

# MORTALITÉ LIÉE AUX DROGUES ILLICITES

Étude d'une cohorte rétrospective  
de personnes interpellées  
pour usage de stupéfiants

---

Dominique LOPEZ  
Hélène MARTINEAU  
Christophe PALLE

À travers l'examen du statut vital et des causes de décès d'une cohorte d'individus interpellés pour usage d'héroïne, de cocaïne ou de crack au cours des années 1990, cette étude donne, pour la première fois en France, des éléments chiffrés sur la surmortalité de personnes présumées consommatrices de ces produits.

Comparé à la population française du même âge et du même sexe, le risque de décéder est élevé : il est multiplié par 5 pour les hommes et par 9 pour les femmes. Cette surmortalité s'explique par l'importance des taux de mortalité par Sida et par surdose mais ne s'y réduit pas. En effet, on observe que les taux de mortalité sont également significativement plus élevés dans cette population pour la quasi-totalité des autres causes de décès.

Par ailleurs, cette étude est de permet de confirmer le mouvement de baisse des décès par surdose observé à travers d'autres données au cours des années 1990.

Concernant la cohorte de personnes interpellées pour usage de cannabis, il apparaît en revanche que les résultats en termes de mortalité peuvent être largement biaisés par la présence de consommateurs cachés de substances à plus haut niveau de risques.

# **MORTALITÉ LIÉE AUX DROGUES ILLICITES**

**Étude d'une cohorte rétrospective  
de personnes interpellées  
pour usage de stupéfiants**

---

Dominique LOPEZ  
Hélène MARTINEAU  
Christophe PALLE

Juillet 2004

**Remerciements**

*M. Nadaradja, M. Petit et M. Weiler, de l'OCRTIS*

*M. Jouglà et Mme Michel du CèpiDc (INSERM)*

*M. Legoueix, de l'OFDT*

**Pour leur relecture et leurs conseils**

*I. Gremy (ORS Ile-de-France) ; A. Leclerc (INSERM - Unité 88<sup>1</sup>)*

---

1. Épidémiologie, santé publique et environnement professionnel et général : méthodes et applications.

## SOMMAIRE

---

<b>SYNTHÈSE GÉNÉRALE DE L'ÉTUDE</b>	<b>9</b>
<b>INTRODUCTION</b>	<b>15</b>
<b>MÉTHODOLOGIE</b>	<b>17</b>
DESCRIPTION DES BASES DE DONNÉES NÉCESSAIRES À L'ÉTUDE	17
<i>Le Fichier national des auteurs d'infractions à la législation sur les stupéfiants (FNAILS)</i>	17
<i>Le Répertoire national d'identification des personnes physiques (RNIPP)</i>	18
<i>Le fichier national des causes de décès</i>	19
CONSTITUTION DES COHORTES : CRITÈRES D'INCLUSION, QUALITÉ DES APPARIEMENTS	20
<i>La nature de l'infraction</i>	20
<i>Le choix des années d'observation</i>	21
<i>Le choix du produit</i>	21
<i>La question des personnes interpellées nées à l'étranger</i>	22
<i>La taille de la cohorte</i>	23
<i>Appariement des bases de données</i>	24
VARIABLES UTILES À L'ANALYSE	26
<i>Reclassement des individus interpellés</i>	27
<b>DESCRIPTION DE LA POPULATION SUIVIE</b>	<b>31</b>
CARACTÉRISTIQUES DÉMOGRAPHIQUES	32
<i>Sexe</i>	32
<i>Âge lors de l'interpellation</i>	32
<i>Nationalité</i>	34
<i>Statut socioprofessionnel</i>	34

