

# Usage problématique de drogues en France : les prévalences en 2011

Estimations locales  
et extrapolations nationales

Éric Janssen  
Tanja Bastianic

## COORDINATION DE L'ÉTUDE

Tanja Bastiani, Éric Janssen

## COORDINATION DE L'ENQUÊTE SUR SITE

**Lille** : Sébastien Lose, Laurent Plancke (Le Cèdre Bleu)

**Lyon** : Nadine Chamard, Chloé Hamant (Dispositif Appui Rhône-Alpes Addiction - DARAA)

**Marseille** : Etienne Zurbach (CIRRD PACA), Anne-Gaëlle Perrais (DADD PACA), Emmanuelle Hoareau (AMPTA)

**Metz** : Yvon Schléret (ORSAS), Michel Monzel (CMSEA)

**Rennes** : Dominique Dubois, Guillaume Pavic (CIRRD Bretagne)

**Toulouse** : Guillaume Sudérie (CIRRD Midi Pyrénées)

Cette étude n'aurait pu être menée à bien sans la participation active des différentes structures, intervenants et répondants. Qu'ils en soient sincèrement remerciés.

## Introduction

La population d'usagers de drogues problématiques, bien qu'elle fasse l'objet d'une définition précise au niveau européen, reste difficile à appréhender. Pourtant, une connaissance actualisée de cette population, et en particulier une estimation fiable de sa taille, sont des éléments déterminants pour l'orientation des décisions dans le champ socio-sanitaire et l'évaluation de politiques publiques. La mise en place d'enquêtes épidémiologiques régulières vise à mieux cerner cette population mouvante et répond ce faisant à la fois au besoin de connaissance des pouvoirs publics et aux exigences de l'Observatoire européen des drogues et des toxicomanies (OEDT) - l'estimation du nombre d'usagers problématiques de drogues [26] (soit les usagers d'opiacés, les personnes qui suivent un traitement de substitution aux opiacés (TSO), les usagers de cocaïne et de crack, d'amphétamines et ceux ayant eu recours à l'injection intraveineuse au cours du mois) est en effet l'un des cinq indicateurs clefs que chaque État membre est tenu de fournir régulièrement [33].

Il existe différentes sources d'information officielles susceptibles de renseigner le nombre d'usagers de drogues en France. Cependant, la nature illicite des substances psychoactives maintient les usagers dans une clandestinité peu propice à tout décompte exhaustif réaliste. Ainsi, les données de l'Office central de répression des trafics illicites de stupéfiants (OCRTIS), mises à jour chaque année [36], permettent de dénombrer les seuls individus interpellés. Elles n'indiquent pas le mode d'administration ou la fréquence d'usage. Celles de la justice [35] ne concernent que les personnes ayant fait l'objet d'une condamnation pour usage de drogues, sans mention aucune des substances psychoactives. Les enquêtes menées en population générale [2] décrivent bien les consommations de substances psychoactives telles que l'alcool, le tabac ou le cannabis, mais ne rendent que partiellement compte de phénomènes clandestins et rares tels que les usages d'opiacés, de stimulants, ou l'injection intraveineuse [21]. En effet, les conditions de vie souvent précaires de ces usagers les excluent de facto des processus d'échantillonnage traditionnels. Cette limite justifie la réalisation d'enquêtes ci-

blées, par exemple auprès des centres de soins et des structures de réduction des risques [32, 43]. Cependant, si celles-ci permettent de mesurer des prévalences d'usages de substances psychoactives chez les usagers fréquentant ces centres, en revanche elles ne permettent pas d'en déduire directement la taille de la population d'usagers problématiques. Par définition, les rapports d'activité annuels publiés par ces institutions [12] sont en mesure de décrire les seuls usagers reçus au cours d'une année donnée, mais pour des raisons légales, éthiques et techniques, on ne dispose pas de données complètes permettant d'avancer des prévalences fiables. Ainsi, aucune source ne permet à elle seule d'estimer le nombre des usagers problématiques de drogues, imposant une approche indirecte, croisant l'ensemble des données disponibles.

## UNE APPROCHE LOCALE

Deux estimations locales de la prévalence des usages problématiques à Toulouse ont été réalisées en 1994 et 1995 avec le soutien de l'OFDT [3-4]. Par la suite, le premier exercice de la Nouvelle enquête multicentrique de l'OFDT (NEMO) a été conduit en 1999 dans cinq villes de France métropolitaine. Il ne concernait que les usagers d'opiacés et de cocaïne [16]. En 2006, la deuxième édition portait sur six villes [44] et retenait la définition d'usage problématique de drogues de l'OEDT [24]. Le troisième exercice, qui fait l'objet de ce rapport, s'inscrit dans la continuité des deux précédents. Le choix de l'agglomération comme unité d'observation est justifié par des pratiques et des usages géographiquement hétérogènes, tant du point de vue des substances consommées que des fréquences ou modalités d'usages. En plus d'une meilleure appréhension des phénomènes locaux, les estimations locales servent de base pour une estimation de la population usagère de substances extrapolée au niveau national [22, 24]. L'exercice a été réalisé en France en s'appuyant sur les données locales de la deuxième édition de NEMO [20], datant de 2006. Cette édition a pour but de d'actualiser cette estimation.

# I. Estimations locales

---

## 1. CONTEXTE

À l'instar des précédents exercices, l'étude s'est appuyée sur le dispositif Tendances récentes et nouvelles drogues (TREND) mis en place en 1999 par l'OFDT. Le dispositif inclut entre autre un réseau de coordinations locales implantées dans sept villes, réparties sur l'ensemble de l'hexagone. Cinq villes intégrées à ce réseau ont fait l'objet d'une observation : Lille, Marseille, Metz, Rennes, Toulouse. Enfin, les liens institutionnels établis entre l'OFDT et les institutions socio-sanitaires en place localement ont permis d'intégrer au dispositif un sixième lieu d'observation à Lyon. La ville de Paris n'a pas été retenue pour des raisons méthodologiques (voir partie 4.3).

## 2. MÉTHODE

### 2.1. Les données

#### 2.1.1. Organisation de l'enquête

Chaque agglomération retenue est placée sous la responsabilité d'un coordinateur en charge de la présentation de l'étude à l'ensemble des institutions engagées dans le champ des drogues au niveau local. Le coordinateur s'assure de la bonne compréhension de la problématique et de l'adhésion au projet de la part des institutions acceptant de participer à l'enquête. Il choisit un référent au sein de chaque institution, présente et forme les interlocuteurs amenés à entrer en contact avec les usagers de drogue. Il assure le respect des règles d'inclusion des usagers de drogues, adapte la passation du questionnaire en fonction des contraintes locales et en assure le suivi. Outre la sélection des agglomérations, l'Observatoire choisit le coordinateur local et assure la coordination nationale de l'étude, afin d'assurer une homogénéité des modalités de collecte des informations. Il est responsable de la rédaction du questionnaire (en collaboration avec les coordinateurs locaux)

et de l'obtention des autorisations nécessaires (CCTIRS au premier semestre 2010 puis CNIL, numéro d'autorisation 910292, au second semestre). Il assure la saisie des données, le nettoyage des bases, l'exploitation statistique et enfin la rédaction et la diffusion du rapport.

Au final, huit types de structures ont participé à l'exercice 2011 de NEMO : des centres de traitement (CSAPA) ; des services en milieu hospitalier (urgences, addictologie, services de jour) ; des médecins généralistes; des Centres d'accueil et d'accompagnement à la réduction de risques pour usagers de drogues (CAARUD) ; des associations d'hébergement ou de réinsertion ; des services de police ; des tribunaux ; des centres de soins en maison d'arrêt.

L'enquête a été réalisée entre le 1er janvier et le 30 juin 2011. Le tableau suivant détaille le type de structures participantes, regroupées en grandes catégories :

**Tableau I.1. Types de structures participantes à NEMO 2011, par site**

Sites	CSAPA	Services hospitaliers	MG*	CAARUD	Associatif**	Police	TGI	Maison d'arrêt***
Lille	x			x	x	x		x
Lyon	x	x	x	x	x	x		
Marseille	x			x			x	x
Metz	x	x		x				x
Rennes	x			x	x			
Toulouse	x		x	x			x	x

\* Médecine générale; \*\*CHRS, centres accueil jour \*\*\*CSAPA.

Source : NEMO 2011

### 2.1.2. Critères d'inclusion

La définition retenue pour l'analyse renvoie aux « usagers problématiques de drogues » (PDU - Problematic Drug Users en anglais) tel que défini par l'OEDT, c'est-à-dire tout individu déclarant un usage d'opiacés, de cocaïne, d'amphétamines ou ayant pratiqué l'injection intraveineuse au cours des trente derniers jours [39]. Afin de respecter les recommandations méthodologiques de l'OEDT pour cet indicateur, les résultats présentés sont restreints aux usagers âgés de 15 à 64 ans au moment de l'enquête et résidant depuis au moins trois mois dans la commune.

### 2.1.3. Le questionnaire

Les informations individuelles sont collectées via la passation d'un questionnaire présenté en annexe, rempli par un membre permanent de la structure recevant l'utilisateur. Le questionnaire rempli en 2011 a été allégé par rapport à celui de 2006: il porte sur l'usage des substances psychoactives au cours des 30 jours précédant l'entrevue, sans considération de la fréquence et sur quelques caractéristiques sociodémographiques des répondants, la question du logement ayant été simplifiée.

### 2.1.4. L'identifiant personnel unique

Préalable indispensable à toute estimation du nombre d'usagers, l'identifiant personnel unique permet de détecter les doublons. Ceux-ci peuvent être de deux formes : il s'agit des individus détectés plusieurs fois par une même structure, qui doivent être écartés; ou bien des cas communs présents dans plusieurs institutions, faisant l'objet de l'étude. Afin de respecter l'anonymat des personnes prises en charge, un identifiant non nominatif a été retenu, composé à partir de la première lettre du prénom, des deux premières lettres du nom, du sexe et de la date de naissance des personnes interrogées.

