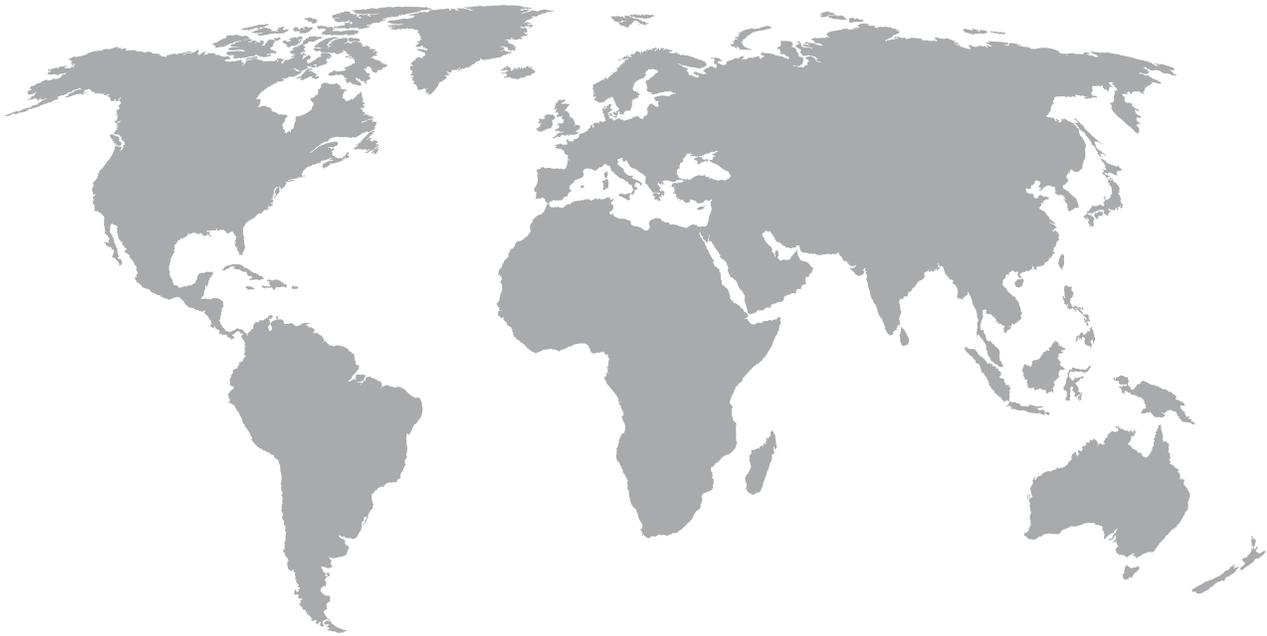




Global Adult Tobacco Survey (GATS)



Manuel de pondération de l'échantillon

**Enquête mondiale sur le tabagisme chez les
adultes (GATS)
Manuel de pondération de
l'échantillon**

Septembre 2020

Enquête mondiale sur le tabagisme chez les adultes (GATS) Protocole standard complet

Questionnaire GATS

Questionnaire principal avec questions facultatives
Spécifications question par question

Plan d'échantillonnage pour l'enquête GATS

Manuel d'échantillonnage
Manuel de pondération de l'échantillon

Mise en œuvre de l'enquête GATS sur le terrain

Manuel d'enquête sur le terrain
Manuel de supervision sur le terrain
Manuel de cartographie et de constitution des listes

Gestion des données de l'enquête GATS

Guide de programmation sur General Survey System
Spécifications pour la programmation du questionnaire principal
Plan de mise en œuvre pour la gestion des données
Guide de formation à la gestion des données

Assurance qualité de l'enquête GATS : directives et recommandations

Outils d'analyse et de rédaction du rapport de l'enquête GATS

Modèles de fiches d'information
Rapport national : plan et directives de mise en tableau
Définitions des indicateurs

Publication et diffusion des données de l'enquête GATS

Politique de publication des données
Diffusion des données : conseils relatifs à la publication initiale des données

Pour citer ce document

Groupe de collaboration sur l'enquête mondiale sur le tabagisme chez les adultes, *Enquête mondiale sur le tabagisme chez les adultes (GATS) : Manuel de pondération de l'échantillon*. Centers for Disease Control and Prevention, Atlanta, Géorgie (États-Unis d'Amérique), 2020.

Remerciements

Organisations partenaires de l'enquête GATS

- Centers for Disease Control and Prevention (CDC, États-Unis d'Amérique)
- CDC Foundation
- Institut de santé publique Johns Hopkins Bloomberg (JHSPH)
- RTI International
- Organisation mondiale de la Santé (OMS)

Soutien financier

Un soutien financier a été apporté par la *Bloomberg Initiative to Reduce Tobacco Use* (Initiative Bloomberg de lutte contre le tabagisme), un programme de Bloomberg Philanthropies, par l'intermédiaire de la CDC Foundation.

Attention : les opinions exprimées dans le présent manuel ne reflètent pas nécessairement celles des organisations partenaires de l'enquête GATS.

Table des matières

Chapitre	Page
1. Introduction	1-1
1.1 Présentation générale de l'enquête GATS	1-2
1.2 Utilisation du présent manuel	1-2
2. Présentation générale du processus de pondération de l'échantillon dans le cadre de l'enquête GATS	2-1
3. Approche recommandée	3-1
3.1 Contexte de l'exemple représentatif	3-1
3.2 Pondération de base	3-2
3.3 Ajustement en fonction du taux de non-réponse de l'unité	3-5
3.4 Ajustement de l'étalonnage post-stratification	3-13
4. Assurer la qualité de la pondération de l'échantillon dans le cadre de l'enquête GATS	4-1
4.1 Documentation minutieuse du processus de sélection de l'échantillon et des probabilités connexes	4-1
4.2 Contrôler les effets statistiques indésirables des pondérations variables	4-2
4.3 Respecter scrupuleusement les procédures de calcul et les contrôles de qualité recommandés dans le présent manuel	4-3
4.4 Rédiger un document présentant de manière détaillée le processus de calcul des pondérations tel qu'il a été mis en œuvre	4-4
4.5 Consulter le personnel du bureau central de l'enquête GATS pendant le processus de pondération	4-4
5. Bibliographie	5-1

1. Introduction

Le tabagisme est l'une des principales causes évitables de maladies et de mortalité précoce à travers le monde, qui touche environ 1,4 milliard de personnes âgées de 15 ans ou plus¹. En outre, plus de 8 millions de personnes meurent chaque année de maladies liées au tabac². Si les tendances actuelles se poursuivent, le tabagisme pourrait tuer un milliard de personnes avant la fin du siècle, et l'on estime que plus de trois quarts de ces décès surviendront dans des pays à revenu faible et intermédiaire³. Un mécanisme de surveillance systématique et efficace est essentiel pour assurer le suivi et la gestion de cette épidémie.

L'**Enquête mondiale sur le tabagisme chez les adultes** (Global Adult Tobacco Survey, GATS), réalisée dans le cadre du système mondial de surveillance du tabagisme (Global Tobacco Surveillance System, GTSS), constitue une référence mondiale en matière de surveillance systématique de la consommation de tabac chez les adultes et de suivi des principaux indicateurs de la lutte antitabac. Il s'agit d'une enquête représentative à l'échelle nationale, menée auprès des ménages composés d'adultes de 15 ans ou plus, suivant un questionnaire principal normalisé et des procédures d'échantillonnage, de collecte et de gestion des données examinées et approuvées par des experts internationaux. Elle vise à renforcer la capacité des pays à concevoir, mettre en œuvre et évaluer leurs programmes de lutte antitabac.

Afin de maximiser l'efficacité des données recueillies dans le cadre de l'enquête GATS, une série de manuels a été créée. Ces manuels ont pour objectif de présenter aux pays les exigences de base et d'offrir des recommandations relatives à l'élaboration et au déroulement de l'enquête à chaque étape du processus GATS. Ils apportent également des conseils sur les façons dont un pays donné peut adapter certains éléments du protocole GATS afin de maximiser l'utilité des données à l'échelle nationale. Il est vivement encouragé de suivre le protocole standard pour assurer la cohérence et la comparabilité des données entre les pays.

Les manuels GATS fournissent des conseils systématiques sur l'élaboration et le déroulement de l'enquête.

¹ Organisation mondiale de la Santé (OMS), *WHO report on the global tobacco epidemic, 2019: Offer help to quit tobacco use*. Organisation mondiale de la Santé, Genève (Suisse), 2019. Disponible à l'adresse suivante : <https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/326043/9789241516204-eng.pdf?ua=1>.

² GBD 2017 Risk Factor Collaborators, « Global, regional, and national comparative risk assessment of 84 behavioural, environmental and occupational, and metabolic risks or clusters of risks for 195 countries and territories, 1990-2017: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2017. » *The Lancet*, 8 novembre 2018 ; vol. 392, p.1923-1994.

³ Mathers, C. D. et Loncar, D., « Projections of Global Mortality and Burden of Disease from 2002 to 2030 ». *PLoS Medicine*, vol. 3, n° 11, e442, 2006.

1.1 Présentation générale de l'enquête GATS

L'enquête GATS vise à produire des estimations nationales et infranationales concernant les adultes dans différents pays. Elle cible l'ensemble des hommes et des femmes de 15 ans ou plus non placés en institution et qui considèrent le pays comme leur lieu de résidence habituel. Tous les membres de la population cible seront échantillonnés en fonction du ménage dont ils font habituellement partie.

L'enquête GATS repose sur une méthode d'échantillonnage par zones géographiques à plusieurs degrés, afin de sélectionner les ménages qui seront contactés par les enquêteurs de terrain. Un pays est d'abord divisé en unités primaires d'échantillonnage, puis en segments, puis en ménages. Un échantillon de ménages est ensuite choisi au hasard pour participer à l'enquête GATS.

Les entretiens de l'enquête GATS se décomposent en deux parties : un *questionnaire destiné aux ménages* et un *questionnaire individuel*. Le *questionnaire destiné aux ménages* (sélection des ménages) et le *questionnaire individuel* (entretien individuel) seront administrés à l'aide d'un dispositif électronique de collecte de données.

À chaque adresse comprise dans l'échantillon, les enquêteurs de terrain demanderont à un adulte faisant partie du ménage de répondre au *questionnaire destiné aux ménages*. L'objectif du *questionnaire destiné aux ménages* consiste à déterminer si le ménage sélectionné répond aux critères d'admissibilité de l'enquête GATS et à dresser la liste de tous les membres admissibles au sein du ménage. Une fois la liste terminée, l'une des personnes sera choisie au hasard pour répondre au *questionnaire individuel*. Le *questionnaire individuel* porte sur le milieu socioculturel, le tabagisme, les cigarettes électroniques, le tabac sans fumée, le sevrage, le tabagisme passif, l'aspect économique, les médias, mais aussi sur les connaissances, les mentalités et les perceptions au sujet du tabac.

1.2 Utilisation du présent manuel

Ce manuel a pour but de présenter aux pays les exigences qu'ils devront respecter lors du calcul des pondérations de l'échantillon dans le cadre de l'enquête GATS. Ce chapitre introductif fournit des informations générales sur l'enquête GATS. Les chapitres suivants sont résumés ci-dessous :

- Le *chapitre 2* définit le processus de pondération d'un échantillon, en précise la place dans le déroulement de l'enquête, donne un aperçu général de la logique sur laquelle se fonde le calcul des pondérations et décrit la manière dont l'analyste de données utilise ces dernières.
- Le *chapitre 3* expose en détail les étapes recommandées pour aborder le calcul des pondérations. Chacune de ces étapes est accompagnée d'un exemple correspondant au type de répondant susceptible d'être inclus dans un échantillon de l'enquête GATS.
- Le *chapitre 4* recommande les étapes à suivre pour garantir la qualité des pondérations produites.

