	3,91	0,00	0,23
Hommes	2,99	0,08	0,42	3,18	0,17	0,34
Femmes	4,84	-0,10	0,34	4,58	-0,16	0,31
Âge : 18 à 25 ans	3,94	-0,02	0,55	3,59	-0,07	0,49
Âge : 26 à 34 ans	5,03	0,69	0,66	4,64	0,26	0,51
Âge : 35 à 49 ans	5,08	-1,10*	0,57	4,77	-1,15**	0,55
Âge : 50 ans et plus	2,84	0,37	0,42	3,21	0,61*	0,32
Blanc, non hispanique	4,31	-0,17	0,33	4,18	-0,16	0,28
Noir, non hispanique	3,14	-0,48	0,45	3,38	0,00	0,46
Autre, non hispanique	3,14	-1,14	1,13	3,47	-0,86	1,08
Hispanique	3,31	1,63*	0,85	3,28	1,17	0,65
Nord-est	3,55	-0,04	0,39	3,62	0,33	0,35
Centre nord	4,16	0,16	0,60	4,02	-0,10	0,40
Sud	3,80	-0,13	0,52	3,86	0,22	0,44
Ouest	4,28	0,02	0,56	4,10	-0,56	0,55
Occupé à temps plein	2,76	0,38	0,33	3,09	0,75**	0,28
Occupé à temps partiel	4,19	0,39	0,59	4,05	0,15	0,47
Chômeur	6,61	0,03	0,75	5,48	-0,57	0,70
Autre situation d'emploi	5,33	-0,93	0,66	4,91	-1,30	0,56
Pas de diplôme d'études secondaires	4,34	-0,11	0,90	4,15	-0,64	0,83
Diplôme d'études secondaires	4,09	0,01	0,59	3,92	-0,22	0,46
Études collégiales partielles	4,50	0,18	0,37	4,35	0,17	0,31
Diplôme collégial	3,09	-0,16	0,46	3,36	0,33	0,40
Métropolitain	3,63	-0,34	0,38	3,68	-0,06	0,35
Petite métropole	4,35	0,73	0,49	4,20	0,23	0,35
Non métropolitain	4,24	-0,38	0,59	4,09	-0,27	0,51
Assurance maladie : Oui	3,67	-0,16	0,27	3,72	0,07	0,24
Assurance maladie : Non	5,39	0,72	0,86	4,89	-0,34	0,68
< 100 % du seuil de pauvreté	7,21	-2,07	1,27	6,13	-2,88**	1,16
100 % à 199 % du seuil de pauvreté	4,83	0,12	0,62	4,53	-0,38	0,55
100 % du seuil de pauvreté	2,98	0,32	0,28	3,24	0,61***	0,21
Traitement de santé mentale reçu : Oui	18,33	-1,37	1,31	13,97	-5,07***	1,26
Traitement de santé mentale reçu : Non	1,62	0,20	0,23	2,28	0,81***	0,17

* La mesure du biais diffère significativement de zéro au seuil de signification de 0,1.

** La mesure du biais diffère significativement de zéro au seuil de signification de 0,05.

*** La mesure du biais diffère significativement de zéro au seuil de signification de 0,01.

Un résultat curieux mérite d'être mentionné brièvement. L'estimateur par seuil diagnostique appliqué à l'ensemble des adultes présente un biais très faible (-0,01), de sorte que la racine carrée de son erreur quadratique moyenne estimée est égale à l'erreur-type de l'estimateur par seuil diagnostique corrigé du biais

après arrondissement (0,26). Étrangement, cette valeur est plus petite que l'erreur-type de sa mesure du biais (0,27). Une raison possible de la différence entre les deux erreurs-types est que nous avons utilisé $\sum_S \omega_k (y_k - c_k) d_k / \sum_S \omega_k d_k$ comme terme de correction du biais et $\sum_S \omega_k (y_k - c_k) d_k / \sum_S \omega_k d_k$ comme mesure du biais dans un domaine; l'ensemble des adultes étant le cas particulier où $d_k \equiv 1$. Notre analyse (non présentée) est que la différence entre les dénominateurs a très peu d'effet.

L'élément qui a un effet plus important est de ne pas tenir compte de la stratification et de la mise en grappes de l'échantillon de la NSDUH pour calculer les erreurs-types des mesures du biais. Étonnamment, ne pas tenir compte de la mise en grappes a effectivement tendance à augmenter les erreurs-types. Cela pourrait tenir au fait que la mise en grappes dans la NSDUH n'a pratiquement aucun effet mesurable sur la variance, de sorte que toute différence entre les estimations de l'erreur-type calculées avec et sans mise en grappes est attribuable à un bruit aléatoire ou à des biais asymptotiques qui ne sont effectivement pas ignorables dans les estimations finies.