La recherche de doublons s'est réalisée en deux temps, indépendamment sur chaque base de site, et non sur la base agrégée, pour minimiser le risque de faux doublons. Une première étape a consisté en une recherche automatique par agrégation des bases de données : il y a doublon lorsque les identifiants coïncident. Des valeurs manquantes ont conduit à la création d'identifiants litigieux : le sexe n'a pas été précisé dans 28 cas ; la date de naissance n'a pas été précisée dans 23 cas ; l'initiale du nom n'a pas été fournie dans 12 cas ; les deux premières lettres du prénom n'ont pas été fournies dans 4 cas; une seule initiale a été fournie dans 17 cas. Les individus en questions devraient être écartés mais une vérification au cas par cas a permis de localiser douze doublons supplémentaires.

## 2.2. Les principes de la méthode capture-recapture

Le recensement direct de l'ensemble des usagers de drogues étant matériellement impossible à réaliser, il faut avoir recours à des estimations indirectes reposant sur des méthodes d'extrapolation ou sur la méthode capture-recapture (CR), méthode déjà appliquée pour estimer le nombre d'usagers de substances illicites [5, 15, 44] ou les victimes de surdoses mortelles [31]. Le principe sous-jacent de la méthode CR se résume de la manière suivante :

---

$$N^* = N + f_0$$

---

$N^*$  représente la taille réelle de la population,  $N$  le nombre d'individus observés en pratique et  $f_0$  les individus dits invisibles, car échappant à tout recensement ou n'apparaissant dans aucun recueil, et dont le nombre fait l'objet

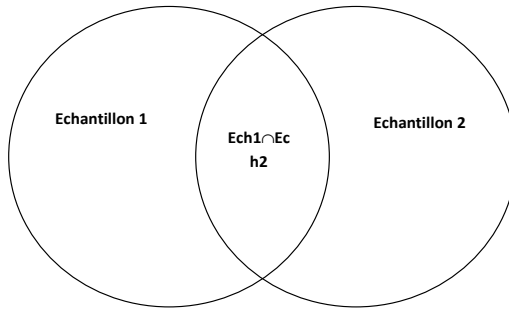
d'estimations. Pour les populations animales en milieu naturel, la méthode repose sur une collecte permettant de capturer un certain nombre d'individus, qui sont marqués puis relâchés avant de procéder à une seconde collecte (tirage avec remise). L'identification qui suit permet de repérer les individus capturés une seule fois et ceux communs aux deux collectes, ou doublons, information à partir de laquelle une estimation de la taille réelle est proposée. La méthode capture-recapture relève d'une démarche empirique : plus le nombre de doublons est élevé, plus la taille estimée s'approche de la taille effectivement observée ; a contrario, plus faible est ce nombre et plus la taille estimée sera supérieure à la taille observée. La méthode capture-recapture est aussi applicable aux enquêtes et recensements réalisés ex ante sous la réserve de l'existence d'un identifiant.

## 2.3. Traitement statistique

### 2.3.1. Les indicateurs capture-recapture

Les premières déclinaisons de la méthode capture-recapture reposent sur le recoupement de deux échantillons, supposés indépendant l'un de l'autre. On dispose alors de trois informations (cf. figure 1) : les individus perçus une seule fois; les individus perçus deux fois (ou taux de recoupement); le nombre total d'individus perçus (somme des individus perçus une fois et des individus perçus deux fois).

Figure 1. Diagramme de Vern – méthode capture-recapture avec deux échantillons



Note:  $Ech1 \cap Ech2$  désigne les cas communs aux deux échantillons, soit le degré de recoupement.

De nombreux indicateurs, s'inscrivant dans une démarche CR ont été proposés et font l'objet de débats animés quant à leurs propriétés, applications et robustesse [8, 45]. Citons en particulier l'indicateur de Chao [13-14], réputé pour sa robustesse, qui repose sur le recoupement classique d'au moins deux sources d'information. Il se définit comme suit:

$$N^* = N + f_0 = N + \frac{[f_1]^2}{2 \times f_2}$$

Où  $N^*$  représente la taille réelle de la population,  $N$  le nombre d'individus observés en pratique, ces individus pouvant être recensés une fois ( $f_1$ ), deux fois ( $f_2$ ), ou plus selon le nombre de sources d'information considérées. Il repose sur le constat empirique que les individus dits 'invisibles' (non recensés et donc absents des relevés) présentent de plus grandes similarités avec les individus recensés une ou deux fois qu'avec les individus recensés trois fois ou plus. Cet axiome est le garant de sa robustesse puisqu'il limite le biais des décomptes supérieurs, susceptible d'introduire une hétérogénéité croissante (individus avec des probabilités distinctes d'être recensés). Il présente cependant l'inconvénient d'avancer des intervalles de confiance relativement larges, en particulier dans un échantillon observé de petite taille ou lorsque les individus recensés deux fois sont peu nombreux, ce qui limite les possibilités d'estimation désagrégée en sous-populations (par sexe, groupe d'âge, etc.).

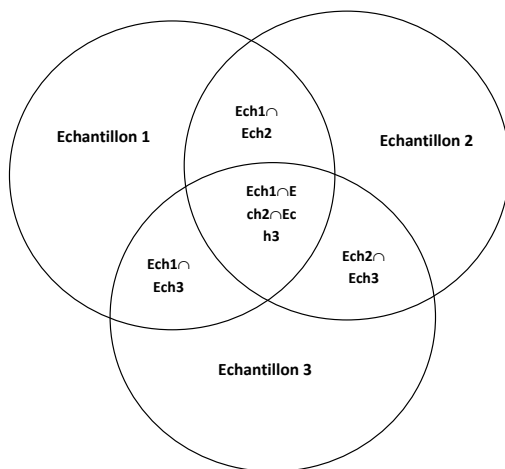


### 2.3.2. Estimations par modèles log-linéaires

Le développement des modèles log-linéaires au cours des années 1960 [28-29] a permis d'inclure un nombre croissant d'échantillons, permettant une couverture plus complète, et de s'affranchir de l'hypothèse de l'indépendance des sources d'information : la taille réelle de la population dépend du degré de recouvrement entre ces différents échantillons ainsi que des interactions entre chacune d'entre elles. Ce type de modélisation permet de tenir compte d'éventuelles interactions entre les différentes sources participantes : une interaction négative accroît la taille estimée, à l'inverse une interaction positive la réduit [6, 17, 30].

En pratique, il est courant d'utiliser trois échantillons : par exemple, un premier échantillon regroupant les structures de traitement (CSAPA, milieu hospitalier, médecins généralistes), un deuxième les structures de réduction des risques (CAARUD) et associations de réinsertion, un troisième les structures judiciaires (permanence du TGI) et répressives (police). Le principe demeure le même qu'avec deux sources :

Figure 2. Diagramme de Vern – méthode capture-recapture avec trois échantillons



Note:  $Ech_i \cap Ech_j$  désigne les cas communs à deux échantillons  $i$  et  $j$ .  $Ech1 \cap Ech2 \cap Ech3$  désigne les cas communs aux trois échantillons.

La sélection du modèle retenu pour l'estimation finale s'effectue sur la base de plusieurs indicateurs d'ajustement telle que la déviance, ou dérivés de la théorie de l'information, comme l'Akaike Information Criterion (AIC) [1, 38, 40] combinent ajustement (bonne adéquation du modèle choisi aux données observées) et parcimonie (à gain d'information égal, un modèle simple est préféré à un modèle plus complexe selon le principe du rasoir d'Ockham). Dans tous les cas, une valeur réduite est synonyme d'un meilleur ajustement.

### 2.3.3. Estimation par régression logistique

En pratique, ce type de modélisation requiert un nombre conséquent d'individus observés ainsi qu'un degré de recoupement entre les sources relativement élevé. Concernant les données collectées en 2011, les faibles recoupements entre les différents échantillons (cf. tableau I.3) ont conduit à des estimations peu réalistes dans certains cas (cf. les tableaux I.5 et I.6). Une méthode alternative a donc été envisagée : celle-ci repose sur l'estimation de la probabilité pour une personne d'apparaître dans plus d'un échantillon en fonction d'un certain nombre de caractéristiques (âge, sexe, logement, substances déclarées, etc.). Le lien entre la probabilité de présence et les variables explicatives est modélisé par régression logistique, laquelle permet de définir les coefficients attribués à chacune des variables indépendantes. Ces coefficients sont ensuite appliqués à tous les individus observés, dont la somme permet d'obtenir une estimation du nombre total d'utilisateurs [7]. Cette méthode présente plusieurs avantages par rapport aux modèles log-linéaires : on s'affranchit de la sélection du modèle puisque c'est la seule significativité statistique des variables indépendantes qui conditionne leur présence dans le modèle final. Leur usage est recommandé en cas de faible recoupement entre les sources car dans ce cas les modèles log-linéaires avancent des estimations hasardeuses. Elle permet de contrôler l'hétérogénéité au niveau individuel et d'estimer la taille de sous-populations.

Les résultats de ces trois méthodes, estimations par indicateur, par modèles log-linéaire et par régression, sont présentés dans la partie suivante.

## 3. RÉSULTATS

### 3.1. Données collectées

Comme indiqué dans le tableau I.2 un total de 4 430 questionnaires de site a été reçu après révision par les responsables de chaque site :

Tableau I.2. Questionnaires reçus et retenus, NEMO 2011

Sites	Structures participantes*	Questionnaires reçus	Questionnaires validés	Questionnaires uniques validés
Lille	23	1 154	1 143	1 007
Lyon	46	991	956	930
Marseille	12	638	618	579
Metz	11	309	309	297
Rennes	7	322	296	296
Toulouse	19	1 015	976	934
<b>Ensemble</b>	<b>118</b>	<b>4 430</b>	<b>4 298</b>	<b>4 043</b>

Source : NEMO 2011

La non-résidence dans la commune constitue le principal motif d'exclusion. Au final 4 298 questionnaires ont été validés et retenus, sensiblement moins qu'en 2006 (N = 6 134 questionnaires validés). Le nombre de doublons est variable selon les sites (tableau I.3) : ils sont plus fréquents à Lille et Marseille, bénéficiant d'un nombre élevé de structures participantes, et plus rares à Metz. Ce dernier site se caractérise par la proximité de différents services au sein d'une même structure, et un taux de recoupement artificiellement élevé. Le site de Rennes présente un nombre réduit de structures participantes, qui plus est de natures diverses et en contact avec des publics hétérogènes. Le site de Toulouse se caractérise par une forte participation de médecins généralistes, entretenant une relation de confiance avec des patients socialement mieux insérés et peu exposés au nomadisme médical.