Les entretiens de l'enquête GATS se décomposent en deux parties : un questionnaire destiné aux ménages et un questionnaire individuel. Ces questionnaires sont administrés à l'aide d'un dispositif électronique de collecte de données.

Il convient de noter que le modèle que propose ce manuel pour le calcul étape par étape des pondérations de l'enquête pourra faire l'objet de modifications en raison des circonstances spécifiques à chaque pays relatives au plan d'échantillonnage, aux besoins d'analyse ainsi qu'à la disponibilité de données auxiliaires pour le calcul des ajustements. La collaboration entre les statisticiens nationaux, les référents nationaux au sein des CDC et le Comité d'examen des échantillons est essentielle pour garantir la qualité des pondérations de l'échantillon de l'enquête ainsi que des ajustements appliqués.

2. Présentation générale du processus de pondération de l'échantillon dans le cadre de l'enquête GATS

Dans le contexte d'une enquête dont l'échantillon de population répond exclusivement à des méthodes de sélection aléatoire, la *pondération de l'échantillon* est une mesure statistique associée à chaque répondant et aux données recueillies à son sujet. De manière générale, une pondération individuelle de l'échantillon est le plus souvent égale à l'inverse de la probabilité ajustée de recueillir les données du répondant. Dans la plupart des cas, cette probabilité correspond tout simplement à la probabilité de sélection initiale de ce répondant, qui est déterminée par le plan d'échantillonnage. La probabilité inverse, ou la pondération de base (B_j), est généralement ajustée pour tenir compte des déséquilibres involontaires de l'échantillon susceptibles d'apparaître au cours de l'enquête⁴. Il est possible d'appliquer plus d'un ajustement par pondération. Tous ces ajustements sont multiplicatifs. À l'exception des pondérations ajustées à des fins d'analyse (par exemple, les pondérations « étalonnées » pour faire la somme totale de la population couverte), la valeur d'une pondération peut être interprétée comme une indication du nombre de membres de la population que représente le répondant concerné. Lorsque les données à analyser portent sur différentes catégories de données ou unités d'analyse associées à un même répondant, il peut s'avérer nécessaire de réaliser plusieurs séries distinctes de pondérations. Dans le cas d'un questionnaire destiné aux ménages, par exemple, si des données sont collectées à la fois auprès des ménages sélectionnés et auprès d'un résident choisi au hasard au sein de chacun de ces ménages, on procédera à des séries distinctes de pondérations distinctes pour les données du ménage ainsi que pour celles du résident. Toutefois, étant donné que l'enquête GATS traite exclusivement des données au niveau individuel, seules les pondérations au niveau individuel seront nécessaires.

Le recours à la pondération en vue de tirer des estimations des échantillons de population s'appuie sur des principes statistiques bien établis (Horvitz and Thompson, 1952). Cependant, il n'existe aucun protocole universellement reconnu permettant de calculer ces pondérations. Cela s'explique notamment par la variation des caractéristiques d'un échantillon à l'autre, qu'il s'agisse du plan d'échantillonnage, de la qualité des documents sur lesquels s'appuient les processus de sélection et de recrutement de l'échantillon, ou encore de la disponibilité d'informations auxiliaires relatives à l'échantillon et à la population, permettant d'identifier et de traiter les déséquilibres liés à des différences en matière de couverture de la base de sondage et de non-réponse. Ainsi, la pondération d'un échantillon s'appuie sur des étapes de calcul susceptibles de varier d'une enquête à l'autre. Toutefois, pour chaque ensemble de données associé à un répondant particulier (c'est-à-dire au j^{e} répondant), le processus de pondération s'appuie généralement sur une combinaison des étapes mentionnées ci-dessous, et la pondération finale ajustée (W_j) est le produit des valeurs obtenues à chaque étape, selon le modèle détaillé ci-dessous :

1. Déterminer la pondération de base (B_j) afin de tenir compte de toutes les étapes du processus de sélection aléatoire ayant permis d'obtenir l'échantillon de population ;

⁴ Dans le cadre de cette étude, le concept de « déséquilibre » indique seulement que la représentativité démographique de la population de l'échantillon est quelque peu faussée par des facteurs liés aux étapes de sélection et de recrutement de l'échantillon. En d'autres termes, un échantillon par ailleurs représentatif, produit par un processus de sélection aléatoire, devient moins représentatif de la population.

2. Ajuster la pondération en fonction du taux de non-réponse ($A_j^{(nr)}$) afin de compenser le déséquilibre de l'échantillon dû aux différents degrés de réussite observés dans le recrutement de l'échantillon ;
3. Ajuster à nouveau la pondération pour tenir compte de la couverture incomplète de la base de sondage ($A_j^{(cov)}$) et compenser le déséquilibre dû à une base d'échantillonnage ne permettant pas de couvrir l'ensemble de la population ciblée par l'étude ;
4. Ajuster une nouvelle fois la pondération pour étalonner ($A_j^{(cal)}$) la série finale de pondérations ajustées en tenant compte de la répartition de la population en fonction de caractéristiques étroitement corrélées aux principales mesures des résultats de l'étude (notamment les mesures liées au comportement tabagique dans le cadre de l'enquête GATS).

Lors du calcul de la série de pondérations statistiques pour l'échantillon de population, la pondération produite à chaque étape dépend du résultat obtenu lors de l'étape précédente. Il est donc important de respecter l'enchaînement précis des différentes étapes. La pondération finale de chaque répondant est le produit des résultats de calcul obtenus pour le répondant à chacune des étapes dans l'ordre suivant :

$$W_j = B_j \cdot A_j^{(nr)} \cdot A_j^{(cov)} \cdot A_j^{(cal)} \quad (1)$$

Pour comprendre la logique dans laquelle s'inscrit le processus de pondération des échantillons de l'enquête, dans un contexte où les résidents des ménages sélectionnés sont membres de la population cible, il faut d'abord tenir compte du fait qu'un membre de la population cible de l'enquête GATS ne peut fournir des données que si les trois événements suivants (F, S et R) se produisent :

- **Événement F** : Le ménage d'un membre et le membre en question sont inclus à la fois dans la base d'échantillonnage des ménages et dans la base d'échantillonnage des personnes occupant les ménages, qui sont toutes deux employées pour l'échantillonnage dans le cadre de l'enquête GATS ;
- **Événement S** : Compte tenu de l'événement F, la participation du ménage d'un membre ainsi que du membre en question à l'enquête GATS doit être l'objet d'une sélection aléatoire ;
- **Événement R** : Compte tenu de l'événement S, le ménage d'un membre ainsi que le membre en question doivent à leur tour accepter de participer à l'enquête GATS et remplir un questionnaire valide.

La probabilité que les données d'un membre soient utilisées pour l'estimation de l'échantillon est le produit des probabilités respectives de ces trois événements. Nous verrons ensuite que l'exécution des étapes (1), (2) et (3) nécessite de calculer ou d'estimer les probabilités respectives des événements F, S et R. L'étalonnage de l'échantillon (ou « post-stratification ») vise à limiter la perte de validité externe de l'échantillon, due à des facteurs qui ne sont pas spécifiquement pris en compte par les ajustements relatifs à la non-réponse et à la couverture appliqués aux étapes (2) et (3). Ces facteurs peuvent correspondre à des variations aléatoires de la composition démographique de l'échantillon par rapport à des variables exclues de la définition des strates d'échantillonnage. Il peut également s'agir du taux de non-réponse différentiel ou de phénomènes de couverture incomplète, en lien avec des variables autres que celles ayant contribué à définir les cellules d'ajustement utilisées pour les ajustements des étapes (2) et (3). L'étape (3) étant souvent difficile à mettre en pratique, les ajustements liés à une couverture incomplète de la base de sondage font généralement partie du processus d'étalonnage.

La pondération de l'échantillon joue un rôle important dans de nombreuses situations d'analyse. Elle est notamment utile à la production d'estimations ponctuelles relatives aux caractéristiques d'une population (par exemple, un taux de prévalence pour la consommation actuelle de tabac à fumer) ainsi qu'à la variance de ces dernières, bien que ce dernier paramètre repose également sur d'autres aspects du plan d'échantillonnage (à savoir la stratification, l'échantillonnage en grappes et la sélection sans remplacement). La pondération intervient donc dans de nombreux aspects de l'exploitation des données, notamment l'analyse descriptive et les tests comparatifs (par exemple, ceux destinés à mettre en lumière les différences significatives entre les taux de prévalence de différentes régions d'un pays). Elle est parfois utilisée dans le cadre de la modélisation de la régression (notamment en vue d'identifier les indicateurs prédictifs du comportement tabagique). Ainsi, dans le cadre de l'analyse des données d'une enquête, la pondération apparaît souvent comme un aspect nécessaire mais pas toujours suffisant du plan d'échantillonnage. Par exemple, si l'on utilise uniquement la pondération pour évaluer la variance des estimations de l'enquête, au détriment de la stratification et de l'échantillonnage en grappes, les variances rapportées et les résultats des tests d'hypothèse risquent d'être incorrects.

Une série distincte de pondérations est produite pour chaque ensemble d'unités d'observation compris dans l'étude. Les études comprennent souvent plusieurs ensembles de ces unités d'observation. Par exemple, si le plan de collecte des données d'une étude implique de recueillir des informations relatives aux ménages (par exemple, concernant le revenu, le statut socioéconomique, la distance entre le domicile et les prestataires de services de santé) ainsi qu'à chacun des membres desdits ménages (par exemple, le comportement tabagique, les caractéristiques démographiques, etc.), il pourra s'avérer nécessaire de mettre au point un ensemble de pondérations distinct pour chaque unité d'observation (c'est-à-dire pour chaque ménage et chaque individu). En outre, lorsqu'un échantillonnage est effectué au sein du ménage afin de sélectionner les personnes qui fourniront les données individuelles, cela peut entraîner des différences entre les pondérations des ménages et celles des répondants qui y résident. Dans le cadre de l'enquête GATS, ce genre de différence aurait été susceptible de survenir si les données étaient recueillies à la fois pour les ménages et pour les individus, étant donné qu'un résident admissible est sélectionné au sein de chaque ménage participant.

Dans les pays qui en disposent, les échantillons-maîtres fournissent des échantillons prédéfinis en grappes géopolitiques, qui répondent aux besoins des enquêtes menées par les diverses organisations (voir la *Section 3.3 du Manuel d'échantillonnage de l'enquête GATS*). Dans le cas de l'enquête GATS, les unités géographiques des échantillons-maîtres donnent ensuite lieu à la sélection de sous-échantillons qui permettent de s'appuyer sur des grappes de ménages pour les phases de recensement et de sélection des ménages décrites dans le *Manuel de cartographie et de constitution des listes de l'enquête GATS*. Le plan d'échantillonnage de l'enquête GATS doit prendre modèle sur celui des échantillons-maîtres nationaux, et les probabilités de sélection des unités d'échantillonnage qui composent ces échantillons-maîtres doivent être facilement accessibles au moment d'effectuer la sélection de l'échantillon pour l'enquête GATS. Dans le cadre de l'enquête GATS, la probabilité de sélection d'une grappe correspondra ainsi au produit de la probabilité initiale de sélection de l'unité de l'échantillon-maître et de la probabilité de sélection de la grappe de ménages. Dans la mesure où les modalités de sélection des sous-échantillons à partir de l'échantillon-maître diffèrent selon les pays, il est essentiel d'assurer une coordination étroite entre les organismes nationaux de statistique, les équipes nationales de coordination de l'enquête GATS, les statisticiens et les référents nationaux au sein des CDC, ainsi que les membres du Comité d'examen des échantillons, afin de garantir l'exactitude des calculs des probabilités de sélection et des pondérations correspondantes. Les calculs présentés dans ce

manuel partiront du principe que les grappes géopolitiques ne sont pas issues d'échantillons-maîtres et que leur échantillonnage a été directement effectué à partir d'une base composée de toutes les unités de même nature du pays, généralement fournie par les organismes nationaux de statistique en charge du recensement. Les pays qui choisissent de s'appuyer sur les échantillons-maîtres pour procéder à la première étape du processus de sélection doivent inclure les probabilités de sélection des unités de l'échantillon-maître dans leurs probabilités de sélection des grappes de l'enquête GATS.