3.4 Un seuil diagnostique hybride

Considérons l'hybride qui suit des estimateurs par probabilité et par seuil diagnostique classique. Supposons que nous ayons trié l'échantillon de la NSDUH plutôt que simplement le sous-échantillon de la MHSS en fonction des valeurs de p_k prédites, et que nous ayons établi un seuil diagnostique hybride p_H tel que l'expression

$$\sum_{\substack{k \in S \\ p_k \geq p_H}} w_k = \sum_{k \in S} w_k p_k \quad (3.7)$$

soit vérifiée le plus étroitement possible. En posant que $h_k = 1$ quand $p_k > p_H$ et 0 autrement, l'estimateur par seuil diagnostique hybride de la prévalence de la MMG dans un domaine est

$$\bar{y}_{H(d)} = \frac{\sum_S w_k h_k d_k}{\sum_S w_k d_k}. \quad (3.8)$$

Il n'est pas difficile de voir que, pour l'ensemble des adultes, si l'on peut trouver une valeur de p_H qui satisfait l'équation (3.7), alors l'estimateur par seuil diagnostique hybride sera exactement égal à l'estimateur par probabilité. Sinon, l'estimateur par seuil diagnostique hybride pour l'ensemble des adultes aura un léger biais, qui pourra être mesuré, élevé au carré, puis ajouté à l'erreur-type de l'estimateur par probabilité pour égaler la racine carrée de son erreur quadratique moyenne. Dans ces conditions, l'estimation hybride de la prévalence de la MMG pour l'ensemble des adultes s'arrondit à 3,89. La racine carrée de son erreur quadratique moyenne s'arrondit à la même valeur que l'erreur-type de l'estimateur par probabilité (0,23).

Le tableau 3.3 répète en grande partie le tableau 3.2 pour l'estimateur par seuil diagnostique classique, mais donne aussi les résultats pour l'estimateur hybride

$$(\text{Mesure du biais}(\bar{y}_{H(d)})) = \sum_S \omega_k (y_k - h_k) d_k / \sum_S \omega_k d_k. \quad (3.9)$$

L'erreur-type de ce dernier est calculée de manière analogue à celles de $\bar{y}_{C(d)}$ et $\bar{y}_{P(d)}$. Les deux ensembles de résultats fondés sur les seuils diagnostiques sont similaires, mais la mesure du biais pour l'estimateur hybride diffère de manière significative de zéro au seuil de signification de 0,05 dans deux domaines (tous

deux avec une valeur p de 0,043). Puisque 32 domaines sont analysés, ce résultat demeure concordant avec l'hypothèse nulle d'absence de biais au niveau du domaine.

Tableau 3.3
Estimateurs par seuil diagnostique et leurs mesures du biais

	Seuil diagnostique classique (éq. 2.8)			Seuil diagnostique hybride (éq. 3.8)		
	Estimation	Mesure du biais	E.-t. de la mesure du biais	Estimation	Mesure du biais	E.-t. de la mesure du biais
Ensemble des adultes	3,95	-0,01	0,27	3,89	-0,10	0,27
Hommes	2,99	0,08	0,42	2,94	0,03	0,42
Femmes	4,84	-0,10	0,34	4,78	-0,21	0,33
Âge : 18 à 25 ans	3,94	-0,02	0,55	3,89	-0,03	0,55
Âge : 26 à 34 ans	5,03	0,69	0,66	4,97	0,68	0,66
Âge : 35 à 49 ans	5,08	-1,10*	0,57	5,02	-1,16**	0,57
Âge : 50 ans ou plus	2,84	0,37	0,42	2,79	0,22	0,41
Blanc, non hispanique	4,31	-0,17	0,33	4,24	-0,22	0,33
Noir, non hispanique	3,14	-0,48	0,45	3,10	-0,48	0,45
Autre, non hispanique	3,14	-1,14	1,13	3,11	-1,14	1,13
Hispanique	3,31	1,63*	0,85	3,25	1,30	0,79
Nord-est	3,55	-0,04	0,39	3,50	-0,05	0,39
Centre nord	4,16	0,16	0,60	4,12	0,07	0,59
Sud	3,80	-0,13	0,52	3,74	-0,29	0,51
Ouest	4,28	0,02	0,56	4,23	0,01	0,56
Occupé à temps plein	2,76	0,38	0,33	2,71	0,36	0,33
Occupé à temps partiel	4,19	0,39	0,59	4,16	0,37	0,59
Chômeur	6,61	0,03	0,75	6,43	-0,27	0,69
Autre situation d'emploi	5,33	-0,93	0,66	5,27	-1,09*	0,65
Pas de diplôme d'études secondaires	4,34	-0,11	0,90	4,21	-0,14	0,90
Diplôme d'études secondaires	4,09	0,01	0,59	4,03	-0,26	0,56
Études collégiales partielles	4,50	0,18	0,37	4,45	0,18	0,37
Diplôme collégial	3,09	-0,16	0,46	3,07	-0,17	0,46
Métropolitain	3,63	-0,34	0,38	3,58	-0,36	0,38
Petite métropole	4,35	0,73	0,49	4,27	0,58	0,47
Non métropolitain	4,24	-0,38	0,59	4,19	-0,53	0,58
Assurance maladie : Oui	3,67	-0,16	0,27	3,62	-0,20	0,27
Assurance maladie : Non	5,39	0,72	0,86	5,31	0,44	0,82
< 100 % du seuil de pauvreté	7,21	-2,07	1,27	7,12	-2,44**	1,21
100 % à 199 % du seuil de pauvreté	4,83	0,12	0,62	4,78	-0,01	0,61
> 200 % du seuil de pauvreté	2,98	0,32	0,28	2,93	0,30	0,28
Traitement de santé mentale reçu : Oui	18,33	-1,37	1,31	18,19	-1,46	1,31
Traitement de santé mentale reçu : Non	1,62	0,20	0,23	2,28	0,81	1,17