**Tableau I.3 Nombre de cas uniques et doublons, NEMO 2011**

Sites	Total validé	Usagers uniques	Vus une seule fois	Vus deux fois ou plus	% vus deux fois ou plus
Lille	1 007	1 007	896	111	11.0
Lyon	930	930	870	60	6.5
Marseille	579	579	527	52	9.0
Metz	297	297	285	12	4.0
Rennes	296	296	274	22	7.4
Toulouse	934	934	863	71	7.6
<b>Ensemble</b>	<b>4 043</b>	<b>4 043</b>	<b>3 715</b>	<b>328</b>	<b>8,1</b>

Source : NEMO 2011

### 3.2. Données descriptives

Le tableau I.4 présente une synthèse des principales caractéristiques sociodémographiques des usagers ainsi que leurs usages de substances psychoactives. Les usagers sont le plus souvent des hommes âgés de 35 ans en moyenne, disposant le plus souvent d'un logement stable ; ils déclarent le plus souvent une consommation d'opiacés et ont, dans la moitié des cas, pratiqué l'injection intraveineuse au cours de leur existence. On constate que les femmes sont moins présentes à Marseille et Metz. C'est à Lyon que les usagers déclarent la proportion la plus élevée de logements durables, alors qu'un usager sur quatre interrogé à Marseille s'est déclaré sans domicile. Compte tenu des polyconsommations, le total des substances déclarées est systématiquement supérieur à 100 %. Lille et Rennes se caractérisent par une prévalence élevée de l'usage de méthadone (protocole médical). La prévalence plus élevée de la BHD constatée à Toulouse peut s'expliquer par la participation de médecins généralistes à l'enquête, sensiblement plus forte

que dans les autres sites. La BHD est le TSO d'usage détourné le plus souvent cité. On notera l'usage de la morphine à Rennes, déclaré par environ 15 % des usagers. À l'exception de Marseille, qui se distingue par une prévalence plus importante de stimulants (avec en particulier un détournement de médicaments comme la Ritaline®, voir à ce sujet le rapport TREND [11]) et de Rennes dans une moindre mesure, l'héroïne demeure le stupéfiant le plus couramment cité. Enfin l'injection au cours de la vie concerne la moitié des usagers interrogés, avec des pics atteints à Metz mais aussi Marseille et Toulouse.

**Tableau I.4. Principales caractéristiques des usagers interrogés (définition PDU), NEMO 2011**

	Lille (N=1 007)	Lyon (N=930)	Marseille (N=579)	Metz (N=297)	Rennes (N=296)	Toulouse (N=934)
Hommes	78,6	78,4	84,3	83,8	75,0	75,3
Femmes	21,4	21,6	15,7	16,2	25,0	24,7
Âge moyen (écart-type)	36,9 (7,4)	36,9 (8,6)	37,3 (8,4)	34,4 (8,1)	31,5 (7,1)	35,9 (9,0)
Logement durable	59,4	82,8	41,7	51,9	58,8	65,2
Logement provisoire	22,8	12,5	19,8	21,9	22,8	18,5
Etablissement pénitentiaire	3,6	0,4	13,2	14,5	0,0	6,5
SDF	14,2	4,2	25,0	11,8	18,4	9,4
Méthadone (protocole médical)	71,0	49,4	35,0	36,4	61,2	29,6
BHD (protocole médical)	21,6	37,2	38,8	36,4	32,1	46,1
Morphine (protocole médical)	2,2	2,6	2,2	8,1	13,0	0,8
Méthadone (hors protocole)	7,0	5,5	3,1	5,1	4,0	3,4
BHD (hors protocole)	6,7	9,3	18,1	11,8	6,9	16,1
Morphine (hors protocole)	2,0	5,0	2,8	9,8	15,9	1,7
Héroïne	48,5	29,8	23,0	39,7	56,0	32,6
Cocaïne	34,8	20,9	39,4	44,8	43,6	33,3
Amphétamines	5,2	6,6	20,7	2,7	30,2	5,5
Autres stimulants	4,7	5,7	10,8	5,7	22,0	5,3
Hallucinogènes	4,4	5,1	11,0	4,0	25,6	6,0
Injection - mois	12,8	12,2	27,5	27,6	31,6	18,9
Injection - vie	48,3	47,6	60,5	64,0	51,7	58,1

Les substances renvoient aux usages durant les 30 jours précédant l'enquête. % sauf cas indiqué.

Source : NEMO 2011

### 3.3. Estimation du nombre d'usagers problématiques par indicateur CR simple

L'estimation du nombre d'usagers problématiques de drogues selon l'indicateur de Chao est présentée dans le tableau suivant.

Le nombre d'usagers des sites de Lille et surtout de Marseille serait à la baisse entre 2006 et 2011. Cependant, les informations relayées par les sites concernés ne valident pas une telle réduction : au contraire, l'ensemble des témoignages des spécialistes engagés sur le terrain laisse entendre une augmentation au cours des dernières années. Pour les quatre autres sites, les estimations avancent une hausse du nombre d'usagers, en particulier pour Lyon et Toulouse, avec des intervalles de confiance cependant trop larges pour une quelconque conclusion statistique définitive.

**Tableau I.5. Estimation du nombre d'usagers de substances par site en 2006 et 2011, par indicateur CR**

2006					
Site	N	N*	IC 95%	Prévalence	IC 95%
Lille	1 683	6 200	5 500-7 000	8,5	7,5-9,6
Lyon	1 267	5 000	4 200-5 700	6,3	5,4-7,2
Marseille	799	7 200	5 100-9 300	13,2	9,3-17,0
Metz	467	3 100	2 100-4 200	14,6	9,8-19,5
Rennes	351	1 100	800-1 400	5,6	4,2-7,0
Toulouse	1 090	5 500	4 500-6 500	10,3	8,3-12,1

2011					
Site	N	N*	IC 95%	Prévalence	IC 95%
Lille	1 007	5 600	4 500-6 700	7,4	6,0-9,0
Lyon	930	7 600	5 600-9 500	7,8	5,8-9,7
Marseille	579	3 500	2 500-4 500	5,7	4,1-5,7
Metz	297	3 700	1 600-5 800	16,9	7,3-26,0
Rennes	296	2 300	1 200-3 300	10,6	5,6-15,2
Toulouse	934	6 800	5 100-8 400	10,8	8,2-13,9

*N*: population observée; *N\**: taille estimée. Estimations arrondies à la centaine la plus proche, prévalences en % des 15-64 ans.

Source : NEMO 2006, NEMO 2011, calculs des auteurs.

Comme précédemment souligné, ces résultats doivent être interprétés comme une estimation a minima du nombre d'usagers si une forme d'hétérogénéité est avérée, ce que la définition retenue, couvrant plusieurs types d'usages, laisse suggérer. De plus, le calcul effectué ici s'appuie sur le regroupement des différentes sources d'information afin de constituer un recueil unique, une démarche déjà appliquée par le passé avec succès [37]. Mais si les estimations paraissent vraisemblables, elles doivent être interprétées comme des données de calibrage pour des estimations plus fines à venir.

### 3.4. Estimation du nombre d'usagers problématiques par modèles log-linéaires

Comme précédemment expliqué, l'estimation par modélisation log-linéaire impose un regroupement des différentes structures participantes en trois grandes catégories pour chacun des sites. Il est à noter que ce regroupement n'est pas absolument identique à celui effectué en 2006.

**Tableau I.6. Modalité de regroupement des différentes structures participantes en 2011**

Site	N	Source 1 (S1)	Source 2 (S2)	Source 3 (S3)
Lille	1 143	TR, MG, HO	RR, AS	PO
Lyon	956	TR, MG, HO	RR, AS	TP, PO
Marseille	618	TR, MG, HO	RR, AS	JU, PO
Metz	309	TR, MG	RR, AS	TP, PO
Rennes	296	TR, MG, HO	RR	AS
Toulouse	976	TR, HO	MG	RR, TP, PO

Source : NEMO 2011.

Où TR correspondant aux structures de traitement (CSAPA); MG aux médecins généralistes; HO aux centres de traitement en milieu hospitalier (de jour, services spécialisés en addictologie, urgences); RR aux structures de réduction des risques (CAARUD); AS aux associations (hébergement, réinsertion); TP aux centres de traitement en milieu pénitentiaire; JU aux organismes de justice (permanence TGI); PO aux services de police. Le regroupement en trois sources vise à garantir le plus d'homogénéité possible : ainsi, de manière générale, la première source regroupe les institutions de soins, la deuxième, les structures de réduction des risques, la troisième intègre les données transmises par les institutions judiciaires et répressives. Quelques spécificités sont à souligner toutefois : la collecte des données du site à Rennes s'est appuyée sur la participation de plusieurs structures associatives non spécialisées dans la prise en charge d'usagers de drogues, qui ont été par conséquent clairement séparées. A Toulouse, la collecte s'est

caractérisée par la forte participation de médecins généralistes qui justifie le regroupement distinct effectué. Comme en 2006, une troisième source plus hétérogène regroupe les données provenant des institutions judiciaires et les structures de réduction des risques. Rappelons enfin que, contrairement à 2006, l'exercice 2011 n'a pu intégrer les données de l'OCRTIS.

Les estimations du nombre d'usagers en 2006 et 2011 dans chacun des six sites retenus sont présentées dans le tableau I.7. A l'exception des cas de Metz et de Rennes, les nombres estimés sont supérieurs aux estimations précédentes par indicateur simple.