En règle générale, le processus de pondération de l'échantillon intervient après la collecte des données et une fois que ces dernières ont été traitées et nettoyées par l'analyste. Le processus de pondération ne peut avoir lieu qu'après la fin du travail sur le terrain, étant donné qu'il porte sur l'échantillon final de répondants et que le calcul des pondérations dépend des résultats finaux issus de la collecte des données. Ce processus doit également intervenir avant la phase d'analyse, car les analystes doivent disposer des pondérations de l'échantillon pour travailler sur les données de l'enquête. Les personnes les plus indiquées pour procéder à la pondération de l'échantillon sont souvent les membres du personnel technique. Leur participation au choix de l'échantillon et leur contribution au travail sur le terrain leur assurent en effet une bonne connaissance de la population cible et des modalités de conception et de recrutement de l'échantillon. Le cas échéant, le personnel du bureau central de l'enquête GATS peut apporter son aide et son soutien lors du processus de calcul des pondérations. Enfin, en vue de garantir la qualité des pondérations obtenues, ce processus sera soumis à l'examen approfondi d'experts externes, qui en vérifieront la conformité aux procédures adéquates (voir le *Chapitre 5* du document *Assurance qualité de l'enquête GATS : directives et documentation*).

3. Approche recommandée

Ce chapitre du manuel présente de façon détaillée l'approche en trois étapes que le personnel technique de chaque pays est invité à suivre dans le cadre de l'enquête GATS et qui correspond aux principales composantes du processus de pondération de l'échantillon. Ces étapes sont les suivantes : calculer une pondération de base pour chaque répondant de l'échantillon, ajuster les pondérations de base en fonction des différents taux de non-réponse et caler chaque pondération ajustée en fonction de l'effectif de la population correspondant, selon les données disponibles. Les travaux de Lessler et Kalsbeek (1992) ainsi que ceux de Kalton et Flores-Cervantes (2003) proposent des réflexions plus générales sur chacune de ces étapes. Notre méthode consistera plutôt à présenter ces étapes en proposant un exemple réaliste et représentatif du contexte de l'enquête GATS. Nous aborderons chacune de ces trois étapes en commençant par dresser la liste des éléments nécessaires à sa réalisation, avant de présenter les formules spécifiquement recommandées pour le calcul de la composante de pondération correspondante, en s'appuyant sur l'exemple représentatif. Le personnel de l'enquête GATS au sein de chaque pays peut proposer des alternatives à certaines recommandations, mais l'adoption de ces choix alternatifs doit être pleinement justifiée et effectuée en étroite collaboration avec les référents nationaux au sein des CDC et le Comité d'examen des échantillons.

RECOMMANDATION :

Il est recommandé de suivre les trois étapes suivantes lors de la conception d'un plan d'échantillonnage national pour l'enquête GATS : 1) calculer une pondération de base pour chaque répondant de l'échantillon ; 2) ajuster les pondérations de base en fonction de la non-réponse ; et 3) étalonner chaque pondération ajustée en fonction de l'effectif de la population correspondant, selon les données disponibles.

3.1 Contexte de l'exemple représentatif

L'exemple choisi pour illustrer le processus de calcul des pondérations dans le cadre de l'enquête GATS repose sur le problème suivant : déterminer la pondération d'échantillon finale ajustée pour un répondant fictif à l'enquête GATS (que l'on désignera par la lettre R dans la suite du document) appartenant à un échantillon national pour lequel la randomisation par genre n'était pas requise. On suppose que le plan d'échantillonnage ayant conduit à la sélection de cette personne s'appuie sur un échantillon de ménages stratifié en trois étapes, avec pour unité primaire d'échantillonnage (UPE) une unité géopolitique reconnue et de taille variable, pour unité secondaire d'échantillonnage (USE) un « segment » représentant une zone de taille à peu près égale et constitué d'environ 200 ménages, et des ménages individuels sélectionnés au sein des segments échantillonnés. Dans cet exemple, on suppose qu'aucun ménage n'a été laissé de côté au moment de constituer les listes de ménages appartenant au même segment que R, et que la sélection de ce dernier n'a pas été soumise à une répartition par genre. Cependant, ces cas de figure peuvent se présenter dans la pratique (les méthodes les plus adaptées pour y faire face sont présentées plus loin dans ce manuel)⁵. Pour finir,

EXEMPLE REPRÉSENTATIF : Caractéristiques du répondant fictif (R) à l'enquête GATS

⁵ La sélection d'un sous-échantillon composé des ménages omis peut s'avérer nécessaire lorsque des ménages manquant à la liste de base sont repérés lors d'une procédure d'identification des unités d'habitation omises (par exemple, la méthode des « intervalles semi-ouverts ») et

on suppose que R a été sélectionné à partir d'une liste des membres du ménage saisie sur ordinateur portable, et que le même ordinateur est utilisé pour réaliser l'entretien avec R dans le cadre de l'enquête GATS. La sélection et le recrutement de R reposent sur d'autres suppositions qui seront présentées au fur et à mesure de la description des différentes étapes.

3.2 Pondération de base

3.2.1 Conditions nécessaires à l'exécution de cette étape de calcul

- Des probabilités de sélection détaillées pour chacune des étapes du processus de sélection de l'échantillon, si elles ont déjà été calculées tel que conseillé.

OU

- Des connaissances spécifiques permettant de calculer les probabilités relatives aux méthodes de sélection aléatoire utilisées à chaque étape du processus d'échantillonnage. Les étapes de sélection devront inclure : pour les étapes du processus d'échantillonnage, la répartition par genre des ménages (lorsqu'elle est demandée) et, le cas échéant, la sélection de sous-échantillons composés des ménages identifiés lors d'une procédure d'identification des ménages omis.
- Des fiches de sélection et/ou le code informatique utilisé par le logiciel de sélection à chaque étape du processus de sélection de l'échantillon, si les probabilités de sélection doivent être établies pendant le calcul des pondérations.

3.2.2 Calcul des pondérations de base et exemple représentatif

Pour tout échantillon aléatoire, la pondération de base est tout simplement égale à 1 divisé par la probabilité de sélection globale du répondant, en fonction des étapes de sélection franchies par ce répondant. Pour calculer la pondération de base d'un répondant à l'enquête GATS, il est donc nécessaire de répondre à la question suivante : quelle était la probabilité statistique que le plan d'échantillonnage conduise à la sélection de ce répondant ?

Le *Manuel d'échantillonnage de l'enquête GATS (chapitre 11)* décrit les composantes mentionnées ci-dessous, qui déterminent la probabilité globale de sélection pour les pays ayant adopté la méthode en plusieurs étapes recommandée pour le processus d'échantillonnage. Les indices α et k (qui désignent respectivement la α^e UPE et la k^e USE) correspondent ensemble à la « zone » (ou au segment) g , elle-même sélectionnée en deux étapes d'échantillonnage lors du processus de sélection de R :

$p_{\alpha k}^{(1)}$ = Probabilité non conditionnelle de sélection de la α^e UPE (unité de zone géopolitique dans laquelle réside R) et de la k^e USE (segment dans lequel réside R) ;

que leur nombre est suffisamment important pour justifier la sélection aléatoire d'un sous-échantillon composé de ménages absents de la liste. Les échantillons de l'enquête GATS doivent être soumis à une répartition par genre lorsqu'un pays, pour des raisons culturelles, souhaite que les répondants sélectionnés soient interrogés par des enquêteurs du même genre et que les équipes d'enquêteurs soient constituées selon ce critère, ou lorsqu'un groupe de genre doit faire l'objet d'un « suréchantillonnage » pour des raisons statistiques. Chaque ménage échantillonné doit être assigné de manière aléatoire à l'une des deux catégories suivantes : « ménage masculin » (seuls les résidents admissibles de sexe masculin sont recensés pour la sélection des répondants) ou « ménage féminin » (seuls les résidents admissibles de sexe féminin sont recensés pour la sélection des répondants).

$p_{ak}^{(2)}$ = Probabilité conditionnelle de sélection du ménage dans lequel réside R (compte tenu des sélections respectives de l'UPE et de l'USE) ;

$p_{aki}^{(3)}$ = Pour un répondant fictif à l'enquête GATS (R), cette probabilité est égale à 1. Cependant, la probabilité conditionnelle d'assignation aléatoire du ménage de R à la catégorie des ménages « féminins » (compte tenu des sélections de l'UPE, de l'USE et du ménage) doit être calculée en cas de recours à la randomisation par genre ;

$p_{aki}^{(4)}$ = Probabilité conditionnelle de sélection aléatoire du ménage de R (compte tenu des sélections de l'UPE, de l'USE et du ménage ainsi que de la répartition par genre) s'il n'avait pas fait partie de la base initiale des ménages pour le ak^e segment et avait été identifié au cours d'une procédure d'identification des ménages omis (sans quoi cette probabilité serait égale à 1) ;

$p_{akij}^{(5)}$ = Probabilité conditionnelle de sélection aléatoire de R (compte tenu des sélections respectives de l'UPE et de l'USE, du ménage, de la répartition par genre et de la sélection des ménages omis) parmi une liste de résidents admissibles issus du ménage de R.

Notez que la sélection de R dans l'échantillon de l'enquête GATS dépend de l'ordre dans lequel interviennent les événements de sélection correspondant à chacune de ces probabilités. La probabilité de sélection globale et non conditionnelle de R (la $akij^e$ personne) dans l'échantillon de l'enquête GATS est alors la suivante :

$$p_{akij} = p_{ak}^{(1)} \cdot p_{ak}^{(2)} \cdot p_{aki}^{(3)} \cdot p_{aki}^{(4)} \cdot p_{akij}^{(5)} \quad (2)$$

étant donné que la probabilité conjointe des événements séquentiels est égale à la probabilité non conditionnelle du premier événement de la séquence multipliée par les probabilités conditionnelles de chacun des événements suivants tenant compte du résultat des événements précédents. Ainsi, la pondération de base associée à R est la suivante :

$$B_{akij} = \frac{1}{p_{akij}} = \frac{1}{p_{ak}^{(1)} \cdot p_{ak}^{(2)} \cdot p_{aki}^{(3)} \cdot p_{aki}^{(4)} \cdot p_{akij}^{(5)}} \quad (3)$$

Comme le montre l'équation (3), pour calculer la pondération de base associée à R, il est nécessaire de déterminer chacune des composantes de la probabilité de sélection globale et non conditionnelle de R. En partant du principe que, dans la strate correspondant à la première étape d'échantillonnage, la sélection des UPE repose sur un échantillonnage sans remplacement effectué à l'aide d'une probabilité proportionnelle à la taille, si $N_i = 2,462$ est la mesure de taille (en nombre de ménages comptabilisés lors du dernier recensement) pour l'UPE de R, que $I = 2$ est le nombre d'UPE choisies dans la même strate d'échantillonnage que l'UPE de R, et que la somme des mesures de taille de toutes les UPE comprises dans cette strate est $\sum_{\alpha} N_{\alpha} = 338,754$, alors la probabilité de sélection non conditionnelle pour l'UPE de R sera

$$P_{\alpha}^{(1)} = \frac{I \cdot N_{\alpha}}{\sum_{\alpha} N_{\alpha}} = \frac{(2) \cdot (2,462)}{338,754} = 1,4536 \times 10^{-2} . \quad (4)$$