CARACTÉRISTIQUES DES INTERPELLATIONS : INFRACTION ET ANALYSE DE LA RÉCIDIVE	35	ANALYSE DÉTAILLÉE DES CAUSES DE DÉCÈS LES PLUS FRÉQUENTES	92
<i>Infraction et année d'interpellation</i>	35	<i>Décès liés à l'usage de drogues</i>	94
<i>Répartition par région d'interpellation</i>	35	<i>Décès par suicide</i>	97
<i>Analyse de la récurrence : nombre total d'interpellations     et première année d'interpellation</i>	38	<i>Décès par Sida</i>	98
SYNTHÈSE	41	<i>Décès par accidents de la circulation</i>	100
		<i>Décès en cause inconnue</i>	100
<b>ANALYSE DE LA MORTALITÉ</b>	<b>43</b>	SYNTHÈSE	102
LES DÉCÈS CONSTATÉS DANS LA COHORTE : DESCRIPTION	43	<b>DISCUSSION</b>	<b>105</b>
<i>Caractéristiques socioéconomique des personnes décédées</i>	43	LES DIFFICULTÉS D'INTERPRÉTATION DES RÉSULTATS	106
<i>Répartition géographique des personnes décédées</i>	45	<i>Liaison entre le produit en cause dans l'interpellation     et les produits réellement consommés</i>	106
<i>Interpellations</i>	46	<i>Liaison entre l'interpellation et le risque de décès</i>	109
<i>Évolution dans le temps des décès</i>	48	<i>Autres biais de sélection</i>	110
<i>Délai entre le début de l'exposition et la mortalité</i>	48	DISCUSSION DES PRINCIPAUX RÉSULTATS	111
<i>Synthèse</i>	49	<i>Niveau de la mortalité</i>	111
COMPARAISON DE LA MORTALITÉ	50	<i>Discussion de la baisse des décès constatés en France</i>	116
<i>Comparaison à partir des taux brut de mortalité</i>	51	<i>Mortalité masculine et féminine</i>	118
<i>Synthèse</i>	64	LES FACTEURS EXPLICATIFS DE LA MORTALITÉ	119
COMPARAISON À LA POPULATION GÉNÉRALE	65	<i>Synthèse</i>	119
<i>Méthodologie</i>	65		
<i>Résultats</i>	66	<b>CONCLUSION</b>	<b>123</b>
<i>Synthèse</i>	70		
ANALYSE MULTIVARIÉE	70	<b>BIBLIOGRAPHIE</b>	<b>125</b>
<i>Ensemble des personnes interpellées</i>	70		
<i>Personnes interpellées pour usage de cannabis</i>	73	<b>ANNEXES</b>	<b>129</b>
<i>Personnes interpellées pour usage d'héroïne/cocaïne/crack</i>	74	ANNEXE MÉTHODOLOGIQUE	131
<i>Synthèse</i>	77	LISTE DES SIGLES	147
		LISTE DES TABLEAUX ET FIGURES	149
<b>ANALYSE DES CAUSES DE DÉCÈS</b>	<b>79</b>		
COMPARAISONS INTERNES	80		
<i>Répartition des décès par cause</i>	80		
<i>Taux de mortalité par cause</i>	82		
COMPARAISONS À LA POPULATION GÉNÉRALE	86		
<i>Répartition des décès par cause chez les personnes interpellées     pour usage et en population générale</i>	86		
<i>Ratios standardisés de mortalité</i>	90		

## SYNTHÈSE GÉNÉRALE DE L'ÉTUDE

---

L'objectif de cette étude est d'améliorer la connaissance générale de la mortalité des usagers de drogues illicites. Pour cela, une cohorte de personnes interpellées a été constituée à partir du Fichier national des auteurs d'infractions à la législation sur les stupéfiants (FNAILS) géré par l'Office central pour la répression du trafic illicite de stupéfiants (OCTIS).

Les données issues du FNAILS ont été confrontées, dans un premier temps, au Répertoire national d'identification des personnes physiques (RNIPP) géré par l'INSEE, pour connaître le statut vital des personnes interpellées, puis au registre des causes médicales de décès (tenu par le CépiDc-INSERM) pour les seules personnes décédées.

Les informations ainsi rassemblées concernent 42 485 individus nés en France (87 % d'hommes et 13 % de femmes) et interpellés en 1992, 1993, 1996 ou 1997 pour usage simple ou usage-revente de stupéfiants. Les produits à l'origine de l'interpellation peuvent être : le cannabis, la cocaïne, le crack, l'héroïne ou l'ecstasy.

Suite aux différents appariements réalisés, il a été déterminé que 1 338 individus étaient décédés au 7 août 2002 (89 % d'hommes et 11 % de femmes). 794 causes de décès ont pu être documentées (décès intervenus sur le territoire français avant l'année 2000, et retrouvés dans la base du CépiDc), les 512 décès survenus après l'année 1999 (38 % de l'ensemble des décès) pourront être renseignés ultérieurement.

La cohorte des personnes interpellées pour usage d'héroïne, cocaïne et crack comprend environ 23 000 individus, de sexe masculin pour 82 % d'entre eux, âgés en moyenne de 27 ans. Un peu plus de 70 % sont chômeurs ou sans profession déclarée. Ils sont plus nombreux dans les régions situées au nord et au nord-est de la France ainsi que dans les régions du pourtour méditerranéen. Une majorité des individus de ce groupe (52 %) a été interpellée plus d'une fois.

Les personnes incluses dans la cohorte cannabis (environ 20 000 individus) forment un groupe nettement plus jeune (22 ans d'âge moyen). La proportion d'individus de sexe masculin est encore plus forte (92 %). Le pourcentage de chômeurs ou sans profession déclarée est élevé, mais nettement plus faible que dans le groupe précédent (53 %), alors que la proportion de lycéens et d'étudiants est beaucoup plus importante (23 %). Les trois quarts d'entre eux n'ont été interpellés qu'une seule fois.

Les 1 300 personnes interpellées pour usage d'ecstasy présentent des caractéristiques intermédiaires, comparativement aux deux précédents groupes.

L'étude de la mortalité des personnes interpellées se décompose en deux parties distinctes : une analyse détaillée de la mortalité, puis l'étude des causes de décès.