Seul le modèle jugé le plus apte, sur la base de l'AIC, est ici présenté. Dans les cas de Lille et Marseille en 2011, le modèle retenu intègre une interaction positive entre les deux premières sources d'information (son omission entraîne une surestimation du nombre d'usagers) : les usagers vus en centres de traitement ont tendance à être repérés par des structures de réduction des risques, les données provenant du répressif ou du judiciaire étant indépendantes. A Lyon, un modèle plus complexe est retenu comprenant comme précédemment l'interaction positive entre structures de traitement et de réduction des risques, et une autre négative (son omission entraînant une sous-estimation du nombre d'usagers) entre ces CAARUD et les institutions répressives. A Metz, deux interactions négatives sont détectées et prises en compte, entre le répressif et les structures de traitement, et avec celles de réduction des risques. A Rennes, le modèle retenu présente une première interaction positive entre centres de traitement et milieu associatif et une autre entre ces structures de réduction des risques. Enfin le modèle retenu pour les données de Toulouse comporte une interaction positive entre généralistes et centres de traitement et généralistes et structures de réduction des risques.

Globalement, le nombre estimé d'usagers croît sensiblement entre 2006 et 2011, avec cependant des intervalles de confiance tellement larges que cette tendance à la hausse n'est pas significative d'un point de vue statistique. La hausse est relativement modeste à Marseille, avec environ 600 usagers supplémentaires, et plus sensible à Lyon (2 500 usagers en plus) et Toulouse (1 600 usagers). Cependant, plusieurs éléments appellent une interprétation critique des résultats avancés. Premièrement, les intervalles de confiance estimés en 2011 sont extrêmement larges, en particulier dans les cas de Lyon et de Marseille. Deuxièmement, les estimations obtenues pour les sites de Lille, Metz et Rennes semblent peu réalistes. Une fois encore, les estimations du nombre d'usagers dans la ville du Nord concluent à une réduction du nombre d'usagers. Pour les deux derniers sites cités, un tel jugement renvoie aux caractéristiques des collectes des données dans chacun des sites mentionnés : dans le cas de Metz, ce résultat inadéquat s'explique par un nombre assez faible de doublons dans le premier cas (seulement 12, alors que 27 ont été localisés en 2006). Il illustre en outre la proximité géographique et institutionnelle des différentes structures

engagés sur le terrain : la plupart offrent conjointement traitement et réduction des risques, parfois au sein des mêmes locaux. La hausse constatée, de 2 300 à 5 100 usagers, apparaît peu vraisemblable. Il en va de même pour Rennes, où un nombre réduit de structures ont participé au recueil des fiches en 2011 (cf. tableau I.2), 5 d'entre elles relevant de la réduction des risques. A Toulouse, les médecins entretiennent une relation privilégiée et souvent exclusive avec leurs patients, souvent mieux intégrés et plus souvent engagés dans un processus de sevrage que les usagers de rue : dans ce contexte de faible nomadisme médical, il est peu probable que ceux-ci soient détectés par d'autres structures.

**Tableau I.7. Estimation du nombre d'usagers de substances par site en 2006 et 2011, méthode par modélisation log-linéaire**

Site	2006							
	Modèle retenu	Interactions	G <sup>2</sup> (ddl)	AIC	N*	IC 95%	Prévalence	IC 95%
Lille	S1×S2, S3	Positive	3,20 (2)	-0,80	7 900	6 300-10 200	10,8	8,6-14,0
Lyon	S1×S3, S2	Positive	1,54 (2)	-2,46	8 400	6 300-11 800	10,6	8,0-15,0
Marseille	S1, S2, S3	-	3,98 (3)	-2,02	5 600	4 200-7 700	10,3	7,7-14,2
Metz	S1, S2, S3	-	4,48 (3)	-1,52	2 300	1 700-3 200	10,8	8,0-15,0
Rennes	S1×S2, S3	Positive	0,76 (2)	-3,24	1 500	1 100-2 300	7,6	5,6-11,7
Toulouse	S1×S3, S2	Négative	1,92 (2)	-2,08	5 400	4 300-6 900	10,1	8,0-12,9

Site	2011							
	Modèle retenu	Interactions	G <sup>2</sup> (ddl)	AIC	N*	IC 95%	Prévalence	IC 95%
Lille	S1×S2, S3	Positive	1,24 (2)	-2,76	6 600	4 000-11 300	7,6	2,7-21,9
Lyon	S1×S2, S2×S3	Positive, négative	0,16 (1)	-3,84	10 900	7 500-22 900	12,5	3,0-53,0
Marseille	S1×S2, S3	Positive	1,27 (2)	-2,73	6 200	3 500-14 200	10,7	2,6-44,8
Metz	S1×S3, S2×S3	Négatif, négative	0,96 (1)	-3,04	5 100	2 100-15 800	75,6	10,5-145,7
Rennes	S1×S2, S2×S3	Positif, positive	0,03 (1)	-1,97	4 300	3 600-5 000	24,8	7,6-78,5
Toulouse	S1×S2, S2×S3	Positive, positive	0,37 (1)	-1,63	7 000	3 700-13 900	12,0	3,7-23,2

N: population observée; N\* taille estimée, G<sup>2</sup>: déviance; ddl: degrés de liberté; AIC: Akaike Information Criterion, AIC=G<sup>2</sup>-2ddl. Estimations arrondies à la centaine la plus proche, prévalences en % des 15-64 ans.

Source : NEMO 2006, Vaissade & Legleye (2009), NEMO 2011, calculs des auteurs



### 3.5. Estimation du nombre d'usagers problématiques par régression

Les estimations par régression réalisées à partir des données 2006, présentées dans le tableau I.8, correspondent globalement aux niveaux avancés par modélisation log-linéaire. Seule exception, le site de Lille qui se caractérisait déjà par le taux de recouplement plus élevé, et où le nombre d'usagers estimé est quelque peu inférieur à l'estimation originale (un peu moins de 7 300 au lieu de 7 900). En appliquant la méthode par régression, le nombre d'usagers problématiques de drogue est alors estimé à un peu plus de 8 300 à Lille ; 9 200 à Lyon ; 6 600 à Marseille et 7 500 à Toulouse. Les différences par rapport à l'année 2006 sont statistiquement significatives pour les sites de Lyon, Marseille et Toulouse. En revanche les hausses constatées à Lille, Metz, avec près de 3 300 usagers, et à Rennes avec 1 800 usagers estimés, ne sont pas significatives d'un point de vue statistique, les intervalles de confiance estimés pour chacune des deux années se chevauchant.

L'interprétation des prévalences doit faire l'objet de précautions particulières car il s'agit de taux bruts, qui ne prennent pas en compte la structure de la population générale dans les sites concernés. Les prévalences estimées laissent entrevoir une hausse du nombre des usagers de drogues depuis 2006. Les cas de Metz et de Toulouse se distinguent avec des estimations de prévalence sensiblement plus élevées qu'en 2006. Cependant, les intervalles de confiance sont globalement assez larges, dus à la faiblesse des effectifs et du recouplement entre les sources participantes, et ne permettent pas de conclure à une hausse statistiquement significative.

**Tableau I.8. Estimation du nombre d'usagers de substances par site en 2006 et 2011, méthode par régression**

Site	2006					
	N	Modèle retenu	N*	IC 95%	Prévalence	IC 95%
Lille	1 683	Héroïne+usage méthadone + cocaïne	7 300	4 300-8 800	10,5	5,4-11,1
Lyon	1 267	Sexe + héroïne + injection + cocaïne	8 400	5 300-12 500	10,6	6,7-15,8
Marseille	799	Injection	5 600	4 000-8 800	10,3	7,4-16,2
Metz	467	Constante	2 600	2 000-3 400	10,8	10,6-18,0
Rennes	351	Injection	1 700	1 100-3 200	7,6	6,3-18,3
Toulouse	1 090	Injection + méthadone + autres opiacés	5 500	3 800-9 500	10,1	7,2-18,1

Site	2011					
	N	Modèle retenu	N*	IC 95%	Prévalence	IC 95%
Lille	1 143	Opiacés + stimulants + injection vie	8 300	4 800-12 000	11,2	6,5-16,3
Lyon	956	Héroïne + stimulants + injection vie	9 200	5 400-22 400	10,2	6,0-24,8
Marseille	618	Opiacés + stimulants + injection vie	6 600	2 400-14 000	11,4	4,1-24,1
Metz	309	Constante	3 300	2 200-6 300	13,7	10,0-28,7
Rennes	296	Constante	1 800	1 300-3 100	8,9	6,6-15,7
Toulouse	976	Opiacés+injection vie	7 500	4 300-14 400	13,1	7,5-25,1

N: population observée; N\* taille estimée. Estimations arrondies à la centaine la plus proche, prévalences en ‰ des 15-64 ans.

Source : NEMO 2006 & 2011, calculs des auteurs

L'appréhension de l'évolution du nombre d'usagers de drogues se heurte à des changements de définitions intervenus afin de tenir compte de l'apparition de nouvelles pratiques et de tenir compte de la prévalence croissante des stimulants. Ainsi, la définition d'héroïnomanie en cours en 1993 a laissé place à celle d'usager d'opiacés à problème en 1995, puis à la définition d'usager d'opiacés ou de cocaïne à problème en 1999 et enfin à celle d'usager de drogues par voie intraveineuse ou usager régulier d'opiacés, de cocaïne ou d'amphétamines en 2006. Cette dernière année est la seule permettant d'établir une comparaison directe avec les estimations obtenues pour 2011. Seuls trois sites ont participé à l'ensemble des enquêtes NEMO (1999, 2006 et 2011) : Lille, Marseille et Toulouse. Cependant, le premier exercice n'estimait que les seuls usagers d'héroïne et de cocaïne : c'est donc sur la base de ces deux substances que sont présentées les estimations présentées dans le tableau suivant.

**Tableau I.9. Estimations de la prévalence d'usagers d'héroïne et de cocaïne (‰ des 15-64 ans), 1999-2011**

Site	1999	IC 95%	2006	IC 95 %	2011	IC 95 %
Lille	6,2	5,2-7,2	6,4	4,9-7,9	6,9	5,7-8,7
Marseille	6,4	5,8-7,6	6,1	4,2-6,9	6,7	6,2-7,3
Toulouse	4,3	4,0-4,7	6,7	5,2-8,3	8,7	6,9-11,1

Source : NEMO 2011, calculs des auteurs.