Si l'USE de R est l'un des $K_{\alpha} = 2$ segments choisis par échantillonnage aléatoire simple (sans remplacement) parmi les $S_{\alpha} = 12$ segments compris dans l'UPE de R, alors la probabilité de sélection conditionnelle pour l'USE de R (compte tenu de la sélection de l'UPE) est

$$P_{k(\alpha)}^{(1)} = \frac{K_{\alpha}}{S_{\alpha}} = \frac{2}{12} = \frac{1}{6} , \quad (5)$$

et la probabilité de sélection globale non conditionnelle pour l'UPE et l'USE de R est

$$P_{\alpha k}^{(1)} = P_{\alpha}^{(1)} P_{k(\alpha)}^{(1)} = \left[\frac{I \cdot N_{\alpha}}{\sum_{\alpha} N_{\alpha}} \right] \cdot \left[\frac{K_{\alpha}}{S_{\alpha}} \right] = (1,4536 \times 10^{-2}) \cdot (1/6) = 2,4226 \times 10^{-3} \quad (6)$$

Le *Manuel d'échantillonnage de l'enquête GATS* présente deux méthodes permettant de sélectionner des ménages dans un segment ou une UPE donnée. Lorsque la sélection des ménages repose sur un échantillonnage systématique, la probabilité de sélection conditionnelle de chacun des ménages est égale à $1/K$, où K correspond à l'intervalle de sélection. Lorsque la sélection des ménages repose sur un échantillonnage aléatoire,

cette probabilité correspond au ratio entre la taille de l'échantillon de ménages compris dans chaque segment et le nombre total de ménages compris dans la liste de base de chaque segment. Si l'on part du principe que $H_{\alpha k} = 28$ ménages sont sélectionnés par échantillonnage aléatoire simple sans remplacement à partir d'une liste de $L_{\alpha k} = 212$ ménages appartenant au αk^{e} segment, dans lequel se trouve le ménage de R, alors la probabilité de sélection conditionnelle du ménage de R est

$$P_{\alpha k}^{(2)} = \frac{H_{\alpha k}}{L_{\alpha k}} = \frac{28}{212} = 0,13208 . \quad (7)$$

Étant donné que le répondant fictif est issu d'un pays ne requérant pas une randomisation par genre, la probabilité de sélection du répondant,

$$P_{\alpha k i}^{(3)} = 1 \quad (8)$$

Notez que, de manière générale, lorsque la répartition par genre est requise pour les ménages et que $M_{\alpha k}$ et $F_{\alpha k}$ correspondent au nombre de $H_{\alpha k} = M_{\alpha k} + F_{\alpha k}$ ménages sélectionnés dans la αk^{e} « zone » (segment) et auxquels ont été respectivement assignées les catégories « féminin » et « masculin », alors, pour les répondants de sexe masculin,

$$P_{\alpha k i}^{(3)} = \frac{M_{\alpha k}}{H_{\alpha k}} \quad (9)$$

et pour les répondants de sexe féminin,

$$P_{aki}^{(3)} = \frac{F_{ak}}{H_{ak}} \quad (10)$$

De manière générale, lorsqu'un répondant est sélectionné au sein d'un ménage identifié lors d'une procédure d'identification des ménages omis (par exemple, par la méthode des intervalles semi-ouverts), et que ce ménage est sélectionné par échantillonnage aléatoire simple au sein d'un sous-échantillon auquel est appliqué un taux d'échantillonnage ($f_{\alpha ki}$), alors la probabilité de sélection du sous-échantillon pour tout ménage (c'est-à-dire pour le αki e ménage) choisi de cette façon sera

$$P_{\alpha ki}^{(4)} = f_{\alpha ki} \quad (11)$$

En supposant que le ménage de R n'a pas été sélectionné dans le cadre d'une procédure d'identification des ménages omis,

$$P_{\alpha ki}^{(4)} = 1 \quad (12)$$

Dans le contexte spécifique du calcul de la probabilité de sélection de R au sein du ménage, il convient de préciser que le répondant a été choisi au hasard parmi les $R_{aki} = 4$ membres occupant le ménage et présents sur la liste des membres du ménage. Ainsi, pour le ménage,

$$P_{akij}^{(5)} = \frac{1}{R_{aki}} = \frac{1}{4} = 0.25 \quad (13)$$

En combinant toutes les probabilités relatives au processus de sélection ayant conduit au choix de R, nous pouvons conclure que la probabilité de sélection globale non conditionnelle de R est

$$P_{akij} = P_{ak}^{(1)} \cdot P_{ak}^{(2)} \cdot P_{aki}^{(3)} \cdot P_{aki}^{(4)} \cdot P_{akij}^{(5)} = (2.4226 \times 10^{-3}) \cdot (0.13208) \cdot (1) \cdot (1) \cdot (0.25) = 7.9992 \times 10^{-5} \quad (14)$$

que la pondération de base du répondant est

$$B_{akij} = \frac{1}{P_{akij}} = \frac{1}{7.9992 \times 10^{-5}} = 12501.3081 \quad (15)$$

et que la pondération de base du ménage est

$$B_{aki} = P_{akij}^{(5)} / P_{akij} = (0.25) \cdot (12501.3081) = 3125.2370 \quad (16)$$

Veuillez noter que $B_{\alpha kij}$ est écrit B_j dans les sections suivantes du présent manuel.

3.3 Ajustement en fonction du taux de non-réponse de l'unité

3.3.1 Conditions nécessaires à l'exécution de cette étape de calcul

- La pondération de base pour chaque répondant à l'enquête GATS.
- La décision finale de recrutement (par exemple, participation au questionnaire, refus de répondre, répondant absent du domicile, etc.) **de l'ensemble des ménages sélectionnés**, afin de calculer le taux de réponse des ménages admissibles échantillonnés pour chaque « segment » de

l'échantillon. Cela implique d'avoir accès, pour chaque segment de l'échantillon, aux nombres de ménages sélectionnés, admissibles à l'étude et participants. Dans le cas des plans d'échantillonnage consistant à sélectionner les ménages directement au sein des unités d'échantillonnage de la première étape, l'étalonnage en fonction de la non-réponse des ménages se fera sur la base des décisions finales de recrutement dans chaque UPE.

- La décision finale de recrutement et les informations relatives au genre, à l'âge et au statut tabagique (fumeur actuel ou non) tirées des listes des membres des ménages **pour tous les résidents sélectionnés** au sein de tous les ménages participants. L'ajustement en fonction de la non-réponse pourra également s'appuyer sur des informations complémentaires recueillies au moment de la sélection de l'UPE, telles que la résidence en milieu urbain ou rural et la région. Ces informations auxiliaires concernant l'échantillon sélectionné seront utilisées pour calculer des taux de réponse en fonction de certaines variables de la catégorie de pondération sélectionnée. Aucune variable utilisée dans le calcul du taux de réponse ne doit faire défaut. Si le statut tabagique d'un membre de la liste fait défaut ou reste inconnu, l'individu concerné se verra attribuer le statut de « non-fumeur » pour l'ajustement de la pondération en fonction de la non-réponse au niveau individuel.

3.3.2 Calcul des ajustements en fonction de la non-réponse et exemple représentatif

Pour les estimations simples relatives aux caractéristiques de population, telles qu'une moyenne, un total ou une proportion, le biais de non-réponse est entièrement fondé sur les données du répondant et la pondération de base est en partie déterminée par la covariance parmi les membres de la population ($\sigma_{\pi y}$), entre la propension (c'est-à-dire la probabilité au sens stochastique)

du j^{e} individu à répondre (π_j) et les mesures d'enquête (y_j) pour les estimations produites à partir des données de l'enquête (Lessler and Kalsbeek, 1992)⁶. Il convient de noter que nous considérons temporairement tous les individus comme étant membres de la population globale, et que nous renonçons donc à la catégorisation du ménage (i) dont la personne est issue.

Pour des populations (cibles) de taille N (supposée connue), le biais lié à la non-réponse d'une estimation

non ajustée ($\hat{y}_r = \frac{\hat{t}_r}{N} = \frac{\sum_{j=1}^N s_j r_j y_j / p_j}{v}$) de la moyenne de la population

($\bar{Y} = t/N$) peut s'écrire

$$Bias(\hat{y}_r) = \frac{\sigma_{\pi y}}{\bar{\pi}}, \quad (17)$$

où, pour le j^{e} membre de la population, s_j est l'indicateur 0/1 pour l'événement S, p_j la probabilité de sélection globale (à savoir, $Pr\{s_j = 1\}$), r_j l'indicateur 0/1 pour l'événement R et $\bar{\pi}$ la moyenne de toutes les propensions à répondre (π_j) dans la population. Pour ajuster la pondération de base d'un répondant à l'enquête en fonction de la non-réponse, il est nécessaire d'estimer la propension à répondre du

⁶ Pour évoquer le phénomène de non-réponse dans le contexte d'une étude, on parle de « propension » plutôt que de « probabilité », étant donné que le processus conduisant le membre d'un échantillon à choisir de répondre ou non à cette enquête est déterminé par un comportement stochastique présumé, plutôt que par une randomisation explicite.

répondant. L'inverse de cette propension estimée (c'est-à-dire 1 divisé par la propension) devient l'ajustement en fonction de la non-réponse, qui est lui-même multiplié par la pondération de base de l'étape précédente pour aboutir à la pondération ajustée en fonction de la non-réponse pour le répondant.

Pour être plus précis, l'ajustement des pondérations de l'échantillon en fonction de la non-réponse implique d'estimer chaque valeur de π_j de manière empirique, en fonction du taux de non-réponse observé dans l'échantillon. L'ajustement multiplicatif d'un membre de la population en fonction de la non-réponse est alors tout simplement la réciproque de la propension à répondre estimée pour le répondant concerné :

$$A_j^{(nr)} = \hat{\pi}_j^{-1} \quad (18)$$

et la pondération ajustée en fonction de la non-réponse est

$$W_j^{(2)} = B_j A_j^{(nr)} \quad (19)$$

L'estimation des propensions à répondre individuelles constitue un problème majeur lors du calcul de cet ajustement. Deux approches ont été utilisées pour ajuster une unité en fonction de la non-réponse : les taux de réponse par catégorie de pondération et la prédiction des propensions à répondre fondée sur un modèle logistique adapté. Dans le cadre de l'enquête GATS, on recommande l'approche fondée sur l'ajustement de la catégorie de pondération, plus simple à mettre en œuvre, car il n'a pas été démontré que l'approche fondée sur la prédiction des propensions serait plus à même de limiter (et **non** d'éliminer) le biais de non-réponse.

L'estimation des propensions est un peu plus compliquée dans le cadre de l'enquête GATS, étant donné qu'à l'étape du recrutement des répondants, la non-réponse peut être observée à la fois au niveau des ménages et au niveau des individus qui composent l'échantillon. La propension combinée à répondre du j^{e} répondant (π_j) repose ainsi sur deux composantes multiplicatives, qu'il est nécessaire d'estimer séparément, l'une pour tenir compte de la propension à répondre du ménage du répondant lors de la constitution de la liste des membres du ménage ($\pi_j^{(HH)}$), et l'autre pour tenir compte de la propension à répondre du répondant lors de l'entretien de l'enquête GATS, après avoir été choisi dans la liste des membres du ménage ($\pi_j^{(person)}$).