Les différentes analyses ont été réalisées en distinguant systématiquement les personnes interpellées pour cannabis de celles arrêtées pour héroïne/cocaïne/crack et si possible de celles interpellées pour ecstasy.

Le calcul des taux bruts de mortalité ainsi que les courbes de survie ont permis de mettre en exergue :

- une baisse significative de la mortalité entre les deux grandes périodes d'inclusion (1992/1993 et 1996/1997) ;
- une mortalité des personnes interpellées pour héroïne/cocaïne/crack trois fois plus élevée que celle des personnes interpellées pour usage de cannabis ;
- une mortalité des hommes supérieure à celle des femmes. Il a cependant été observé que dans la période des deux années qui suivent l'interpellation, les écarts de mortalité entre les deux sexes ne sont pas significativement différents.

La mortalité des individus interpellés a été comparée à celle de la population générale française grâce aux ratios standardisés de mortalité (RSM). À âge égal, les hommes interpellés pour usage d'héroïne, de cocaïne ou de crack ont un risque de décéder cinq fois plus élevé que les hommes français ; pour les femmes interpellées, le risque par rapport à la population féminine française est supérieur à neuf.

L'analyse multivariée (modèle de Cox) a mis en relief les facteurs différentiels significatifs de la mortalité : le sexe, l'âge, la CSP, le produit à l'origine de l'interpellation et l'antériorité dans l'interpellation. Contrairement à ce que l'on aurait pu penser, le type d'infraction (usage simple ou usage-revente) n'a aucun impact sur la mortalité.

L'âge à l'interpellation, l'année de la première interpellation, le sexe et la CSP ont des effets similaires sur les personnes interpellées pour usage de cannabis ou d'héroïne/cocaïne/crack (dans des proportions non équivalentes cependant). Mais certaines autres variables agissent différemment. Alors qu'aucune variable régionale n'a d'importance dans le groupe cannabis, elles en ont sur les interpellés d'héroïne/cocaïne/crack (être né et interpellé en Ile-de-France est un élément supplémentaire du risque de décéder). Concernant les interpellations, parmi les individus interpellés pour cannabis, c'est le nombre total d'interpellations qui interfère sur la mortalité alors que parmi les interpellés d'héroïne/cocaïne/crack c'est la présence de produits différents ou non dans la « carrière répressive ».

Les 794 causes de décès qui ont pu être renseignées ont permis d'appréhender les différences dans la structure de la mortalité par causes entre les deux groupes de référence (héroïne/cocaïne/crack ; cannabis), mais également de les comparer à âge et sexe égaux aux causes de décès en population générale. La faiblesse des décès parmi les personnes interpellées pour ecstasy n'a pas permis d'analyser spécifiquement les causes de décès de ces individus, elle a également restreint l'étude parmi les femmes interpellées.

La mortalité des individus des deux groupes est dominée par des décès survenus suite à un traumatisme ou un empoisonnement et par des décès plus caractéristiques de la mortalité d'usage de drogues : Sida et pharmacodépendance. Mais la répartition des causes de décès diffère très largement entre les personnes interpellées pour cannabis et celles interpellées pour héroïne/cocaïne/crack : causes extérieures de traumatismes ou empoisonnements plus fréquentes dans le groupe cannabis (2/3 des décès du groupe cannabis contre 1/3 des décès du groupe héroïne/cocaïne/crack) alors que la proportion de décès par pharmacodépendance et par Sida est plus élevée parmi les personnes interpellées pour héroïne/cocaïne/crack (pratiquement 1 décès sur 3 contre 1 décès sur 10 pour les individus interpellés pour cannabis).

Rapportée à la population générale, la mortalité des individus interpellés pour usage de cannabis est plus proche de celle des français décédés à la même époque et aux mêmes âges que la mortalité du groupe héroïne/cocaïne/crack. Les écarts les plus forts concernent les cas de décès par Sida (24 fois plus fréquents chez les hommes interpellés pour usage d'héroïne/cocaïne/crack et 29 fois plus fréquents chez les femmes du même groupe) et surtout les cas de surdoses (risque multiplié par 103 chez les hommes et par 677 chez les femmes interpellées pour usage d'héroïne/cocaïne/crack).

L'étude détaillée de certaines causes de décès, prenant en compte l'ensemble des informations contenues dans le certificat de décès, met surtout l'accent sur les problèmes liés à la variabilité de la pratique de certification, mais ne modifie pas la structure de la mortalité des individus des deux groupes.

La baisse des taux annuels de mortalité par pharmacodépendance et par Sida pour les individus interpellés pour usage d'héroïne/cocaïne/crack va dans le sens des observations faites par ailleurs, sur d'autres groupes d'usagers de drogues.

L'importance des décès classés en cause inconnue est caractéristique des décès par mort violente, qui nécessitent une autopsie dont les résultats ne parviennent pas toujours au CépiDc. Ils sont particulièrement nombreux chez les individus étudiés ici.