Une tendance à la hausse peut être observée sur l'ensemble de la période. Les informations fournies par le réseau TREND [10] permettent de replacer ces prévalences dans leur contexte spécifique : ainsi, l'héroïne est toujours disponible à Lille mais avec un rapport qualité-prix en baisse selon les usagers. À Marseille, on constate un retour de l'héroïne ainsi qu'un usage croissant de stimulants (MDMA, Ritaline®). Les rapports du site de Toulouse [42] mettent l'accent sur la présence d'usagers « hyper insérés », à fort pouvoir d'achat et attirés par les stimulants et hallucinogènes courants dans le milieu festif. Il s'agit du seul site de province rapportant un usage significatif de crack.

### 3.5. Estimations complémentaires

Les estimations du nombre d'injecteurs sont présentées dans les deux tableaux suivants. La modélisation log-linéaire étant écartée de par la prévalence plus réduite de ces usagers et des difficultés précédemment rencontrées.

Les deux autres méthodes avancent des estimations similaires. Environ 1 900 usagers ayant pratiqué l'injection au cours de leur vie sont dénombrés à Lille, environ 2 100 à Lyon, 1 400 à Marseille, 500 à Rennes, 2 300 environ à Toulouse et 1 900 à Metz, à mettre en regard du nombre total d'usagers problématiques dans ces villes. Ces différences laissent entrevoir des spécificités, en termes de substances et de modalités d'usage, géographiquement bien définies : plus de la moitié des usagers à Metz auraient pratiqué l'injection intraveineuse au cours de leur vie, contre moins de 21 % à Marseille.

Le nombre d'injecteurs au cours du mois observé sur chaque site est réduit (tableau 1.8), ce qui explique un apport modeste des modèles avec variables indépendantes, et des intervalles de confiance relativement larges, témoignant de l'incertitude liée aux estimations des populations de taille réduite. Illustration du rôle de la précarité des conditions de vie des injecteurs, la variable "sans domicile fixe" est déterminante dans le fait de rencontrer les individus dans telle ou telle structure pour les données provenant de Lille et de Toulouse. Cette variable est aussi apparue significative pour les sites de Lyon et Marseille, sans toutefois apporter un gain d'information supplémentaire (le coefficient associé à cette variable étant bas) : dans ces deux cas, le modèle le plus simple a donc été finalement retenu. Aucune des variables explicative n'a pu être retenue dans les modèles dans les cas de Rennes et de Metz. Dans ce dernier cas, l'intervalle de confiance est particulièrement large, ce qui traduit une fois encore le faible taux de recouplement.

Concernant le recours à l'injection au cours du mois, les variations de prévalences entre les sites sont marquées, laissant entrevoir des spécificités géographiques en terme de produits, que viennent confirmer les données ethnographiques [10]. C'est sur le site de Lille (3,5 % des usagers a eu recours à l'injection

au cours du mois) que l'on observe le moins de recours à l'injection. Viennent ensuite les sites situés dans la moitié sud de la métropole : Marseille (7 %), Lyon et Toulouse (5,5 %). Elles sont en revanche plus élevées à Metz (20,0 %) et à Rennes (13 %), suggérant un usage plus répandu de l'héroïne et la présence d'usagers en situation de plus grande précarité (cf. tableau I.4).

**Tableau I.10. Estimation du nombre d'usagers ayant pratiqué l'injection intraveineuse au cours de leur vie par site en 2011**

Site	N	Estimation par indicateur				Modèle retenu	N*	IC 95%	% d'injecteurs†
		N*	IC 95%	% d'injecteurs†	% d'injecteurs†				
Lille	480	1 940	1 460-2 420	23,4	Sans domicile	1 860	1 810-1 910	22,4	
Lyon	425	2 300	1 600-3 010	25,0	Constante	2 120	1 630-2 880	23,0	
Marseille	337	1 400	990-1 820	21,2	Sans domicile	1 370	1 330-1 400	20,8	
Metz	190	2 010	700-3 280	60,9	Constante	1 860	1 000-3 540	56,4	
Rennes	138	580	310-850	32,2	Constante	500	340-770	27,8	
Toulouse	510	2 570	1 880-3 260	34,3	Sans domicile	2 300	2 250-2 360	30,7	

N: population observée; N\* taille estimée. † nombre estimé d'injecteurs rapportés au total estimé d'usagers problématiques. Arrondis à la dizaine la plus proche.

Source : NEMO 2011, calculs des auteurs.

**Tableau I.11. Estimation du nombre d'usagers ayant pratiqué l'injection intraveineuse au cours du mois par site en 2011**

Site	N	Estimation par indicateur			Modèle retenu	Estimation par régression		
		N*	IC 95%	% d'injecteurs†		N*	IC 95%	% injecteurs†
Lille	127	310	200-430	3,7	Sans domicile	280	260-300	3,4
Lyon	190	570	230-910	6,2	Constante	460	280-770	5,0
Marseille	154	530	320-740	8,0	Constante	440	310-630	6,7
Metz	82	670	90-1 260	20,3	Constante	660	300-1 550	20,0
Rennes	86	260	130-380	14,4	Constante	220	150-340	12,2
Toulouse	169	460	310-600	6,1	Sans domicile	390	375-400	5,2

N: population observée; N\* taille estimée. † nombre estimé d'injecteurs rapportés au total estimé d'usagers problématiques. Arrondis à la dizaine la plus proche.

Source : NEMO 2011, calculs des auteurs.

## 4. DISCUSSION

### 4.1. Résultats et évolutions

Ce troisième exercice de l'enquête multicentrique NEMO s'est attaché à estimer le nombre d'usagers problématiques de drogues dans six villes de France métropolitaine en 2011. La difficulté d'atteindre ces individus justifie le recours à des méthodes d'estimations indirectes via la méthode capture-recapture, ainsi que la participation des différentes institutions sanitaires, sociales, policières et judiciaires localement impliquées. Contrairement aux exercices précédents, NEMO 2011 n'a pu s'appuyer sur les données de l'OCRTIS : un changement de logiciel de traitement des infractions constatées par les forces de l'ordre n'a pas permis d'extraction au niveau municipal, condition indispensable pour l'intégration de cette information. La participation des services de police, principalement de la brigade de répression des stupéfiants, n'a pu être assurée que dans deux sites.

Entre 2006 et 2011, le nombre estimé d'usagers problématiques de drogues, selon les critères retenus par l'OEDT, a augmenté de manière significative dans trois sites : Lyon, Marseille et Toulouse. Les prévalences estimées pour 2011 oscillent entre 1,0 % et 1,4 % (à l'exception de Rennes, 0,9 %), et ne diffèrent pas d'un point de vue statistique des prévalences calculées en 2006.

### 4.2. Éléments de comparaison européenne

Les prévalences de l'usage problématique de drogues des 15-64 ans dans les six villes françaises en 2011 se situent entre 9 ‰ et 14 ‰. Elles correspondent à un niveau intermédiaire comparé à d'autres villes européennes [25]. Elles sont sensiblement inférieures à celles estimées dans les villes anglo-saxonnes (Manchester : 23,1 ‰ en 2001; Dundee : 23,4 ‰ en 2003; Glasgow : 28,4 ‰, 2003; Edimbourg : 18,2 ‰ en 2003; Dublin : 15,9 ‰ en 2001 pour les usagers d'opiacés seulement). Ils sont équivalents à ceux d'autres villes d'Europe de l'ouest ou du nord (Vienne : 10,1 ‰, opiacés seulement en 1995; Helsinki : 11,1 ‰ en 2005; Rotterdam : 12,4 ‰ en 2003) et supérieurs à ceux disponibles pour des villes d'Europe de l'est (Varsovie : 1,6 ‰, opiacés seulement en 2005; Vilnius : 5,4 ‰, opiacés seulement en 2006; Prague : 7,0 ‰ en 2007 pour les seuls opiacés et stimulants) et du sud (Venise : 9,6 ‰, opiacés et stimulants en 2006; Athènes : 3,2 ‰, opiacés seulement en 2004).

### 4.3. CONSIDÉRATIONS MÉTHODOLOGIQUES

La flexibilité et la robustesse qu'offre la méthode capture-recapture en épidémiologie ne saurait occulter certaines contraintes. La principale limite renvoie aux hypothèses de travail sur lesquelles s'appuie la méthode [18, 30, 34, 41] :

- La population est supposée close, afin de limiter les biais induits par les migrations et la mortalité. La méthode capture-recapture est donc synchronique : elle reflète une situation observée au cours d'une période et d'un espace restreint donnés. Cette hypothèse justifie le choix d'écarter la ville de Paris, comme en 2006 : les usagers proviennent ou se déplacent couramment dans les communes avoisinantes, en contradiction avec l'hypothèse de population fermée.
- La probabilité d'apparaître dans une source ne dépend pas de la probabilité d'apparaître dans une autre source. Une dépendance positive entraîne une sous-estimation de la taille réelle de la population, une dépendance négative entraîne une surestimation.
- Les différentes sources appliquent une même méthodologie et une même couverture géographique ou temporelle.
- Les individus sont soumis au même risque d'être recensés au sein d'une même source (équiprobabilité de sélection). La probabilité d'apparition peut cependant varier d'une source à l'autre.

D'autres sont d'ordre empirique :

- Tous les cas collectés correspondent à la définition retenue stricto sensu. L'inclusion d'individus hors critères aboutit à une population observée artificiellement accrue, et une surestimation mécanique de la taille réelle de la population.
- Les individus sont correctement identifiés, les doublons sont réels. Surestimer le nombre de doublons conduit à sous-estimer la taille réelle.

Les résultats obtenus par modèles log-linéaires n'étant pas satisfaisants dans plusieurs sites, une estimation alternative par régression logistique a été considérée. Son application est recommandée en cas de faible recoupement entre les sources. Signalons cependant que toute régression s'effectue à partir des données des individus perçus : une hypothèse implicite de similarité entre la population observée et la population invisible est donc retenue. Il s'agit d'une limite de taille au vue de l'hétérogénéité des publics constatée par les acteurs présents sur le terrain. Ainsi, le terme d'usager regroupe aussi bien des personnes en situation de grande précarité [9] que des individus bien insérés et plus difficilement observables [27]. L'ensemble de ces restrictions incite à une interprétation circonspecte de résultats qui doivent être considérés comme des ordres de grandeur.