Dans le cadre de l'approche recommandée pour les ajustements en fonction de la non-réponse, on estime chaque composante de la propension à répondre du j^{e} répondant à partir du taux de réponse des membres d'un sous-groupe (c'est-à-dire d'une « catégorie ») composé de membres de l'échantillon sélectionnés pour les caractéristiques et les tendances de réponse qu'ils partagent avec le répondant. Le calcul du taux de « réponse » pour les composantes propres aux ménages et aux individus doit reposer sur les directives relatives aux versions pondérée et non pondérée du taux de réponse RR1 telles qu'elles sont établies par l'AAPOR (American Association of Public Opinion Research, 2009) et présentées dans le *Manuel d'échantillonnage de l'enquête GATS*. Il est préférable d'utiliser des taux de réponse pondérés en utilisant des pondérations de base, plutôt que des taux de réponse non pondérés. La décision finale revient toutefois à chaque pays. Lorsqu'on utilise des codes de décision dans le cadre

du questionnaire destiné aux ménages, le taux de réponse des ménages, déterminé séparément pour chaque segment de l'échantillon (voir la description ci-dessous), est calculé comme suit :

$$\text{Taux de réponse des ménages} = \frac{[1]}{[1] + [3] + [4] + [5] + [6] + [9]} \quad (20)$$

où

- 1 = Questionnaire destiné aux ménages rempli ; une personne sélectionnée
- 2 = Questionnaire destiné aux ménages rempli ; aucune personne sélectionnée
- 3 = Questionnaire destiné aux ménages partiellement rempli ; liste interrompue (entretien incomplet)
- 4 = Questionnaire destiné aux ménages incomplet ; aucune personne admissible identifiée pour répondre au questionnaire de sélection des ménages
- 5 = Aucune personne présente au domicile
- 6 = Le ménage n'a pas souhaité répondre au questionnaire
- 9 = Autre motif de non-réponse du ménage.

Notez que le code de décision finale 2 relatif aux ménages est exclu à la fois du numérateur et du dénominateur du taux de réponse des ménages, puisque ces derniers sont considérés comme étant non admissibles, qu'une randomisation par genre ait été menée ou non.

Le taux de réponse des ménages ci-dessus exclut les ménages inadmissibles du dénominateur et part du principe que tous les ménages sélectionnés dont on ignore le statut d'admissibilité (codes de décision finale 3, 4, 5, 6, 9) sont admissibles pour répondre à l'enquête GATS. Cela peut conduire à une sous-estimation des taux de réponse des ménages, dans le cas où des ménages dont le statut d'admissibilité est inconnu seraient en réalité non admissibles. Il est conseillé aux pays de procéder à l'estimation de cette proportion (e) en calculant le taux d'admissibilité connu, qui est égal au nombre de ménages admissibles connus (code de décision 1) divisé par la somme du nombre de ménages admissibles connus (code de décision 1) et du nombre de ménages inadmissibles connus (code de décision 2) :

$$e^{\text{household-level}} = \frac{[1]}{[1] + [2]} \quad (21)$$

Si cette proportion est inférieure à 0,90 pour l'ensemble de l'échantillon, les pays doivent ajuster la composante inconnue du taux de réponse des ménages en multipliant les inconnues (codes de décision finale 3, 4, 5, 6 et 9) par cette proportion (e). La formule suivante est conforme au taux de réponse RR3 de l'AAPOR (2009) :

$$\text{Household-level response rate} = \frac{[1]}{[1] + e^{\text{household-level}} [3 + 4 + 5 + 6 + 9]} \quad (22)$$

L'ajustement de la catégorie de pondération au niveau des ménages correspondante ($A_{hi}^{(nr, HH)}$) serait alors de 1 divisé par le taux de réponse des ménages pondéré pour chaque segment de l'échantillon.

Le taux de réponse individuelle est calculé au sein de sous-groupes constitués de manière stratégique (voir la description ci-dessous), tel que :

$$Person - Level RR = \frac{[11]}{[11] + [12] + [14] + [15] + [16] + [17]} \quad (23)$$

où

- 11 = Questionnaire individuel rempli
- 12 = Entretien incomplet
- 13 = La personne sélectionnée s'est ultérieurement avérée non admissible à l'enquête GATS
- 14 = Le répondant sélectionné était absent du domicile
- 15 = Le répondant sélectionné n'a pas souhaité répondre
- 16 = Le répondant sélectionné n'était pas qualifié
- 17 = Autre motif de non-réponse.

Le taux de réponse individuelle ci-dessus exclut les individus inadmissibles (code de décision finale 13) du dénominateur et part du principe que tous les individus sélectionnés dont on ignore le statut d'admissibilité (code de décision finale 14) sont admissibles pour répondre à l'enquête GATS. Cela peut conduire à sous-estimer les taux de réponse individuelle si les enquêteurs choisissent régulièrement des répondants qui, une fois l'entretien entamé, s'avèrent inadmissibles à l'enquête. Il est recommandé aux pays d'estimer la proportion de répondants sélectionnés à partir de la liste qui sont réellement admissibles pour répondre à l'enquête GATS (e) en utilisant des fréquences pondérées de codes de décision telles que :

$$e^{person-level} = \frac{[11] + [12] + [15] + [16] + [17]}{[11] + [12] + [13] + [15] + [16] + [17]} \quad (24)$$

Si cette proportion est inférieure à 0,90 pour l'ensemble de l'échantillon, les pays doivent ajuster la composante inconnue du taux de réponse individuelle en multipliant les inconnues (code de décision finale 14) par cette proportion (e). La formule suivante est conforme au taux de réponse RR3 de l'AAPOR (2009) :

$$Person-level response rate = \frac{[11]}{[11] + [12] + [e^{person-level} [14]] + [15] + [16] + [17]} \quad (25)$$

La composante d'ajustement individuel ($A_{hj}^{(nr, person)}$) permettant d'ajuster la catégorie de pondération du j^{e} individu issu du h^{e} ménage serait alors calculée en divisant 1 par le taux de réponse individuelle pondéré.

Les ajustements effectués à partir de sous-groupes ou de groupes de taille réduite risquent d'être sujets à d'importantes variations et de produire des valeurs d'ajustement excessives. Par conséquent, que ce soit au niveau individuel ou à celui des ménages, la limite supérieure de la valeur calculée pour tout ajustement d'une catégorie de pondération sera fixée à 3,00. Quelle que soit la composante considérée de la pondération de l'ajustement, les valeurs supérieures à 3,00 seront plafonnées à 3,00.

Enfin, pour obtenir l'ajustement combiné en fonction du taux de non-réponse pour le répondant concerné ($A_j^{(nr)}$), il convient de multiplier les composantes d'ajustement au niveau des ménages ($A_{hi}^{(nr, HH)}$) et la composante d'ajustement au niveau individuel ($A_{hj}^{(nr, person)}$) qui correspondent à la j^e personne issue du i^e ménage.

Le choix des caractéristiques utilisées pour définir les sous-groupes (c'est-à-dire les « catégories de pondération ») au sein de chaque composante revêt une importance stratégique, étant donné que cette approche suppose un lien direct entre la réduction des biais et le degré de corrélation entre le taux de réponse et les paramètres d'intérêt de ces différentes catégories (Kalton, 1983). Dans la plupart des cas, l'établissement des catégories de pondération repose sur la classification croisée de plusieurs variables catégorielles (ou, par exemple, sur des variables continues divisées en catégories, telles que l'âge exprimé en années, que l'on divise en plusieurs catégories correspondant à différents groupes d'âge). Ces sous-groupes peuvent correspondre à des strates d'échantillonnage, à des grappes de l'échantillon, ou s'appuyer sur d'autres informations connues pour l'ensemble des membres sélectionnés au sein de l'échantillon. Dans le cas des échantillons de ménages de l'enquête GATS, il est recommandé que les catégories de pondération pour les composantes de l'ajustement en fonction de la non-réponse soient définies pour chaque ensemble de ménages sélectionnés dans les « segments » de l'échantillon. Dans les pays qui ont sélectionné des grappes géographiques en vue de recenser directement des ménages en une seule étape, l'UPE de l'échantillon correspondra aux catégories de pondération pour la composante des ménages. Pour la composante individuelle de l'ajustement en fonction de la non-réponse, il est recommandé de définir des catégories de pondération distinctes pour chaque région concernée par les estimations de l'enquête GATS où un échantillon d'une taille minimale de 8 000 répondants (ou 4 000, selon les cas) est disponible. En outre, l'ajustement par région doit être réalisé en fonction de tout ou partie des variables de pondération individuelles suivantes : milieu urbain/rural et âge renseigné sur la liste des membres du ménage (de 15 à 24 ans, de 25 à 34 ans, de 35 à 44 ans, de 45 à 54 ans, 55 ans et plus), genre (homme, femme) et statut tabagique actuel (fumeur, non-fumeur). Si aucune estimation régionale n'est nécessaire, les catégories de pondération pour les

RECOMMANDATION :
Que ce soit au niveau individuel ou à celui des ménages, toute composante d'ajustement en fonction de la non-réponse supérieure à 3,00 doit être plafonnée à 3,00.

RECOMMANDATION :
Pour l'ajustement au niveau individuel en fonction du taux de non-réponse, il est conseillé d'utiliser les informations renseignées dans la liste des membres du ménage pour créer des cellules correspondant à des catégories de pondération en fonction du genre, de l'âge et du statut tabagique actuel, mais aussi de la région, dans le cas où des estimations régionales fiables seraient nécessaires.

composantes individuelles peuvent être constituées à partir d'une combinaison des variables suivantes : milieu urbain/rural, genre, âge et statut tabagique.

Une fois ces catégories de pondération formées pour chaque composante, les deux contributions multiplicatives à l'ajustement de la catégorie de pondération pour R seraient calculées comme suit dans le cadre de l'enquête GATS. Dans les exemples ci-dessous, les numérateurs et les dénominateurs correspondent aux sommes des pondérations de base. En ce qui concerne la composante des ménages, si l'ensemble des $H_{\alpha^*} = 56$ ménages sélectionnés dans la α -th UPE où se situe le ménage de R est admissible pour participer à l'étude, que la somme des pondérations de base de ces ménages est de 170 013,3 et que $r_{\alpha^*}^{(HH)} = 50$ d'entre eux acceptent de participer à l'étude (total pondéré pour l'ensemble de ces ménages = 156 261,9), alors la composante des ménages pour l'ajustement pondéré en fonction de la non-réponse sera calculée à partir de la réponse empirique pondérée de l'échantillon de ménages sélectionné dans l'UPE ou le segment où se situe le ménage de R. Pour cet exemple, on suppose qu'il a été établi que $e^{\text{au niveau des ménages}}$ dépassait 90 %, ce qui nous permet d'utiliser la formule 20 ci-dessus. Le taux de réponse pondéré des ménages pour la catégorie de pondération de R (qui réside dans le i^{e} ménage) est

$$RR_h^{(\text{weighted,HH})} = \hat{\pi}_{hi}^{(\text{wca,HH})} = \sum_{i=1}^{H_{\alpha^*}} B_{hi} / \sum_{i=1}^{H_{\alpha^*}} B_{hi} = \frac{156,261.9}{170,013.3} = 0.9191 \quad (26)$$

La composante au niveau des ménages pour l'ajustement de la catégorie de pondération de R (qui réside dans le i^e ménage) serait alors calculée ainsi :

$$A_{hi}^{(nr,HH)} = \frac{1}{[\hat{\pi}_{hi}^{(wca,HH)}]} = \frac{1}{\sum_{i=1}^{\infty} B_{hi} / \sum_{i=1}^{H_{\infty}} B_{hi}} = \frac{1}{0.9191} = 1.088 \quad (27)$$

où les B_{hi} sont des pondérations de base variables pour les ménages appartenant à la h^e catégorie de pondération.

Si moins de 90 % des ménages ayant fourni des informations d'admissibilité ont été déclarés admissibles pour participer à l'enquête GATS à l'échelle nationale, la composante inconnue de l'admissibilité des ménages aurait été multipliée par (e), aboutissant ainsi à des taux de réponse légèrement plus élevés et donc à des ajustements plus faibles pour les ménages.

La composante d'ajustement des ménages (1,088) est inférieure à 3,00. Il n'est donc pas nécessaire de limiter la valeur de l'ajustement.