Il est important de soulever les différents biais inhérents à cette étude, qui même s'ils n'invalident pas les résultats, demandent à être soulignés pour les relativiser.

L'utilisation des données du FNAILS soulève un certain nombre de problèmes dont le principal est la liaison entre le produit en cause dans l'interpellation et le produit consommé. On peut effectivement s'interroger, d'une part, sur la réalité de la consommation du produit par la personne interpellée pour usage de ce même produit et surtout, considérer la possibilité qu'une personne interpellée pour usage d'un produit donné soit également consommatrice d'autres produits. Une autre limite importante de cette étude est de ne pas connaître les pratiques de consommation des individus interpellés alors que le risque de mortalité des usagers de drogues est fortement dépendant de la fréquence et des modes d'administration des substances.

Le groupe de personnes interpellées pour usage simple ou usage-revente de cannabis devait initialement remplir le rôle de groupe témoin, mais il s'est avéré

qu'il n'était pas à même de remplir cette fonction de manière satisfaisante. Les raisons en sont diverses : consommations cachées d'autres produits (cas de décès par surdose de personnes interpellées uniquement pour usage de cannabis); consommation de cannabis liée plus spécifiquement à certaines causes de décès; l'interpellation elle-même est aussi un critère de sélection (le fait d'être interpellé une ou plusieurs fois n'est pas le fruit du hasard et est sous-jacent aux pratiques policières exercées – volume d'activité, surveillance de certaines populations ou certains lieux).

Un autre biais est également à soulever : seuls les individus nés en France (environ 86 % de l'ensemble des interpellations annuelles) et dont le recoupement avec le RNIPP a été effectif (soit 11 % de perte) ont été pris en compte.

Les différentes estimations du taux annuel du taux de mortalité d'usagers d'opiacés qui ont pu être faites dans des études de cohortes étrangères menées au cours des années 1990, varient, selon Warner-Smith, M. et al. (2001), de 10 à 30 pour 1 000 personnes années (PA) avec une estimation du taux moyen de mortalité de 20 pour 1 000 PA<sup>2</sup>. Mais elles peuvent être également beaucoup plus élevées, comme dans l'enquête de Sanchez-Carbonell, X. and Seus, L. (2000) où les taux varient de 65 pour 1000 PA en 1992 à 78 pour 1 000 PA en 1995 avec un taux annuel moyen de mortalité des usagers d'héroïne de 34 pour 1 000. Ces taux sont bien supérieurs à ceux trouvés dans cette étude. En effet, le taux de mortalité des individus interpellés pour héroïne ne dépasse pas 12 pour 1000 PA (en 1994, taux maximum) et le taux global sur la période 1992-2001 est de 6,8 pour 1 000 PA.

De même, les RSM calculés uniquement pour les interpellés pour usage d'héroïne restent inférieurs à ceux qui peuvent être relatés par Warner-Smith, M. et al. (2001) ou par Bargagli, A. M., et al (2001) auprès d'usagers actifs ou en traitement.

La plus faible mortalité de la cohorte française pourrait s'expliquer non seulement parce que les études étrangères reposent le plus souvent sur un recrutement d'usagers entrant en contact avec des structures de soins, mais également par le fait que ce recrutement est réalisé la plupart du temps dans des grandes villes où les taux de mortalité sont probablement plus élevés.

Même si les chiffres disponibles indiquent que la mortalité des personnes interpellées est plus faible que celles d'usagers en centre de traitement (Bargagli A.M. et al., 2001 ; EMCDDA, 2002 ; Quaglio G. et al., 2001 ; Warner-Smith M. et al., 2001), il n'en demeure pas moins que les résultats obtenus par l'intermédiaire des

taux brut de mortalité, des ratios standardisés de mortalité, des courbes de survie ou du modèle de Cox démontrent que les facteurs qui influencent le risque de décéder sont similaires dans les deux populations (sexe, âge, produit à l'origine de la dépendance, ancienneté dans la toxicomanie).

Cette étude permet, malgré les limites citées précédemment, de conclure à :

- une surmortalité avérée pour les personnes interpellées pour usage d'héroïne/cocaïne/crack par rapport à la population générale ;
- une surmortalité probable pour le groupe cannabis par rapport à la population générale mais difficile à quantifier ;
- une surmortalité dans le groupe héroïne/cocaïne/crack pour la quasi-totalité des causes de décès ;
- des causes de décès spécifiques à l'usage de drogues qui ne représentent que moins de la moitié des décès (héroïne/cocaïne/crack) ;
- une baisse de la mortalité, et notamment pour les décès liés au Sida et aux surdoses ;
- des facteurs explicatifs de la mortalité communs dans les différentes études de cohorte : âge, sexe, produit à l'origine de la dépendance, ancienneté dans la toxicomanie.