Quelques réserves du point de vue de la passation de l'enquête méritent également d'être exprimées. Les rapports transmis par les différents responsables de site ont fait état de la difficulté de mobiliser des équipes de terrain, déjà fortement sollicitées par ailleurs, tout au long d'une période de six mois. Ce phénomène est d'autant plus délicat que certaines structures sont en contact régulier avec les mêmes usagers, générant une lassitude de leur part préjudiciable à la constitution d'un recueil exhaustif.

Le choix des sites permet de rendre compte d'une diversité géographique autant que d'une hétérogénéité des pratiques d'usages de substances psychoactives. On rappellera cependant que la ville de Paris a de nouveau été exclue du recueil. Ce site devra faire l'objet d'une enquête tenant compte de cette porosité, afin d'estimer la taille de la population concernée dans une des régions où l'offre et les niveaux de consommation de substances psychoactives sont élevés, et de décrire certains usages spécifiques tel que celui du crack.

# Estimations nationales

## 1. CONTEXTE

L'extrapolation des données locales pour estimer le nombre d'usagers au niveau national s'applique, rappelons-le, au seul cas de la France métropolitaine. Les données ne permettent pas d'avancer une estimation pour les DOM, où l'information est trop éparse et les populations observables trop réduites pour permettre un traitement statistique. À l'instar de l'étude réalisée pour estimer le nombre d'usagers en 2006 [20], les estimations pour l'année 2011 s'appuient sur trois méthodes complémentaires répondant aux exigences de l'OEDT [23, 26].

## 2. MÉTHODE

La première estimation avancée fait référence à la méthode multiplicative à partir des données de traitement [46]. Le principe des méthodes multiplicatives est le suivant: si on dispose d'un échantillon (base de référence) d'une population de taille B et de la probabilité (notée c) pour un individu d'appartenir à cet échantillon, la taille totale N de cette population peut être estimée par la formule : 
$$N^* = \frac{B}{c}$$

Dans notre étude, l'échantillon fait référence à la population des usagers de drogues ayant recours aux centres spécialisés une année donnée, et la probabilité (c) est celle, pour un usager de drogues, d'être pris en charge durant l'année. Sa valeur est approchée par le taux de couverture du système de soins. Ces données ne sont pas directement disponibles en France mais elles peuvent être approchées par les données relatives aux traitements de substitution, largement accessibles pour les usagers de drogues. En se basant sur les données de vente de BHD et de la méthadone, et sous les hypothèses actuellement retenues en ce qui concerne les posologies quotidiennes moyennes prescrites pour ces deux médicaments (8 mg pour la BHD et 60 mg pour la méthadone), on estime à 98 200 le nombre de



personnes sous traitement de substitution en France métropolitaine. Ces données disponibles au niveau du département permettent de rapporter des estimations du nombre d'usagers problématiques de drogues produites à partir des études NEMO pour estimer la probabilité qu'un usager problématique de drogues soit couvert par ce type de traitement. Les estimations centrales des études NEMO permettent d'estimer  $c = 0,328$ .

**Tableau II.1. Méthode multiplicative: estimation du taux de couverture de soin et de la probabilité d'appréhension par les forces de l'ordre en France métropolitaine.**

Site	Département	Nb usagers	Nb usagers TSO	c	ILS*	c
Lille	Nord	13 710	5 010	0.37	1 188	0.09
Lyon	Rhône	10 394	2 856	0.27	432	0.04
Marseille	Bouches du Rhône	10 592	3 443	0.33	250	0.02
Metz	Moselle	6 889	3 898	0.57	525	0.08
Rennes	Ile et Vilaine	3 841	889	0.23	86	0.02
Toulouse	Haute-Garonne	9 297	1 870	0.20	263	0.03
	Ensemble 6 départements	54 723	17 966	0.33	2 744	0.05
	France métropolitaine		98 219		11 108	

\* ILS (infractions à la législation des stupéfiants) au titre d'usage d'héroïne ou de cocaïne.

Sources : CNAM, OCRTIS, NEMO 2011, calculs des auteurs.

La deuxième estimation s'appuie sur une méthode multiplicative similaire qui exploite les données des services de police. Ici, la base de référence (B) est le nombre d'usagers de drogues arrêtés par la police une année donnée et (c) la probabilité pour un usager de drogues d'être arrêté par la police une année donnée. En 2010, plus de 11 100 interpellations pour infractions à la législation des stupéfiants (ILS) au titre d'usage d'héroïne ou de cocaïne ont été dénombrées. La probabilité d'appréhension (c) est estimée à 0,05, soit le nombre d'ILS enregistrées dans chacun des six départements (2 744) rapportées au nombre d'usagers problématiques de drogue de ces mêmes départements (54 723). A noter que le nombre réduit d'ILS au titre d'usage d'ecstasy (n=313 cas pour l'ensemble de la France métropolitaine) ne modifie pas ces estimations.

La troisième et dernière estimation est obtenue par une méthode multivariée, qui repose sur un ensemble d'indicateurs indirects (arrestations, mortalité, recours aux soins, traitements) disponibles à un niveau géographique plus fin (départements) pour lequel il existe des estimations locales de prévalence (ou "points d'ancrage"). La méthode analyse la liaison entre les indicateurs indirects et les estimations locales de prévalence disponibles puis applique les coefficients de régression aux départements pour lesquels les estimations de prévalence ne sont pas disponibles. L'estimation nationale est obtenue par cumul de ces estimations locales.

### 3. RÉSULTATS

Les estimations brutes sont présentées dans le tableau suivant. Les prévalences sont là encore estimées sur la base des 15-64 ans recensés en France métropolitaine en 2011.

**Tableau II.2. Estimation du nombre d'usagers de drogues en France métropolitaine, 2006 et 2011**

Données	Méthode	Estimations 2006		Estimations 2011	
			IC 95 %		IC 95 %
Traitement	Multiplicative	272 000	209 000-367 000	299 000	238 000-360 000
Répressif	Multiplicative	187 000	144 000-253 000	222 000	176 000-267 000
Indirectes	Multivariée	264 000	189 000-338 000	340 000	275 000-410 000

Sources : OCRTIS, NEMO 2006 et 2011, calculs des auteurs.

Le nombre d'usagers problématiques de drogues au niveau national en 2006 varie sensiblement, de 187 000 selon les données de la police à 272 000 selon les données de traitement. En recoupant les intervalles de confiance des trois méthodes, la fourchette d'estimation oscille entre 210 000 et 250 000 usagers. L'estimation centrale retenue est de 230 000 usagers, soit une prévalence de 5,9 % [19]. En 2011, ce nombre varie entre 222 000 (multiplicateur appliqué aux données d'interpellation) et 340 000 (méthode multivariée), ce qui correspond à des prévalences respectives de 5,5 ‰ et de 8,4 ‰. Avec la méthode du multiplicateur appliquée aux données de traitement, on obtient une prévalence intermédiaire de 7,5 ‰. Les estimations reposant sur les données d'interpellations se situent à un niveau plus faible que pour les deux autres estimations, notamment pour celles obtenues avec la méthode multiplicative, les intervalles de confiance ne se recoupant plus. Comme pour les données 2006, l'adoption du principe de recoupement des intervalles de confiance conduit à exclure la méthode multiplicative appliquée aux interpellations et à ne conserver que l'estimation reposant sur les données de traitement et l'estimation multivariée. On obtient une fourchette de valeur assez large qui se situe entre 275 000 et 360 000 usagers problématiques de drogues, soit une prévalence variant entre 7 et 9 ‰.

## 4. DISCUSSION

### 4.1. Résultats

Dans l'ensemble, les trois méthodes d'estimation font apparaître des prévalences de l'usage problématique en hausse sensible comparées aux estimations de 2006, mais avec des intervalles de confiance tellement larges qu'il est difficile de conclure à une augmentation. On peut simplement souligner qu'une croissance du nombre d'usa-

gers de drogues problématiques paraît plausible. En effet, d'autres sources d'information indiquent d'une part un vieillissement de cette population, moins exposée à un fort risque de décès depuis la montée en charge des traitements de substitution à la fin des années 1990, et d'autre part un renouvellement de cette population du fait de la diffusion des stimulants, de l'apparition de nouveaux usagers d'opiacés et de l'évolution de la scène festive, attirant des usagers socialement bien insérés et peu connus des structures de réduction des risques ou de traitement [11].

## 4.2. Éléments de comparaison européenne

Avec une prévalence estimée entre 7 ‰ et 9 ‰, la France se situe dans la moyenne supérieure de l'Union européenne, comme on peut le constater dans le tableau II.2. La prévalence estimée en France en 2011 demeure sensiblement supérieure à celle de l'Allemagne et du Portugal, mais demeure inférieure à celle de l'Italie ou du Royaume-Uni.

**Tableau II.3. Prévalences d'usagers de drogue problématiques dans différents pays d'Europe (en ‰ des 15-64 ans)**

Pays	Année	Prévalence*	IC 95%
Chypre	2010	1.5	1,4-1,8
Slovaquie	2008	2.7	2,1-8,5
Pologne	2009	2.9	2,1-3,8
Grèce	2010	3.0	2,7-3,3
Hongrie	2005	3.5	2,8-4,2
Allemagne	2009	3.7	3,4-4,0
Autriche	2009	4.6	4,4-4,7
Finlande	2005	4.8	4,2-5,5
Suède	2007	4.9	nd
République Tchèque	2010	5.3	4,3-6,3
Bulgarie	2009	6.0	4,4-8,2
Portugal	2005	7.0	6,2-7,4
Luxembourg	2007	7.7	6,5-9,9
<b>France</b>	<b>2011</b>	<b>8.0</b>	<b>7,0-9,0**</b>
Espagne***	2002	8.5	7,0-10,0
Danemark	2009	9.1	8,6-9,7
Royaume Uni	2010	9.3	9,1-9,9
Italie	2009	10.0	9,7-10,2
Lettonie	2010	12.3	9,8-16,4

Définition PDU de l'OEDT, les méthodes d'estimation peuvent diverger d'un pays à l'autre.