Le taux de réponse individuelle pondéré doit être calculé en utilisant (23) ci-dessus, si la proportion (e) des individus sélectionnés admissibles pour répondre au questionnaire GATS est de 0,90 ou plus. Si (e) est inférieure à 0,90, le taux de réponse individuelle doit être calculé en utilisant la formule (25). Tout comme pour la composante d'ajustement des ménages, la composante d'ajustement individuelle pour R est égale à 1 divisé par le taux de réponse pondéré de la catégorie de pondération de R. À présent, supposons que R est une femme, fumeuse, vivant en milieu urbain, résidant dans la région X, et qu'elle fait partie, sur l'ensemble des $n_h = 771$ résidents des ménages (valeur pondérée = 134 935 233), des $r_h = 680$ répondants (valeur pondérée = 119 009 025) appartenant à la catégorie de pondération constituée de tous les résidents de ménages sélectionnés qui sont des femmes, fumeuses, vivant en milieu urbain et résidant dans la région X. On suppose également que le taux de réponse pondéré pour la catégorie de pondération de R est

$$RR_h^{(weighted, person)} = \hat{\pi}_{hj}^{(wca, person)} = \sum_{j=1}^{680} B_{hj} / \sum_{j=1}^{771} B_{hj} = \frac{119,009,025}{134,935,233} = 0.8820 \quad (28)$$

La composante d'ajustement individuelle pour R est alors calculée ainsi :

$$A_{hj}^{(nr, person)} = \frac{1}{[\hat{\pi}_{hj}^{(wca, person)}]} = \frac{1}{\sum_{j=1}^{680} B_{hj} / \sum_{j=1}^{771} B_{hj}} = \frac{1}{0.8820} = 1.1338 \quad (29)$$

La composante d'ajustement individuelle est également inférieure à 3,00. Il n'est donc pas nécessaire de plafonner cette valeur. Pour R, l'ajustement final en fonction de la non-réponse est

$$A_j^{(nr)} = \frac{1}{\pi_j^{(wca)}} = \frac{1}{[\hat{\pi}_i^{(wca, HH)}][\hat{\pi}_j^{(wca, person)}]} = [A_i^{(nr, HH)}][A_j^{(nr, person)}] = [1.0880]. [1.1338] = 1.2336 \quad (30)$$

Rappelant la valeur de la pondération de base et de l'ajustement final en fonction de la non-réponse pour R, la pondération de l'échantillon pour R ajustée en fonction de la non-réponse est calculée ainsi :

$$W_j^{(nr)} = [B_j]. [A_j^{(nr)}] = [12501.3081]. [1.2336] = 15421.61 \quad (31)$$

3.4 Ajustement de l'étalonnage post-stratification

3.4.1 Conditions nécessaires à l'exécution de cette étape de calcul

- Les données relatives à la fréquence de la population, issues des chiffres d'un recensement effectué dans les cinq années précédant l'entretien ou de toute autre source de données fiable sur la population actuelle et les personnes âgées de 15 ans et plus, regroupées selon des variables catégorielles liées au comportement tabagique et à un déséquilibre persistant de l'échantillon (par exemple, en matière de couverture). Les variables d'étalonnage possibles comprennent le genre, le niveau d'éducation, le milieu urbain/rural et la région, à condition que les données relatives au nombre d'habitants par région soient disponibles et que les échantillons de répondants soient suffisamment grands à l'échelle régionale (on recommande un minimum de 8 000 répondants) pour aboutir à des estimations régionales de qualité.
- Un questionnaire GATS comprenant des questions relatives au genre des répondants formulées de manière comparable, des catégories de réponse adaptées au genre ainsi que des questions relatives au niveau d'éducation.
- Les pondérations ajustées en fonction de la non-réponse ($W_j^{(nr)}$) pour l'ensemble des répondants de l'échantillon.

Calcul des ajustements post-stratification et exemple représentatif :

Bien que les deux types d'ajustement en fonction de la non-réponse que nous venons de décrire soient efficaces pour compenser un déséquilibre de l'échantillon lié aux variables utilisées pour définir les catégories de pondération et modéliser la propension à répondre, il est possible qu'il y ait d'autres caractéristiques importantes de l'échantillon pour lesquelles aucun ajustement n'a été effectué. Il est par exemple possible d'observer des taux de réponse différents pour certaines caractéristiques additionnelles de l'échantillon choisi. Pour certaines caractéristiques de la population, il est également possible que des différences aient été observées en matière de couverture de la base de sondage, ou qu'il existe des variations dans la taille de l'échantillon sélectionné pour des caractéristiques autres que celles en fonction desquelles le processus de sélection de l'échantillon a été stratifié. Une solution courante face à ce type de déséquilibre persistant consiste à procéder à un nouvel étalonnage de l'échantillon, cette fois en fonction de la population dont est tiré l'échantillon.

Deville et Sarndal (1992) ont été les premiers à appliquer le terme « étalonnage » au contexte de la pondération d'échantillon, mais les approches consistant à contrôler le comportement des pondérations existent depuis plus de 60 ans. En principe, l'objectif d'un ajustement de la pondération de l'étalonnage est d'assurer la cohérence des sommes pondérées issues des données de l'échantillon avec les chiffres correspondants au sein de la population cible. La post-stratification et le ratissage constituaient les premières formes importantes de l'étalonnage de la pondération et peuvent être considérés comme des applications particulières du cadre général d'étalonnage évoqué par Deville et Sarndal (1992). Tous deux sont encore fréquemment utilisés à l'heure actuelle.

Le rôle de l'étalonnage dépend des autres ajustements réalisés et, le cas échéant, de l'ordre dans lequel ils ont été appliqués. Par exemple, lorsque seuls trois ajustements sont réalisés et que l'ajustement en fonction de la non-réponse précède l'étalonnage, l'ajustement de l'étalonnage vise à corriger tous les

déséquilibres de l'échantillon que l'ajustement en fonction de la non-réponse n'a pas pu corriger. Au contraire, s'il est uniquement possible d'ajuster l'étalonnage, cet ajustement devient la seule modalité de correction pour l'ensemble des sources de déséquilibre de l'échantillon.

Les pondérations finales peuvent faire l'objet d'un étalonnage fondé sur la répartition de la population, en s'appuyant sur des données issues d'une source externe statistiquement supérieure (par exemple, le recensement le plus récent ou les conclusions d'une autre enquête nationale contemporaine s'appuyant sur des estimations des effectifs de la population d'une qualité égale ou supérieure). Il est également possible de procéder à un étalonnage fondé sur des projections démographiques fiables et communément admises. Lorsque le recensement le plus récent précède de cinq ans ou plus la collecte des données effectuée dans le cadre de l'enquête GATS, il convient d'envisager de procéder aux ajustements en s'appuyant sur d'autres sources de données. Les pays ne disposant pas de sources de données pour l'étalonnage, ou dont les sources sont obsolètes, risquent de ne pas pouvoir mener à bien cette étape du processus d'ajustement. Le cas échéant, il conviendra de consulter les référents nationaux au sein des CDC ainsi que les statisticiens du Centre de coordination des données (CCD) et du Comité d'examen des échantillons. Cette étape consiste essentiellement à ajuster l'échantillon pondéré (fondé sur $W_j^{(nr)}$ à partir de l'échantillon de l'enquête GATS) en fonction de la répartition de la population d'un ensemble de variables d'étalonnage catégorielles, en employant l'une de ces deux méthodes : (1) par *post-stratification* (ou pondération des cellules) en fonction des répartitions de la population croisée ou conjointe pour ces variables, ou (2) par *ratissage* (ou ajustement proportionnel itératif), de telle sorte que les marges des répartitions de la population conjointe pour ces variables correspondent à celles de la population globale. Les pondérations finales ajustées feront sans doute l'objet de variations moins élevées avec le ratissage, mais les échantillons de l'enquête GATS, dont il est vraisemblable que la taille sera relativement plus importante, se prêteront mieux à la post-stratification, qui effectue un étalonnage plus précis de l'échantillon par rapport à la population et constitue donc l'approche recommandée pour l'étalonnage des échantillons de l'enquête GATS. Des instructions détaillées concernant l'utilisation de la post-stratification sont énoncées ci-dessous. Les statisticiens nationaux intéressés par les procédures de ratissage doivent contacter les référents nationaux au sein des CDC ainsi que le Comité d'examen des échantillons avant de les mettre en œuvre.

Comme tous les ajustements, l'étalonnage est plus efficace lorsque les variables utilisées pour définir les répartitions de contrôle sont étroitement corrélées aux principales variables de l'étude. Dans le domaine des enquêtes relatives à la santé, les indicateurs prédictifs les plus judicieux correspondent souvent à des variables différentes d'une étude à l'autre. Cependant, le genre et le niveau d'éducation sont généralement de bons indicateurs prédictifs du comportement tabagique et constituent donc un choix pertinent pour les échantillons de l'enquête GATS. L'âge, la résidence en milieu rural ou urbain ainsi que la région peuvent également constituer des variables d'étalonnage, lorsque les tailles des échantillons permettent une estimation régionale. Dans les cellules d'ajustement de l'étalonnage, la résidence en milieu urbain/rural remplacera le niveau d'éducation partout où ce critère sera jugé plus important que le niveau d'éducation et les avantages que ce dernier présente dans le cadre du processus d'étalonnage, en tant qu'indicateur prédictif de la consommation de tabac. Enfin, la dernière pondération d'analyse (W_j) pour les données associées au j^{e} répondant est obtenue à partir de l'équation (1) telle que $W_j = B_j A_j^{(nr)} A_j^{(cov)} A_j^{(cal)}$, où le calcul de $A_j^{(cal)}$ s'appuie sur une stratégie d'étalonnage. Notez que $A_j^{(cov)} = I$, étant donné qu'aucun ajustement spécifique n'est recommandé pour la couverture de la base.

RECOMMANDATION :

Dans le cadre d'une procédure de post-stratification, constituer des cellules d'ajustement en fonction du genre, de l'âge et du niveau d'éducation indiqués par les répondants, ainsi qu'en fonction de la région, lorsqu'il est nécessaire d'effectuer des estimations régionales de qualité. Dans les cellules d'ajustement de l'étalonnage, la résidence en milieu urbain/rural remplacera le niveau d'éducation partout où ce critère sera jugé plus important que le niveau d'éducation et les avantages que ce dernier présente dans le cadre du processus d'étalonnage, en tant qu'indicateur prédictif de la consommation de tabac.

L'ajustement post-stratification consiste d'abord à diviser l'ensemble des répondants de l'échantillon ayant participé à l'enquête en cellules d'ajustement de l'étalonnage. Ces dernières sont définies selon une catégorisation croisée reposant sur plusieurs variables démographiques d'étalonnage dont on connaît le caractère prédictif au regard des mesures relatives à la consommation de tabac au sein de la population cible (le genre associé au niveau d'éducation et l'âge associé au genre et au niveau d'éducation sont deux exemples possibles). Certaines variables d'étalonnage ont une valeur prédictive plus importante que d'autres. En vue de mesurer la valeur prédictive, on peut notamment s'appuyer sur le degré d'importance statistique que revêt le coefficient de régression logistique pour la prédiction d'importantes variables dichotomiques (0/1) relatives à l'usage du tabac. Il convient ensuite de calculer un facteur d'ajustement de l'étalonnage équivalent au ratio de deux valeurs à l'intérieur de chaque cellule d'ajustement. La valeur inscrite en numérateur correspond à une évaluation fiable (par exemple, issue d'un recensement récent) du nombre de membres de la population cible inclus dans la cellule. La valeur inscrite en dénominateur est la somme des pondérations ajustées en fonction de la non-réponse pour l'ensemble des répondants de la cellule, ce qui correspond à une estimation de l'effectif total de la population cible (le numérateur). Le ratio qui en résulte devrait être proche de 1,00. Un ajustement post-stratification inférieur à 1 laisse penser que les segments de la population sont surreprésentés dans l'échantillon de la cellule concernée, tandis qu'un ajustement post-stratification supérieur à 1 indique que les segments de la population sont sous-représentés dans l'échantillon de la cellule concernée. Multiplier

l'ajustement post-stratification par la pondération ajustée en fonction de la non-réponse permet de compenser toute surreprésentation ou sous-représentation de la cellule. Ainsi, la répartition finale pondérée de l'échantillon entre les cellules d'ajustement correspond précisément à la répartition de la population entre les cellules, ce qui revient à étalonner l'échantillon de répondants final pondéré en fonction de la population cible.