2. À la fin des années 1980 et au début des années 1990, dans les cohortes d'usagers de drogues recensées par Gremy et Rubino (Gremy I., Rubino C., *Tendances de la mortalités chez les toxicomanes : étude bibliographique sur les enquêtes de cohortes*, Paris, ORS Ile de France, Toxicomanie, 1997, 65 p.), les taux de mortalité se situent souvent autour de 25 à 30 pour 1 000 PA.



## INTRODUCTION

---

Les consommateurs de drogues s'exposent directement à un risque de décès, soit en raison de la toxicité immédiate ou à plus long terme de la substance consommée, soit en raison du mode de consommation de la substance susceptible de favoriser la transmission de certaines pathologies, soit lorsque le produit est consommé dans des circonstances à haut niveau de risques, dont la conduite automobile est l'exemple le plus évident. D'autre part, la consommation de substances peut être associée à des modes d'existence comportant d'avantages de prises de risques, ainsi qu'à des troubles psychiatriques pouvant déboucher sur des suicides.

Comparativement aux drogues licites (alcool, tabac), la mortalité liée aux drogues illicites est le champ qui est en fait le moins documenté. Les risques de décès les plus connus, sans doute parce que plus apparents, sont ceux associés à la consommation d'héroïne : décès par surdose, décès par Sida des consommateurs utilisant la voie intraveineuse, mode de consommation de l'héroïne qui jusqu'à la fin des années 1990 était le plus répandu. Plus récemment, à l'initiative de parlementaires, le débat s'est focalisé sur les risques associés à la conduite sous l'emprise des drogues illicites et notamment du cannabis.

La mortalité des consommateurs de drogues constitue un indicateur fondamental de santé publique. Or, la surmortalité chez les consommateurs d'héroïne, de cannabis et d'autres substances (cocaïne, ecstasy) est présumée à partir des éléments dont on dispose sur la dangerosité des différentes substances mais n'a pas été mesurée jusqu'à aujourd'hui en France. Cette absence de mesure tient en grande partie à la difficulté de la tâche.

Les systèmes statistiques existants ne permettent de renseigner, avec de plus ou moins grandes lacunes, que les décès par surdose à l'héroïne et les décès par Sida des consommateurs par voie injectable. Ces informations, outre qu'elles ne couvrent qu'une partie des causes de décès, ne permettent pas de calculer la surmortalité des consommateurs de drogues. La mesure de cet indicateur demande en effet que le nombre de décès puisse être rapporté à une population déterminée de consommateurs dont on connaîtrait avec un minimum de précision la durée de suivi. En définitive, l'estimation rigoureuse de la surmortalité suppose la mise en place et le suivi prospectif d'une cohorte de consommateurs actifs d'héroïne et de cannabis. Cette solution complexe à mettre en œuvre et très coûteuse n'a jusqu'à présent pas été adoptée en France.

Face à ce constat, l'OFDT a élaboré un projet différent permettant d'approcher le calcul d'indicateurs de mortalité chez des consommateurs de drogues illicites. L'étude présentée dans ce rapport repose sur un recensement des décès survenus parmi les personnes interpellées au début et au milieu des années 1990 pour usage d'héroïne, de cocaïne et de crack, d'une part, de cannabis, d'autre part, et enfin d'ecstasy. Ces groupes de personnes interpellées ont été constitués à l'aide du Fichier national des personnes interpellées pour une infraction à la législation sur les stupéfiants (FNAILS). La méthode utilisée consiste ensuite à rechercher le statut vital de ces personnes dans le répertoire des personnes physiques (RNIPP) de l'INSEE, puis, pour les personnes décédées, à rechercher les causes de décès dans le registre de l'INSERM. Il s'agit donc d'une étude de cohortes rétrospectives basée sur un appariement de fichiers. Ce mode d'approche permet, à moindre coût, d'obtenir des données de mortalité sur un nombre considérable de personnes en contact avec les substances illicites.

Plus précisément, le but général de cette étude est d'améliorer la connaissance de la mortalité des consommateurs de drogues illicites. Ces objectifs principaux sont les suivants :

- Mesurer et comparer la mortalité dans les différents groupes d'individus interpellés avec celle de l'ensemble de la population.
- Analyser les causes de décès dans ces groupes de personnes interpellées et les comparer avec celles de l'ensemble de la population.
- Explorer certains facteurs explicatifs de la mortalité avec les variables disponibles.
- Améliorer la connaissance des sources actuellement disponibles en France pour mesurer la mortalité liée à l'usage de drogues, les données actuelles n'offrant qu'une image partielle de la mortalité de ces individus.

L'utilisation de données d'interpellation pose d'emblée le problème de l'assimilation d'une personne interpellée pour usage (PIU) d'une substance à un consommateur de cette substance. Il est nécessaire, tout au long de la lecture de cette étude, d'avoir à l'esprit que ces deux notions ne sont pas identiques. Les conséquences de cette différence sur l'interprétation des résultats seront analysées en détail dans la partie consacrée à la discussion. Il faut cependant mentionner d'ores et déjà que ce problème s'avère particulièrement délicat dans le cas de la cohorte de PIU de cannabis. Les résultats ont en effet montré qu'à l'évidence ce groupe contenait des consommateurs d'héroïne n'ayant jamais été interpellés pour usage de cette substance. Il s'est avéré impossible de fournir des résultats de mortalité pour un groupe qui ne serait que consommateur de cannabis. Il faut donc insister sur le fait que ce sont des résultats sur la mortalité de personnes interpellées pour usage de cannabis qui sont produits dans cette étude et non des résultats sur la mortalité de consommateurs de cannabis.