* La mesure du biais diffère significativement de zéro au seuil de signification de 0,1.

** La mesure du biais diffère significativement de zéro au seuil de signification de 0,05.

4 Quelques observations finales

Les attributs de la santé mentale de la population ont été estimés en utilisant des données provenant d'un sous-échantillon de personnes sélectionnées parmi les participants à une grande enquête générale et soumises à une évaluation diagnostique clinique pour élaborer des modèles prévisionnels qui sont ensuite appliqués à l'échantillon complet (voir, par exemple, Kessler, Abelson, Demler, Escobar, Gibbon, Guyer, Howes, Jin, Vega, Walters, Wang, Zaslavsky et Zheng, 2004). Il s'agit de la méthodologie utilisée par la

SAMHSA pour la NSDUH annuelle et le sous-échantillon d'adultes de la MHSS pour la période de 2008 à 2012.

Nous avons montré au moyen des données du sous-échantillon NSDUH/MHSS que l'estimation de la prévalence de la MMG pour l'ensemble de la population, ici les adultes, en utilisant les probabilités directement estimées d'avoir une MMG plutôt que la méthodologie du seuil diagnostique classique produit une erreur-type plus faible. Néanmoins, l'estimateur de la prévalence de la MMG que nous avons convenu d'appeler estimateur par probabilité peut souvent présenter un biais important au niveau du domaine, contrairement à l'estimateur par seuil diagnostique classique.

Nous avons également étudié les versions corrigées du biais des deux estimateurs fondés sur la théorie des sondages. Malheureusement, ces estimateurs étaient à peine plus efficaces que le simple calcul direct des estimations à partir du sous-échantillon de la MHSS, surtout pour les sous-populations.

Nous avons évalué un estimateur par seuil diagnostique hybride qui était légèrement plus efficace que l'estimateur par seuil diagnostique classique pour estimer la prévalence de la MMG chez les adultes. Il ne présentait pas les biais importants au niveau du domaine dont souffrait l'estimateur par probabilité, mais la question de savoir s'il est dépourvu de biais au niveau du domaine n'est pas entièrement éclaircie.

En 2013, la SAMHSA a mis un terme à la réalisation des évaluations cliniques. Néanmoins, l'organisme a continué de calculer les estimations de la prévalence de la MMG chez les adultes en se basant sur le modèle et les seuils diagnostiques établis en se servant du sous-échantillon de la MHSS pour la période de 2008 à 2012. L'estimateur par seuil diagnostique classique qui affichait des biais au niveau du domaine plus faibles dans nos tableaux continue aussi d'être utilisé pour l'estimation de la prévalence de la MMG au niveau de l'État, ainsi que pour les domaines analysés ici.

Une question troublante est celle de savoir comment un estimateur par seuil diagnostique classique pour la MMG dérivé d'un modèle logistique ajusté aux données du sous-échantillon de la MHSS peut être moins sujet au biais qu'un estimateur par probabilité fondé sur un modèle ajusté à l'échantillon complet. Nous soupçonnons que la régression logistique produit un classement raisonnablement bon des probabilités relatives que les adultes aient une MMG, mais non une estimation raisonnablement bonne des probabilités individuelles, spécialement dans les queues de la distribution. Les domaines où les prévalences sont habituellement élevées ou faibles, comme les adultes recevant (ou ne recevant pas) un traitement pour une maladie mentale, se sont avérés particulièrement sujets à des estimations de probabilité biaisées. Il se pourrait que l'application de la théorie asymptotique ne soit pas appropriée dans les queues de la distribution.