Comme expliqué précédemment, afin d'étalonner un échantillon de l'enquête GATS, il est recommandé d'utiliser (au minimum) les variables prédictives suivantes : le genre du répondant (homme ou femme) et quatre catégories permettant de renseigner le niveau d'éducation formelle atteint par le répondant. Les catégories relatives à l'éducation doivent être définies de telle sorte que la répartition marginale en pourcentage entre les différentes catégories soit aussi uniforme que possible (c'est-à-dire environ 25 % de la population dans chaque groupe, en s'appuyant sur le dernier recensement en date ou sur une source externe statistiquement supérieure).

Dans certains cas, une cellule d'ajustement peut comporter un nombre de répondants inférieur au minimum requis (par exemple, moins de 50). Afin d'éviter qu'une cellule comportant un échantillon réduit de répondants ne produise une valeur extrême dans le cadre de l'ajustement post-stratification, il est recommandé d'envisager la combinaison ou la fusion de chaque cellule à échantillon réduit avec une ou plusieurs autres cellules. Ce processus de fusion est aussi appelé « regroupement » de cellules. Il convient alors de se poser la question suivante : « Avec quelle(s) cellule(s) doit-on regrouper une petite cellule ? » Étant donné que le concept de post-stratification est lié à celui de la stratification de l'échantillon, Kish (1965) recommande (comme pour les strates d'échantillonnage) de combiner entre elles les cellules similaires (c'est-à-dire celles qui aboutissent à des moyennes comparables pour les principales mesures de la consommation de tabac utilisées dans le cadre de l'enquête GATS). Cela revient dès lors à regrouper les catégories de variables d'étalonnage les moins prédictives (c'est-à-dire celles dont le coefficient de régression logistique est le plus faible dans la prédiction d'importantes variables dichotomiques (0/1) relatives à l'usage du tabac). Ainsi, dans le cas, par exemple, d'une cellule à échantillon réduit portant sur les hommes les plus âgés et au niveau d'éducation formelle le plus faible, si l'âge est considéré comme étant la variable d'étalonnage la moins prédictive, on regroupera cette cellule avec celle portant sur les hommes de la classe d'âge immédiatement inférieure et au niveau d'éducation formelle le plus faible, à condition que les cellules regroupées correspondent à un nombre de répondants supérieur au minimum requis. S'il s'avère nécessaire de procéder au regroupement de la cellule à échantillon réduit avec plusieurs autres cellules, on sélectionnera la variable la moins prédictive soit dans les cellules du dessus, soit dans celles du dessous. On pourra également envisager un regroupement avec la deuxième variable d'étalonnage la moins prédictive, selon la méthode décrite ci-dessus. L'objectif final est que l'échantillon associé à chaque cellule soit supérieur au minimum requis.

Revenons à notre exemple de calcul de la pondération pour le répondant fictif à l'enquête GATS, R, que l'on intégrerait à la cellule d'ajustement de l'étalonnage incluant les répondants de la région X, de sexe féminin et du même niveau d'éducation que R. Si le dernier recensement en date permet d'établir que la population partageant ces caractéristiques est au nombre de $N_h = 2,724,182$ et que la somme pondérée

de l'échantillon partageant ces caractéristiques est de $\sum_{j=1}^{I_h} W_{hj}^{(nc)} = 2,919,669.3442$, alors pour R ainsi que

pour tous les autres répondants à l'enquête GATS qui se trouvent dans la même cellule d'ajustement de l'étalonnage, le calcul de l'ajustement post-stratification ($A_j^{(cal)}$) sera

$$A_j^{(cal)} = \frac{N_h}{\sum_{j=1}^{r_h} W_{hj}^{(nc)}} = \frac{2,724,182}{2,919,669,3442} = 0.9330, \quad (32)$$

où N_h correspond à l'effectif de la population établi d'après la source externe de données relatives au décompte de la population, tel que $N = \sum_{h=1}^H N_h$ correspond à l'effectif total de la population indiqué par la source externe d'étalonnage et r_h à la taille de l'échantillon de répondants dans la cellule d'ajustement. Notez que $A_j^{(cal)}$ reste identique pour tous les répondants de la cellule d'ajustement « h ». Au moment de conclure cette étape par la vérification de l'ensemble des ajustements ($A_j^{(cal)}$) effectués dans chaque cellule d'ajustement, il convient de noter que la plupart d'entre eux sont légèrement supérieurs ou inférieurs à 1. Il convient également de remarquer que les segments de la population qui étaient toujours sous-représentés dans l'échantillon après l'ajustement en fonction de la non-réponse présentent des valeurs légèrement supérieures à 1, et que ceux qui étaient surreprésentés présentent des valeurs inférieures à 1.

Si l'on multiplie la pondération préexistante de R par l'ajustement de sa cellule d'ajustement ($A_j^{(cal)}$), sa pondération finale ajustée (qui sera ajoutée aux données associées à R dans le dossier d'analyse) sera

$$W_j = W_j^{(nr)} \cdot A_j^{(cal)} = [15421.61] \cdot [0.9339] = 14402.24 \quad (33)$$

et après application de cette pondération finale, la répartition de la fréquence relative pondérée de l'échantillon reflètera la répartition de la population correspondante en fonction des variables d'étalonnage ; c'est-à-dire

$$\sum_{j=1}^{r_h} W_{hj} / \sum_{h=1}^H \sum_{j=1}^{r_h} W_{hj} = N_h / N \quad (34)$$

Ce rapport d'égalité peut être utilisé afin de vérifier les calculs effectués pour l'ajustement concerné.

Approche alternative

Pour les pays aux échantillons de répondants plus réduits et aux échantillons régionaux plus disproportionnés, le ratissage peut constituer une alternative préférable à la post-stratification. Deming et Stephan (1940) ont été les premiers à proposer la méthode du ratissage pour forcer la correspondance entre les pondérations finales ajustées et les totaux catégoriels marginaux pour un ensemble donné de variables d'étalonnage (à l'exception des cellules de catégorisation croisée). À partir d'une configuration multidirectionnelle reposant, comme la post-stratification, sur des variables d'étalonnage catégorielles, chaque opération de ratissage consiste à forcer une à une les sommes catégorielles de chaque variable à équilibrer les effectifs de la population catégoriels correspondants (see Kalton and Flores-Cervantes, 2003 for a computational example for this case where there are two calibration variables). Les pays qui envisagent de procéder à l'étalonnage des pondérations finales de l'enquête GATS en utilisant la méthode du ratissage plutôt que celle de la post-stratification doivent en discuter avec les référents nationaux au sein des CDC et le Comité d'examen des échantillons de l'enquête.

4. Assurer la qualité de la pondération de l'échantillon dans le cadre de l'enquête GATS

En vue d'assurer une pondération cohérente et précise des échantillons de l'enquête GATS dans chaque pays,

la conclusion de ce manuel offre plusieurs pistes pour garantir ce niveau de qualité.

4.1 Documentation minutieuse du processus de sélection de l'échantillon et des probabilités connexes

On ne saurait trop insister sur l'importance d'une documentation scrupuleuse des procédures de sélection mises en œuvre à chacune des étapes d'échantillonnage du processus de sélection de l'échantillon de l'enquête GATS. Il est donc crucial que l'ensemble du personnel technique au sein de chaque pays participant à l'enquête GATS s'engage fermement à tenir cette documentation. Il existe plusieurs façons de garantir l'exhaustivité de cette documentation ainsi que sa contribution optimale au calcul des pondérations. Dans un premier temps, après avoir établi un algorithme de sélection pour chaque étape, le personnel doit consulter un ouvrage fiable consacré à l'échantillonnage pour y trouver la formule de calcul adaptée à la stratégie de sélection choisie. Parmi les stratégies de sélection les plus communément employées pour les échantillons d'enquête, on peut citer l'échantillonnage aléatoire simple, l'échantillonnage par randomisation, l'échantillonnage systématique, l'échantillonnage systématique avec probabilité proportionnelle à la taille (PPT), l'échantillonnage sans remplacement avec PPT, l'échantillonnage avec remplacement et PPT. Il convient notamment de se référer aux travaux de Hansen, Hurwitz et Madow (1953), Kish (1965), Raj (1968), Cochran (1977), Sukhatme *et al.* (1984), et Lohr (1999). Dans un deuxième temps, il est nécessaire de mettre en place les outils de calcul adéquats afin de pouvoir calculer correctement les probabilités de sélection au fur et à mesure du processus de sélection. En pratique, cela signifie que la sélection informatisée est préférable à la sélection manuelle et que le code informatique utilisé pour la sélection de l'échantillon doit également comprendre les étapes de calcul et de sauvegarde des probabilités de sélection au fur et à mesure que les membres individuels de l'échantillon sont sélectionnés. Cela signifie également que si une étape d'échantillonnage ne peut être réalisée que de façon manuelle, le formulaire utilisé pour la sélection de l'échantillon doit être conçu de telle façon que l'ensemble des informations nécessaires au calcul de la probabilité de sélection pour cette étape seront disponibles, que ce soit pendant la réalisation de l'étape concernée ou plus tard si nécessaire. Dans un troisième temps, un membre du personnel technique de chaque pays doit prendre en charge la responsabilité générale des probabilités de sélection, qu'il s'agisse de la justesse des calculs, de leur chronologie ou du stockage des résultats en vue de procéder aux pondérations le moment venu. Dans un quatrième temps, les procédures et formules employées pour le calcul de l'ensemble des composantes de pondération d'échantillon doivent être planifiées et documentées avec un niveau de détail suffisant en amont du processus de calcul des pondérations, afin que ce dernier puisse être mené à bien par un autre membre qualifié du personnel technique ne travaillant pas sur l'enquête GATS. À la fin du calcul des pondérations, le cahier des charges permettant à chaque pays participant à l'enquête GATS de mener à bien ce calcul devra être revu et corrigé dans le but d'établir un support de documentation définitif pour le processus de pondération de l'enquête GATS. Pour finir, la documentation relative au processus de pondération doit être mise à disposition des partenaires de l'enquête GATS et du Comité d'examen des échantillons de l'enquête GATS.

4.2 Contrôler les effets statistiques indésirables des pondérations variables

Kish (1965) a démontré qu'une variation de la pondération de l'échantillon pouvait augmenter la variance des estimations de l'enquête par un facteur à effet multiplicateur ($Meff$). Par exemple, si $\bar{w}=12394.0091$ est la moyenne des pondérations finales ajustées, W_j , et que $s_w^2=(5463.3760)^2$ est la variance de ces mêmes pondérations parmi les membres de l'échantillon de l'enquête GATS auquel appartient le répondant fictif R, alors

$$Meff_w = 1 + \frac{s_w^2}{\bar{w}^2} = 1 + \left(\frac{5463.3760}{12394.0091} \right)^2 = 1.1943 \quad (35)$$

Certains facteurs à l'origine de cette variation correspondent à des paramètres du plan d'échantillonnage destinés à réduire la variance des estimations (par exemple, la répartition de l'échantillon en strates). D'autres résultent de stratégies visant à contrôler les biais affectant ces estimations (par exemple, les ajustements en fonction de la non-réponse et l'étalonnage de l'échantillon). Le contrôle de cette variation implique en effet de maintenir un équilibre précaire entre l'atténuation de l'effet indésirable de $Meff_w$ sur la précision des estimations et le maintien des avantages de l'ajustement de la pondération en matière de réduction des biais.