\* Estimation centrale. \*\* Il ne s'agit pas d'un intervalle de confiance mais d'une fourchette.

\*\*\* L'estimation 2006 concernait les seuls usagers d'opiacés. Nd: non disponible.

Source : OEDT.

### 4.3. Limites inhérentes à chaque méthode

Bien qu'avancé des estimations robustes, les limites des différentes méthodes d'estimation doivent être une fois encore soulignées. La méthode multiplicative utilisant les données de traitement repose sur les données de vente des deux médicaments de substitution aux opiacés qui permettent d'établir des estimations du nombre d'usagers de drogues concernés par ces traitements. Compte-tenu de la très grande accessibilité de ce type de traitement en France, ces données sont une excellente base pour l'application de cette méthode. Cependant, ces traitements n'étant disponibles que pour la substitution aux opiacés, on ne cible qu'une partie des usagers problématiques. Les estimations peuvent être sensibles à l'existence de mésusages et de détournements de ces traitements, plus ou moins importants suivant les zones géographiques. Cette absence d'homogénéité peut conduire à une légère surestimation de la prévalence de l'usage à problème par cette méthode.

La méthode multiplicative à partir de données d'interpellations repose sur le nombre d'interpellations pour usage d'héroïne ou de cocaïne, qui peut être considéré comme un indicateur indirect de l'usage de drogues mais demeure avant tout un indicateur de l'activité des services de police et de gendarmerie dans le domaine de la lutte contre la drogue. Or l'importance accordée à cette mission est aussi susceptible de varier d'une zone géographique à l'autre sans toujours refléter des différences de niveau d'usage. Un autre biais possible dans l'utilisation de cet indicateur est que les personnes interpellées par la police pour usage d'opiacés ou de cocaïne ne correspondent pas toujours exactement aux critères d'inclusion parmi les usagers problématiques. Il est difficile de déterminer si ces biais vont dans le sens d'une sous estimation ou d'une surestimation du nombre d'usagers problématiques.

La méthode multivariée à partir d'indicateurs indirects d'usages problématiques de drogues a l'avantage de croiser différentes sources de données à partir desquelles les estimations des données de prévalence connues pour six départements sont extrapolées aux quatre-vingt-dix autres départements. Néanmoins, comme les deux autres, elle repose aussi sur les estimations locales de prévalence présentées dans la section précédente. Le coût de l'enquête et la mobilisation qu'elle implique pour les équipes, a conduit à limiter le nombre de villes à six, ce qui est peu pour réaliser une estimation nationale robuste. Il serait nécessaire, pour augmenter la précision et la fiabilité des estimations, de disposer d'estimations dans un nombre plus élevé de villes. Par ailleurs, le système administratif français se caractérise par un niveau élevé de protection des données individuelles qui ne permet pas, comme dans d'autres pays, d'observer la présence ou l'absence d'un usager de drogues dans plusieurs sources de données administratives et de multiplier ainsi à moindre coût les estimations locales de prévalence de l'usage problématique de drogues.

## Conclusion

---

Ce rapport présente les résultats du troisième exercice de NEMO, la Nouvelle enquête multicentrique de l'OFDT, visant à estimer le nombre d'usagers problématiques de drogues, tels que définis par l'OEDT, en France métropolitaine en 2011. Afin de garantir la comparabilité des résultats, ces estimations ont été réalisées à partir des informations fournies par les mêmes sites et en appliquant un cadre méthodologique identique à celui de l'exercice 2006.

Les estimations obtenues laissent envisager une augmentation du nombre d'usagers problématiques de drogues - et des prévalences associées, tant au niveau local que national. Cependant, le raffinement statistique des méthodes employées et leur robustesse avérée ne sauraient oblitérer les aléas inhérents à la démarche. Les intervalles de confiance, illustrant le degré d'incertitude des méthodes retenues au moment d'appréhender d'une population difficilement atteignable, sont tels qu'on ne peut avancer une conclusion définitive d'un strict point de vue statistique. En conséquence, les données avancées sont à interpréter comme de simples ordres de grandeur, nécessitant d'être confirmées et précisés.

En plus des limites des méthodes statistiques précédemment soulignées, trois autres points méritent une attention particulière : premièrement, la définition retenue est arbitraire puisqu'elle écarte de facto les usages de certaines substances. Elle fait l'objet à ce titre d'une réévaluation au sein de l'OEDT. Deuxièmement, la notion d'usagers de drogue tend à renvoyer une image uniforme de cette population, sans rendre compte de l'hétérogénéité avérée de leurs profils et pratiques. Troisièmement, le coût de l'enquête et la mobilisation des intervenants sur une période relativement longue rappellent la nécessité d'envisager d'autres moyens d'estimation. Les rapports d'activité annuels transmis par les CSAPA et les CAARUD offrent une alternative qui mériterait d'être approfondie.

## Références

1. AKAIKE H., « A new look at the statistical model identification », *IEEE Transactions on Automatic Control*, Vol.19, n°6, 1974, pp. 716-723.
2. BECK F., LEGLEYE S. et SPILKA S., « Cannabis, cocaïne, ecstasy : entre expérimentation et usage régulier », dans BECK F., GUILBERT P., et GAUTIER A. (Dir.), *Baromètre Santé 2005*, Saint-Denis, INPES, 2007, pp. 169-178.
3. BELLO P.-Y., *Estimations locales de la prévalence de la toxicomanie : rapport final*, Paris, OFDT, 1998, 104 pages.
4. BELLO P.-Y., CHÊNE G. et GREATT, « Tentative d'estimation de la taille de la population toxicomane et de la prévalence de la toxicomanie, à Toulouse, en 1994, par modélisation log-linéaire », *Psychotropes*, Vol.3, n°2, 1997, pp. 97-110.
5. BELLO P.-Y. et CHÊNE G.A., « Une étude par capture-recapture pour estimer la taille de la population toxicomane à Toulouse, France », dans GROUPE POMPIDOU et OEDT (Dir.), *Estimation de la prévalence de la consommation problématique de drogues en Europe, Luxembourg, Office des publications officielles des communautés européennes*, 1999, pp. 105-116.
6. BISHOP Y.M.M., FIENBERG S.E. et HOLLAND P.W., « Estimating the size of a closed population », dans *Discrete multivariate analysis: theory and practice*, Cambridge, MA, *MIT Press*, 1975, pp. 227-256.
7. BÖHNING D. et DEL RIO VILAS V.J., « On the question of proportionality of the count of observed scrapie cases and the size of holding », *BMC Veterinary Research*, Vol.5, n°17, 2009.
8. BUNGE J. et FITZPATRICK M., « Estimating the number of species: a review », *Journal of the American Statistical Association*, Vol.88, n°421, 1993, pp. 364-373.

9. CADET-TAÏROU A., COQUELIN A. et TOUFIK A., « CAARUD : profils et pratiques des usagers en 2008 », *Tendances*, n°74, 2010, 4 pages.
10. CADET-TAÏROU A., GANDILHON M. et LAHAIE E., « Phénomènes marquants et émergents en matière de drogues illicites (2010-2011) », *Tendances*, n°78, 2012, 6 pages.
11. CADET-TAÏROU A., GANDILHON M., LAHAIE E., CHALUMEAU M., COQUELIN A. et TOUFIK A., *Drogues et usages de drogues en France. Etat des lieux et tendances récentes 2007-2009*. Neuvième édition du rapport national du dispositif TREND, Saint-Denis, OFDT, 2010, 281 pages.
12. CHALUMEAU M., *Les CAARUD en 2008. Analyse nationale des rapports d'activité ASA-CAARUD*, Saint-Denis, OFDT, 2010, 22 pages.
13. CHAO A., « Estimating the population size for capture-recapture data with unequal catchability », *Biometrics*, Vol.43, n°4, 1987, pp. 783-791.
14. CHAO A., « Estimating population size for sparse data in capture-recapture experiments », *Biometrics*, Vol.45, n°2, 1989, pp. 427-438.
15. CHEVALLIER E., *Estimations locales de la prévalence de l'usage d'opiacés et cocaïne en France. Une étude multicentrique à Lens, Lille, Marseille, Nice et Toulouse*, Paris, OFDT, 2001, 112 pages.
16. CORMACK R.M., « Log-linear models for capture-recapture », *Biometrics*, Vol.45, n°2, 1989, pp. 395-413.
17. CORMACK R.M., « Problems with using capture-recapture in epidemiology: An example of a measles epidemic », *Journal of Clinical Epidemiology*, Vol.52, n°10, 1999, pp. 909-933.
18. COSTES J.-M., « Prévalence de l'usage problématique de drogues en France: estimations 2006 », *Tendances*, n°69, 2009, 4 pages.
19. COSTES J.-M., *Les usages de drogues illicites en France depuis 1999 vus par le dispositif TREND*, Saint-Denis, OFDT, 2010, 194 pages.
20. COSTES J.-M., VAISSADE L., COLASANTE E., PALLE C., LEGLEYE S., JANSSEN E., TOUFIK A. et CADET-TAÏROU A., *Prévalence de l'usage problématique de drogues en France - estimations 2006*, Saint-Denis, OFDT, 2009, 28 pages.
21. EMCDDA, *Scientific review of the literature on estimating the prevalence of drug misuse on the local level*, Lisbon, EMCDDA, 1999, 66 pages.