Le lecteur que la question intéresse voudra vraisemblablement savoir comment on peut calculer les erreurs-types pour les estimateurs par seuil diagnostique au niveau du domaine. Parce qu'un estimateur par seuil diagnostique n'est pas continu, nous avons essayé de calculer les erreurs-types par la méthode des répliques répétées équilibrées ou méthode BRR (de l'anglais *balanced repeated replications*) de Fay. Malheureusement, comme il est expliqué dans le rapport du Center for Behavioral Health Statistics and Quality (2015, chapitre 2.4.2.), nos estimateurs de variance pour les estimations de domaine n'étaient pas satisfaisants dans une modeste expérience par simulation.

Peu de répondants du sous-échantillon de la MHSS se situaient dans les queues de la distribution (et un nombre encore plus faible de valeurs réalisées pour la probabilité d'avoir une MMG sachant les covariables

du modèle). Cela a contrarié nos efforts visant à améliorer l'estimateur par probabilité (pour lequel les erreurs-types au niveau du domaine peuvent être mesurées par linéarisation) par ajustement des probabilités dans les queues (lesquelles n'étaient pas très bien prédites sous le modèle logistique). Nous ne discuterons pas de ces efforts plus en détail ici. Davantage de travaux de recherche sont manifestement nécessaires pour élaborer de bonnes mesures de l'erreur-type pour les estimations par seuil diagnostique classique ou de bonnes estimations de la prévalence de la MMG pour lesquelles les erreurs-types peuvent être mesurées raisonnablement.

Un dernier commentaire au sujet de la « norme de référence » s'impose. Pour les besoins de notre étude, nous avons traité un diagnostic clinique de MMG chez un adulte comme équivalant au fait que la personne était réellement atteinte d'une maladie mentale grave diagnostiquable. En fait, les diagnostics sont plus fluides que cela. Ils peuvent varier selon le clinicien ou l'humeur de la personne qui répond aux questions du clinicien. Le rapport du CBHSQ (2014, chapitres 5 et 6) décrit l'effort déployé en vue d'éliminer autant de variation que possible des diagnostics cliniques de la MHSS. Nous avons supposé ici que chaque diagnostic clinique était effectivement sans biais, c'est-à-dire que la probabilité qu'un diagnostic aléatoire pour une personne dans un domaine soit un faux positif égalait la probabilité qu'il soit un faux négatif.

Bibliographie

American Psychiatric Association (1994). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (DSM-IV)* (4^{ième} Éd.). Washington, DC: American Psychiatric Association.

Center for Behavioral Health Statistics and Quality (2015). *Estimating Mental Illness among Adults in the United States: Revisions to the 2008 Estimation Procedures*. Substance Abuse and Mental Health Services Administration, Rockville, MD: <http://www.samhsa.gov/data/sites/default/files/NSDUH-N8-EstimatingMI-2012.pdf>.

Center for Behavioral Health Statistics and Quality (2014). *2012 National Survey on Drug Use and Health: Methodological Resource Book (Section 16a, 2012 Mental Health Surveillance Study: Design and Estimation Report)*. Substance Abuse and Mental Health Services Administration, Rockville, MD: <http://www.samhsa.gov/data/sites/default/files/NSDUH2012MRB-Amended/NSDUHmrBMHSS-DesignEst2012.pdf>.

Fawcett, T. (2006). An introduction to ROC analysis. *Pattern Recognition Letters*, 27, 861-874.

Kessler, R.C., Abelson, J., Demler, O., Escobar, J., Gibbon, M., Guyer, M., Howes, M., Jin, R., Vega, W., Walters, E., Wang, P., Zaslavsky, A. et Zheng, H. (2004). Clinical calibration of DSM-IV diagnoses in the World Mental Health (WMH) version of the World Health Organization (WHO) Composite International Diagnostic Interview (WMHCIDI). *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 13, 122-139.

Kessler, R.C., Chiu, W., Demler, O. et Walters, E. (2005). Prevalence, severity, and comorbidity of 12-month DSM-IV disorders in the National Comorbidity Survey Replication. *Archives of General Psychiatry*, 62, 617-627.

Lehtonen, R., et Veijanen, A. (1998). Estimateurs de régression généralisés logistiques. *Techniques d'enquête*, 24, 1, 53-58. Article accessible à l'adresse <https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/12-001-x/1998001/article/3909-fra.pdf>.

RTI International (2012). *SUDAAN Language Manual, Volumes 1 and 2, Release 11*. Research Triangle Park, NC: Research Triangle Institute.

Särndal, C.-E., Swensson, B. et Wretman, J. (1989). The weighted residual technique for estimating the variance of the general regression estimator. *Biometrika*, 76, 527-537.