En cas de pondérations variables parmi les échantillons de l'enquête GATS, il est recommandé de surveiller $Meff_w$ pour les pondérations finales ajustées (W_j) et de consulter le personnel du bureau central de l'enquête GATS si $Meff_w > 2.00$. Cette discussion peut aboutir à la mise en œuvre de diverses stratégies existantes (par exemple, la troncature des pondérations) visant à limiter la taille des ajustements de la pondération, ou à l'adoption de diverses stratégies de « réduction » des pondérations. Kalton et Flores-Cervantes (2003) décrivent par exemple le processus consistant à regrouper un plus grand nombre de cellules d'ajustement, afin de limiter la taille des ajustements produits par l'ensemble final de cellules. Cette approche préventive peut être utilisée pour contrôler

la taille des ajustements en fonction de la non-réponse, mais elle peut également permettre de limiter la taille des ajustements d'étalonnage afin d'atteindre un juste milieu entre post-stratification et ratissage (see Deville and Sarndal, 1992). De son côté, Potter (1988; 1990; 1993) passe en revue plusieurs approches de réduction générant de multiples ensembles de pondérations aux degrés de réduction divers, avant de choisir l'ensemble de pondérations réduites présentant l'erreur quadratique moyenne estimée la plus basse possible pour les principales estimations de l'enquête. L'inconvénient de cette méthode est qu'un ensemble de pondérations réduites peut aboutir à l'erreur quadratique moyenne la plus basse pour une estimation de l'enquête, mais produire un résultat différent pour une autre estimation.

RECOMMANDATION :
Contrôler l'influence des pondérations variables en surveillant leur effet multiplicateur sur la variance des estimations de l'enquête ; consulter, le cas échéant, le personnel de l'enquête GATS

4.3 Respecter scrupuleusement les procédures de calcul et les contrôles de qualité recommandés dans le présent manuel

Ce manuel vise à fournir des orientations en vue de développer une stratégie de calcul des pondérations pour chaque échantillon de l'enquête GATS. Il a également pour but de s'assurer que cette stratégie pourra être menée à bien, afin que les analystes des données de l'enquête disposent de pondérations optimales en vue de produire les meilleures estimations possible concernant la consommation de tabac au sein de la population. Afin de contribuer à la poursuite de cet objectif, nous avons mis au point une série de procédures spécifiques destinées à s'assurer que les pondérations d'échantillon de l'enquête GATS sont conformes aux normes les plus exigeantes relatives à la recherche par enquête. Appliquées de manière uniforme dans l'ensemble des pays participant à l'enquête GATS, ces procédures permettront également d'effectuer des comparaisons pertinentes entre les résultats obtenus par ces différents pays.

En présentant les étapes nécessaires au calcul des pondérations, nous avons également suggéré plusieurs moyens de garantir la qualité des pondérations de l'échantillon. Il s'agit de :

1. Confier la vérification régulière des calculs de pondérations de l'enquête GATS à une personne extérieure au processus, mais suffisamment au fait des recommandations énoncées dans le protocole défini dans le présent manuel. Il est préférable de procéder à ces vérifications à la fin de chaque étape (le calcul des pondérations de base, le calcul de l'ajustement en fonction de la non-réponse et le calcul de l'ajustement de l'étalonnage), plutôt qu'à la fin du processus dans son ensemble.
2. Déterminer si la taille moyenne des pondérations de base (B_j) divisée par la taille moyenne des pondérations ajustées en fonction de la non-réponse ($W_j^{(nr)}$) est approximativement égale au taux de réponse global final RR1, conformément aux explications données dans la *Section 3.2* du présent manuel.
3. Utiliser l'équation (34) pour confirmer que la répartition pondérée, établie à partir des pondérations étalonnées finales (W_j), correspond (pour chaque cellule d'ajustement d'étalonnage) à la répartition de la population sur laquelle était fondé l'étalonnage des pondérations.
4. Tenir compte du fait que la somme des pondérations finales ajustées (W_j) sur l'ensemble de l'échantillon doit correspondre à l'effectif total de la population (âgée de 15 ans ou plus) de la source utilisée pour l'étalonnage. Si cette source correspond au dernier recensement en date, alors la somme des pondérations doit correspondre aux effectifs de la population selon ce recensement.
5. Confirmer que les ajustements post-stratification ($A_j^{(cal)}$) produits par l'ensemble des cellules d'ajustement sont généralement légèrement supérieurs ou inférieurs à 1,00.

RECOMMANDATION :
Suivre les étapes de pondération recommandées et mettre en œuvre les contrôles de qualité suggérés lors des opérations de calcul

4.4 Rédiger un document présentant de manière détaillée le processus de calcul des pondérations tel qu'il a été mis en œuvre

Comme pour la plupart des enquêtes dont les grandes étapes sont planifiées avant d'être mises en œuvre, le plan élaboré (c'est-à-dire, la majorité du contenu du présent manuel, lorsque le processus recommandé de calcul des pondérations est appliqué) diffère souvent ne serait-ce que partiellement des mesures réellement mises en place. Chacune des trois étapes de calcul des pondérations est susceptible de produire des écarts par rapport au cahier des charges établi.

Par exemple, si une autre méthode fiable est utilisée pour sélectionner un répondant au sein d'un ménage, alors la probabilité conditionnelle de sélection du répondant au sein d'un ménage participant à l'enquête GATS sera calculée selon cette méthode alternative. Afin d'éviter la perte de détails relatifs à cette étape préparatoire cruciale pour l'analyse des données de l'enquête, il convient d'élaborer un support écrit immédiatement après le calcul des pondérations, dans le but de documenter le processus de pondération effectivement mis en œuvre. Ce support devra s'appuyer sur la structure générale du présent

manuel et intégrera ensuite définitivement la documentation produite pour l'ensemble des activités de l'enquête GATS. Ce document sera utilisé par les biostatisticiens des équipes de recherche travaillant dans le domaine des enquêtes afin de procéder à une évaluation officielle des processus de pondération et d'étalonnage. Il a ensuite vocation à intégrer le rapport final de chaque pays en tant que registre définitif des méthodes utilisées dans le cadre de l'enquête GATS. Pour plus de précisions concernant le format et les calculs qui doivent faire l'objet d'un examen, veuillez vous référer au manuel *Assurance qualité de l'enquête GATS : directives et documentation*. Avant toute publication des résultats pondérés issus des données nationales, cette documentation doit faire l'objet d'un examen et d'une certification officielle attestant la conformité des pondérations aux normes de qualité établies dans le présent manuel.

RECOMMANDATION :
**Rédiger un document
présentant de manière détaillée
la façon dont les pondérations
ont été calculées dans chaque
pays participant à
l'enquête GATS.**

4.5 Consulter le personnel du bureau central de l'enquête GATS pendant le processus de pondération

Pour finir, chaque pays participant à l'enquête doit bénéficier du soutien du personnel du bureau central de l'enquête GATS lors du processus de calcul des pondérations de l'échantillon. Ce soutien consistera à clarifier la méthodologie relative aux procédures décrites dans le présent manuel ainsi qu'à contribuer à la résolution des problèmes que peuvent engendrer des processus imprévus survenant dans le cadre de ces étapes essentielles au déroulement de l'enquête.

5. Bibliographie

- Association américaine pour la recherche sur l'opinion publique (AAPOR), « Standard Definitions: Final Dispositions of Case Codes and Outcome Rates for Surveys ». AAPOR, 6^e édition, 2009.
- Berry, C. C., Flatt, S. W., et Pierce, J. P., « Correcting Unit Nonresponse via Response Modeling and Raking in the California Tobacco Survey ». *Journal of Official Statistics*, vol. 12, n°4, 1996, p. 349-363.
- Cochran, W.G., *Sampling Techniques*. Wiley and Sons, 3^e édition, New York (États-Unis d'Amérique), 1977.
- Deming, W. E. et Stephan, F. F., « On the Least Squares Adjustment of a Sample Frequency Table When the Expected Marginal Totals are Known ». *Annals of Mathematical Statistics*, vol. 11, n°4, 1940, p. 427-444.
- Deville, J. C. et Sarndal, C. E., « Calibration Estimators in Survey Sampling ». *Journal of American Statistics Association*, vol. 87, 1992, p. 376-382.
- Groupe de collaboration sur l'enquête mondiale sur le tabagisme chez les adultes, *Enquête mondiale sur le tabagisme chez les adultes (GATS) : Manuel d'échantillonnage*. Centers for Disease Control and Prevention, Atlanta, Géorgie (États-Unis d'Amérique), 2020.
- Groupe de collaboration sur l'enquête mondiale sur le tabagisme chez les adultes, *Enquête mondiale sur le tabagisme chez les adultes (GATS) : Manuel d'enquête sur le terrain*. Centers for Disease Control and Prevention, Atlanta, Géorgie (États-Unis d'Amérique), 2020.
- Groupe de collaboration sur l'enquête mondiale sur le tabagisme chez les adultes, *Enquête mondiale sur le tabagisme chez les adultes (GATS) : Manuel de supervision sur le terrain*. Centers for Disease Control and Prevention, Atlanta, Géorgie (États-Unis d'Amérique), 2020.
- Groupe de collaboration sur l'enquête mondiale sur le tabagisme chez les adultes, *Enquête mondiale sur le tabagisme chez les adultes (GATS) : Assurance qualité – directives et documentation*. Centers for Disease Control and Prevention, Atlanta, Géorgie (États-Unis d'Amérique), 2020.
- Hansen, M. H., Hurwitz, W. N. et Madow, W. G., *Sample Survey Methods and Theory*, vol. I et II, 1953.
- Horvitz, D. G. et Thompson, D. J., « A generalization of sampling without replacement from a finite universe ». *Journal of American Statistics Association*, vol. 47, 1952, p. 663-685.
- Iannacchione, V. G., Milne, J. G. et Folsom, R. E., « Response Probability Weight Adjustments Using Logistic Regression ». *Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association*, 1991, p. 637-642.
- Kalsbeek, W. D., Morris, C. et Vaughn, B., « Effects of Nonresponse on the Mean Squared Error of Estimates from a Longitudinal Study ». *Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association*. 2001.
- Kalton, G., *Compensating for Missing Survey Data*. Université du Michigan, Ann Arbor, Michigan (États-Unis d'Amérique), 1983.
- Kalton, G. et Flores-Cervantes, I., « Weighting Methods ». *Journal of Official Statistics*, vol. 19, n°2, 2003, p. 81-97.
- Kish, L., *Survey Sampling*. Wiley and Sons, seconde impression, New York (États-Unis d'Amérique), 1965.
- Lepkowski, J. M., Kalton, G. et Kasprzyk, D., « Weighting Adjustments for Partial Nonresponse in the 1984 SIPP Panel ». *Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association*, 1989, p. 296-301.
- Lessler, J. T. et Kalsbeek, W. D., *Nonsampling Error in Surveys*. Wiley and Sons, New York (États-Unis d'Amérique), 1992.
- Lohr, S., *Sampling: Design and Analysis*. Duxbury Press, Pacific Grove, 1999.
- Potter, F. J., « Survey of Procedures to Control Extreme Sampling Weights ». *Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association*, 1988, p. 453-458.
- Potter, F. J., « A study of procedures to identify and trim extreme sampling weights ». *Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association*, 1990, p. 225-230.
- Potter, F. J., « The Effect of Weight Trimming on Nonlinear Survey Estimates ». *Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association*, 1993, p. 758-763.
- Raj, D., *Sampling Theory*. McGraw-Hill, New York (États-Unis d'Amérique), 1968.

- Särndal, C.-E., Swensson, B. et Wretman, J. H. a., *Model assisted survey sampling*. Springer-Verlag, New York (États-Unis d'Amérique), 1992.
- Sukhatme, P. V. *et al.*, *Sampling Theory of Surveys with Applications*. Iowa State University Press, Ames, Iowa (États-Unis d'Amérique), 1984.

Global Adult Tobacco Survey (GATS)