## MÉTHODOLOGIE

Les informations contenues dans le FNAILS, relatives aux individus interpellés pour usage ou usage-revente d'héroïne, de cocaïne, de crack, d'ecstasy et de cannabis sont croisées avec celles du Répertoire national d'identification des personnes physiques (RNIPP) géré par l'INSEE afin de repérer les personnes décédées depuis leur interpellation. Les informations relatives aux personnes décédées sont ensuite croisées avec celles du registre national des causes de décès tenu par le Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès (CépiDc-INSERM), afin de connaître les causes de leur décès.

L'étude a reçu l'agrément de la CNIL en juin 2002<sup>3</sup>.

### DESCRIPTION DES BASES DE DONNÉES NÉCESSAIRES À L'ÉTUDE

Trois bases de données différentes ont été utilisées dans cette étude :

- le FNAILS pour la constitution des « cohortes » de personnes interpellées ;
- le RNIPP pour identifier les individus décédés au moment de l'interrogation du fichier ;
- le Fichier national des causes médicales de décès pour déterminer les causes de décès des individus interpellés et décédés au moment de l'étude.

### Le Fichier national des auteurs d'infractions à la législation sur les stupéfiants (FNAILS)

Cette base contient les interpellations pour infraction à la législation sur les stupéfiants (ILS) effectuées chaque année par les services de police, gendarmerie et douanes, et dont la procédure a été transmise au parquet<sup>4</sup>.

Le FNAILS est une base de données nominative depuis 1990. Son exploitation statistique peut dès lors se faire sur la base de trois unités :

- l'affaire (correspondant à une procédure policière) ;

3. Agrément n° 902039

4. Si l'enregistrement des affaires de police ou de gendarmerie est en principe exhaustif (la police et la gendarmerie ont l'obligation de transmettre toutes leurs procédures d'ILS à l'OCRIS), seules les affaires douanières, qui font l'objet d'une procédure judiciaire, sont enregistrées (les affaires se concluant par une transaction douanière sont exclues).

- l'individu (plusieurs individus peuvent être impliqués dans la même affaire);
- la saisie (de drogue, parfois d'argent, d'armes...).

Pour l'étude de la mortalité des personnes interpellées pour usage (PIU) de drogues et la constitution d'un fichier de personnes interpellées, la sélection des enregistrements se fait au niveau de l'individu. Les variables suivantes sont alors disponibles :

- caractéristiques sociodémographiques de la personne interpellée : nom, prénom, sexe, date et lieu de naissance, profession.
- caractéristiques de l'infraction : date de l'interpellation, nature de l'ILS (usage, usage-revente, trafic local ou trafic international), nombre d'heures de garde-à-vue (par tranche de 24 heures), catégorie pénale (majeur ou mineur), participation (auteur, co-auteur, complice, etc.), drogue dominante<sup>5</sup>;
- autres infractions constatées;
- caractéristiques du lieu de l'infraction et des circonstances de l'interpellation.

Nominatif, le FNAILS n'est pourtant pas un fichier d'individus *stricto sensu* puisque la personne interpellée plusieurs fois dans l'année sera enregistrée autant de fois. Les doublons sont néanmoins repérables. Un travail exploratoire a été confié en 1996-1997 par l'OFDT à l'ENSAE Junior Etudes (1998). Il concluait à 1,3 interpellations en moyenne par individu, sur la période 1990-1997. La référence à ce travail sera faite plus tard, lors de la détermination de la taille de la cohorte.

### Le Répertoire national d'identification des personnes physiques (RNIPP)

Le Répertoire national d'identification des personnes physiques (RNIPP) géré par la Division « Répertoires et mouvement de la population » de l'INSEE contient, pour toutes les personnes nées en France métropolitaine, les informations relatives à l'état civil : nom, prénom, sexe, naissance, décès et toutes les mentions en marge de l'état civil. Effectivement, les statistiques de mariages, de naissances, de décès et de reconnaissances d'enfants naturels sont dressées à partir des bulletins statistiques de l'état civil, établis par les maires de la commune où ont lieu ces différents événements.