22. EMCDDA, *Statistical Bulletin*, Lisbon, EMCDDA, Statistics and National Information, 2011.
23. EMCDDA et INSTITUT FÜR THERAPIEFORSCHUNG, *Recommended draft technical tools and guidelines - Key epidemiological indicator: Prevalence of problem drug use*, Lisbon, EMCDDA, 2004, 47 pages.
24. ESCOTS S. et SUDÉRIE G., « Usages problématiques de cocaïne, quelles interventions pour quelles demandes ? », *Tendances*, n°68, 2009, 4 pages.
25. GOODMAN L.A., « Simple methods for analyzing three-factor interaction in contingency tables », *Journal of the American Statistical Association*, Vol.59, n°306, 1964, pp. 319-352.
26. GOODMAN L.A., « The analysis of cross-classified data: independence, quasi-independence, and interactions in contingency tables with or without missing entries », *Journal of the American Statistical Association*, Vol.63, n°324, 1968, pp. 1091-1131.
27. HOOK E.B. et REGAL R.R., « Capture-recapture methods in epidemiology: Methods and limitations », *Epidemiologic Reviews*, Vol.17, n°2, 1995, pp. 243-264.
28. JANSSEN E., « Drug-related deaths in France in 2007: Estimates and implications », *Substance Use and Misuse*, Vol.46, n°12, 2011, pp. 1495-1501.
29. JAUFFRET-ROUSTIDE M., COUTURIER E., LE STRAT Y., BARIN F., EMMANUELLI J., SEMAILLE C., QUAGLIA M., RAZAFINDRATSIMA N., VIVIER G., OUDAYA L., LEFEVRE C. et DESENCLOS J.C., « Estimation de la séroprévalence du VIH et du VHC et profil des usagers de drogues en France, étude InVS-ANRS Coquelicot, 2004 », *BEH - Bulletin Épidémiologique Hebdomadaire*, Vol.33, n°5, 2006, pp. 244-247.
30. KRAUS L., AUGUSTIN R., FRISCHER M., KÜMMLER P., UHL A. et WIESSING L., « Estimating prevalence of problem drug use at national level in countries of the European Union and Norway », *Addiction*, Vol.98, n°4, 2003, pp. 471-485.
31. LAPORTE R.E., « Assessing the human condition: Capture-recapture techniques », *British Medical Journal*, Vol.308, n°6920, 1994, pp. 5-6.
32. MINISTÈRE DE LA JUSTICE, *Annuaire statistique de la justice. Édition 2009-2010*, Paris, La Documentation Française, 2010, 361 pages.
33. OCRTIS, *Usage et trafic des produits stupéfiants en France en 2009 - Stups - Osiris*, Paris, Direction générale de la police nationale, Direction centrale de la police judiciaire, Ministère de l'Intérieur, de l'Outre-Mer et des Collectivités territoriales, Direction Générale de la Police Nationale, Direction Centrale de la Police Judiciaire, OCRTIS, 2010, 75 pages.



34. ORIGER A., « Prevalence of problem drug use and injecting drug use in Luxembourg: A longitudinal and methodological review », *European Addiction Research*, Vol.18, n°6, 2012, pp. 288-296.
35. RAFTERY A., « Bayesian model selection in social science », dans MARSDEN P. (Dir.), *Sociological Methodology*, Cambridge, Mass., Blackwell Publishers, 1995, Vol.25, pp. 111-195.
36. SCALIA TOMBA G.P., ROSSI C., TAYLOR C., KLEMPOVA D. et WIESSING L., *Guidelines for estimating the incidence of problem drug use*, Lisbon, EMCDDA, 2008, 92 pages.
37. SCHWARTZ G., « Estimating the dimension of a model », *Annals of Statistics*, Vol.6, n°2, 1978, pp. 461-466.
38. SHENASSA E.D., « Application of the capture-recapture method to epidemiological studies of alcohol related problems », *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, Vol.23, n°11, 1996, pp. 1843-1847.
39. SUDÉRIE G., *Phénomènes émergents liés aux drogues en 2007. Tendances récentes sur le site de Toulouse*, Toulouse, Graphiti - CIRDD Midi-Pyrénées/OFDI, 2008, 83 pages.
40. TOUFIK A., JANSSEN E., CADET-TAÏROU A. et GANDILHON M., *Profils, pratiques des usagers de drogues - ENA-CAARUD*, Saint-Denis, OFDI, 2008, 49 pages.
41. VAISSADE L. et LEGLEYE S., « Capture-recapture estimates of the local prevalence of problem drug use in six French cities », *European Journal of Public Health*, Vol.19, n°1, 2009, pp. 32-37.
42. WILSON R.M. et COLLINS M.F., « Capture-recapture estimation with samples of size one using frequency data », *Biometrika*, Vol.79, n°3, 1992, pp. 543-553.
43. ZHANG D., LY F., WANG L., SUN L., ZHOU J., SU W. et BI P., « Estimating the population of female sex workers in two Chinese cities on the basis of the HIV/AIDS behavioural surveillance approach combined with a multiplier method », *Sexually Transmitted Infections*, Vol.83, n°3, 2007, pp. 228-231.

## Liste des figures et tableaux

Figure 1. Diagramme de Vern – méthode capture-recapture avec deux échantillons	8
Figure 2. Diagramme de Vern – méthode capture-recapture avec trois échantillons	9
Tableau I.1. Types de structures participantes à NEMO 2011, par site	6
Tableau I.2. Questionnaires reçus et retenus, NEMO 2011	10
Tableau I.3. Nombre de cas uniques et doublons, NEMO 2011	11
Tableau I.4. Principales caractéristiques des usagers interrogés (définition PDU), NEMO 2011	12
Tableau I.5. Estimation du nombre d'usagers de substances par site en 2006 et 2011, par indicateur CR	13
Tableau I.6. Modalité de regroupement des différentes structures participantes en 2011	14
Tableau I.7. Estimation du nombre d'usagers de substances par site en 2006 et 2011, méthode par modélisation log-linéaire	16
Tableau I.8. Estimation du nombre d'usagers de substances par site en 2006 et 2011, méthode par régression	17
Tableau I.9. Estimations de la prévalence d'usagers d'héroïne et de cocaïne (% des 15-64 ans), 1999-2011	18
Tableau I.10. Estimation du nombre d'usagers ayant pratiqué l'injection intraveineuse au cours de leur vie par site en 2011	20
Tableau I.11. Estimation du nombre d'usagers ayant pratiqué l'injection intraveineuse au cours du mois par site en 2011	20
Tableau II.1. Méthode multiplicative: estimation du taux de couverture de soin et de la probabilité d'appréhension par les forces de l'ordre en France métropolitaine	25
Tableau II.2. Estimation du nombre d'usagers de drogues en France métropolitaine, 2006 et 2011	26
Tableau II.3. Prévalences d'usagers de drogue problématiques dans différents pays d'Europe (en % des 15-64 ans)	27





## Nouvelle étude multicentrique de l'OFDT - NEMO

### Guide de remplissage

#### **Critères d'inclusion**

Le recueil concerne toute personne ayant consommé dans le mois écoulé précédant l'entretien au moins un des produits suivants : Méthadone, BHD (Subutex®,...), Sulfate de morphine, Héroïne, autre opiacé, Cocaine/crack, autre stimulant, hallucinogène ; et résidant dans l'unité géographique concernée depuis plus de trois mois.

#### **Autres dénominations possibles des produits** (nom du principe actif, nom « populaire », nom commercial...)

- **BHD**: Buprénorphine haut dosage disponible sous forme de la molécule princeps Subutex® et/ou génériques (BHD Mylan®, BHD Arrow®)
- **Sulfate de morphine (ou morphine)** : disponible sous forme de Moscontin LP®, Skenan®...
- **Héroïne** : appelée aussi Rabla (qui signifie poudre en langue arabe)...
- **Autres opiacés** : opium, codéine sous forme de Dicotin®, Codoliprane®, Néo-codion®, nalorphine, naltrexone...
- **Cocaïne / Crack** : « free base », « base »...
- **Amphétamines** : « speed », méthamphétamine (ice, crystal-meth, ya ba...),
- **Autres stimulants** : MDMA (ecstasy, « ecsta », « XTC »...), PMA, 2-CB...
- **Hallucinogènes** : champignons hallucinogènes (psilocybine), ayahuasca, rose des bois, salvia divinorum (sauge divinatoire), GHB-GBL, LSD (« acide » ou « buvard » ou « goutte »), kétamine, ...


#### **Unité géographique**

*A définir par chaque coordinateur local*

*Lister les communes concernées*

#### **Nom marital**

Pour les femmes mariées, donner la première initiale du nom marital quel que soit le nom choisi nom de naissance ou nom d'épouse.



Ce rapport présente les résultats du troisième exercice de NEMO, la nouvelle enquête multicentrique de l'OFDT, visant à estimer le nombre d'usagers problématiques de drogues, tels que définis par l'OEDT, en France métropolitaine en 2011. Afin de garantir la comparabilité des résultats, ces estimations ont été réalisées à partir des informations fournies par les mêmes sites et en appliquant un cadre méthodologique identique à celui de l'exercice 2006.

Les estimations obtenues laissent envisager une augmentation du nombre d'usagers problématiques de drogues - et des prévalences associées, tant au niveau local que national. Cependant, le raffinement statistique des méthodes employées et leur robustesse avérée ne sauraient oblitérer les aléas inhérents à la démarche. Les intervalles de confiance, illustrant le degré d'incertitude des méthodes retenues au moment d'appréhender d'une population difficilement atteignable, sont tels qu'on ne peut avancer une conclusion définitive d'un strict point de vue statistique. En conséquence, les données avancées sont à interpréter comme de simples ordres de grandeur, nécessitant d'être confirmées et précisés.

En plus des limites des méthodes statistiques précédemment soulignées, trois autres points méritent une attention particulière : premièrement, la définition retenue est arbitraire puisqu'elle écarte de facto les usages de certaines substances. Elle fait l'objet à ce titre d'une réévaluation au sein de l'OEDT. Deuxièmement, la notion d'usagers de drogue tend à renvoyer une image uniforme de cette population, sans rendre compte de l'hétérogénéité avérée de leurs profils et pratiques. Troisièmement, le coût de l'enquête et la mobilisation des intervenants sur une période relativement longue rappellent la nécessité d'envisager d'autres moyens d'estimation. Les rapports d'activité annuels transmis par les CSAPA et les CAARUD offrent une alternative qui mériterait d'être approfondie.

**Observatoire français des drogues  
et des toxicomanies  
3, avenue du Stade de France  
93218 Saint-Denis La Plaine Cedex**

**[ISBN : 979-10-92728-01-9 ]**