En ce qui concerne les décès, l'information provient de la partie nominative du certificat de décès, document rempli et signé par le médecin constatant le décès, en France et dans les DOM<sup>6</sup>. Le certificat de décès est adressé à la mairie où les

deux parties du certificat sont séparées. La partie supérieure, nominative, indique le domicile du décédé, la date et l'heure de la mort. Elle autorise les formalités d'enterrement (inhumation et crémation) et donne lieu à la rédaction d'un avis, nominatif, qui est envoyé à l'INSEE. La seconde partie du certificat de décès, anonyme, contient les informations relatives aux causes de décès et est envoyée, *via* la Direction départementale des affaires sanitaires et sociales (DDASS), au Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès de (CépiDc) de l'Institut national de la santé et de la recherche Médicale (INSERM).

Pour cette étude, les données qui en sont extraites sont les suivantes :

- statut vital.
- Et en cas de décès :
- date du décès ;
  - lieu du décès ;
  - numéro d'acte de décès.

### Le fichier national des causes de décès

L'unité de compte de ce fichier est le décès. L'enregistrement est exhaustif puisqu'il porte sur tous les décès constatés en France.

Les informations sur les causes de décès proviennent de la seconde partie des certificats de décès déjà mentionnés ci-dessus.

Cette partie du certificat de décès est prévue pour l'enregistrement des causes de décès (ainsi que pour des renseignements complémentaires concernant les états morbides ou physiologiques autres, la réalisation d'une autopsie ou non). Elle est accompagnée de la partie anonyme du bulletin de décès, établi par l'officier d'état civil à la mairie, qui comporte des renseignements démographiques sur le décédé, dont le nom n'est pas mentionné.

Le fichier des causes de décès de l'INSERM est donc anonyme mais le lien peut être fait avec le RNIPP à partir du numéro d'acte de décès attribué au moment de l'enregistrement du décès par l'état civil.

Sur le certificat de décès, le processus morbide est exprimé de la façon suivante :

- la cause initiale, c'est-à-dire la maladie ou le traumatisme étant à l'origine de l'enchaînement morbide qui a conduit au décès ;
- la cause immédiate, c'est-à-dire la maladie terminale, le traumatisme ou la complication qui a entraîné directement la mort ;
- les éventuelles causes complémentaires correspondant aux états morbides notables ayant contribué au décès mais ne faisant pas partie de l'enchaînement décrit comme cause immédiate ou initiale de décès.

À la réception du bulletin et du certificat de décès, l'INSERM procède au codage des causes médicales de décès suivant la classification internationale des maladies (CIM).

5. En présence de plusieurs drogues et à quantités équivalentes, la drogue dominante est celle considérée comme la plus dangereuse. En règle générale, une analyse de contrôle du produit n'est effectuée qu'en présence de grosses quantités de produits stupéfiants.

6. Les notifications de décès à l'étranger des personnes de nationalité française sont transmises par les consulats.

Pour les décès suspects posant un problème médico-légal (dont font partie les surdoses), le médecin qui constate la mort doit faire obstacle à l'inhumation et ne remplir pas la partie inférieure du certificat de décès puisque la détermination des causes de décès nécessite des examens complémentaires. Ainsi, si les résultats des examens effectués ne parviennent pas à l'INSERM ou parviennent dans un délai trop long, le décès est classé en cause inconnue (rubrique « symptômes, signes, états morbides mal définis » ; code 799.9 de la CIM 9).

Si les informations présentes sur le certificat sont insuffisantes, le CépiDc peut faire une demande d'information complémentaire au médecin certificateur pour obtenir une image plus complète des causes de décès.

Les informations obtenues de ce fichier dans le cadre de cette étude, codées suivant la CIM 9, sont donc :

- la cause initiale (principale) du décès ;
- la cause immédiate du décès ;
- les deux causes associées.

### CONSTITUTION DES COHORTES : CRITÈRES D'INCLUSION, QUALITÉ DES APPARIEMENTS

Des cohortes constituées de personnes interpellées présentent de nombreux avantages dont notamment le fait que le fichier correspondant est nominatif et national et qu'il est suffisamment important pour permettre d'observer des décès.

Pour des raisons de coût, il a été décidé de limiter le nombre de personnes incluses à environ 50 000, soit trois groupes dont les deux premiers sont de taille sensiblement égale : les personnes interpellées pour usage (PIU) d'héroïne, cocaïne, crack, les PIU de cannabis et les PIU d'ecstasy. Ces effectifs permettaient en effet d'obtenir une puissante statistique suffisante.

Les critères d'inclusion, dont les choix sont justifiés ci-dessous, sont les suivants :

- être interpellé en 1992 ou 1993 pour usage-revente d'héroïne, de crack, de cocaïne ou d'ecstasy (et être né en France ou dans les DOM) ;
- être interpellé en 1992 ou 1993 pour usage-revente de cannabis (et être né en France ou dans les DOM un jour impair) ;
- être interpellé en 1996 ou 1997 pour usage-revente ou usage simple d'héroïne, de crack, de cocaïne ou d'ecstasy (et être né en France ou dans les DOM) ;
- être interpellé en 1996 ou 1997 pour usage-revente ou usage simple de cannabis (et être né en France ou dans les DOM un jour multiple de 5).

### La nature de l'infraction

Parmi les individus interpellés pour ILS, et donc inscrits dans le FNAILS, se trouvent des usagers et des trafiquants (certains ayant les deux caractéristiques). Compte tenu de l'objet de cette étude – la surmortalité de consommateurs de dro-

gues – seules les personnes interpellées pour usage simple et celles interpellées pour usage-revente (des usagers qui se livrent également à une activité de vente, souvent pour financer leur consommation) ont été retenues.

### Le choix des années d'observation

Dans une étude de ce type il est *a priori* intéressant de remonter le plus loin possible dans le temps de façon à augmenter la durée de suivi et le nombre de décès observables. La première limite est inhérente au FNAILS qui n'est nominatif que depuis 1990. Des problèmes d'enregistrement signalés par l'OCRIS, durant la mise en place du système, ont conduit à exclure les années 1990 et 1991. Les premières inclusions remontent donc à 1992.

Par ailleurs, à l'époque du lancement de l'étude, le ministère de l'Intérieur n'a autorisé l'exploitation des données du FNAILS qu'à partir de 1996 pour les interpellations pour usage simple et sans limitation de date en ce qui concerne les interpellations pour usage-revente<sup>7</sup>. Les dates d'inclusion, choisies en fonction des contraintes mentionnées, ont donc été 1996 et 1997 pour les personnes interpellées aussi bien pour usage simple qu'usage-revente et les années 1992 et 1993 pour les personnes interpellées pour usage-revente.

Le relevé du statut vital ayant été effectué en 2002 pour les différents individus interpellés en 1992, 1993, 1996 et 1997, la durée de suivi rétrospectif a donc été, respectivement, de 10,5 ans, 9,5 ans, 6,5 et 5,5 ans.

### Le choix du produit

Seul le produit principalement consommé par les personnes interpellées est renseigné dans le FNAILS. En cas d'interpellation unique, il est alors impossible d'apprécier la consommation éventuelle de plusieurs produits, caractéristique pourtant intéressante pour l'analyse de la mortalité.

Comme mentionné en introduction, la consommation d'héroïne est associée à des risques élevés de décès, notamment lorsque cette substance est consommée par voie intraveineuse. Ce mode de consommation était le plus courant parmi les usagers d'héroïne au milieu des années 1990<sup>8</sup>. L'ensemble des personnes interpellées pour usage de ce produit, soit pour usage simple en 1996 et 1997, soit pour usage-revente en 1992, 1993, 1996, 1997, a été inclus dans l'étude.

7. Cette limitation était liée aux discussions qui étaient alors en cours entre le ministère de l'intérieur et la CNIL à propos du FNAILS.

8. En novembre 1995, 59 % des usagers d'héroïne pris en charge dans les structures de soins consomment ou ont consommé par voie intraveineuse. Source : enquête sur la prise en charge des toxicomanes, menée au mois de novembre auprès des structures de soins spécialisées en toxicomanie (essentiellement les centres de soins pour toxicomanes), les établissements sanitaires et un certain nombre de structures intervenant dans le domaine social. Cette enquête est développée par la DREES, en liaison avec la DGS (Antoine D., Viguier D., *La prise en charge des toxicomanes dans les structures sanitaires et sociales en novembre 1995*, Paris, DREES/DGS, 1998)

Les PIU de cocaïne et de crack, peu nombreux relativement aux PIU d'héroïne et de cannabis, forment un groupe très hétérogène. Il comprend une proportion sans doute importante de polyconsommateurs associant des opiacés à la cocaïne qui s'exposent ainsi aux mêmes risques que les PIU d'héroïne<sup>9</sup>. Bien que probablement peu représentés dans les interpellations, il existe également des consommateurs de cocaïne utilisant des modes de consommation moins risqués tels que le sniff (Bello P-Y. et al., 2003). Certains consommateurs de crack forment enfin un sous-ensemble particulier, avec un mode de vie très marginalisé, mais ne s'exposant pas au risque de surdose associé à la consommation d'héroïne. Quoi qu'il en soit, les informations contenues dans le FNAIS ne permettent pas d'opérer ces distinctions et, par ailleurs, les effectifs seraient trop faibles pour obtenir des résultats interprétables. L'ensemble des PIU de cocaïne et crack ont été inclus dans l'étude pour les années considérées (dans les analyses suivantes, ils sont souvent regroupés avec les PIU d'héroïne).

Les PIU de cannabis ont été retenus dans cette étude, à la fois comme groupe témoin pour le groupe interpellé pour usage d'héroïne, cocaïne, crack et également pour comparer la mortalité dans ce groupe avec celle de l'ensemble de la population. Le nombre de PIU de cannabis étant très supérieur à celui des PIU des autres produits, un échantillon approximativement de même taille que le groupe héroïne/cocaïne/crack a été aléatoirement sélectionné.

Les PIU d'ecstasy ont également été inclus dans l'étude. Il était initialement prévu de les inclure dans le groupe héroïne/cocaïne/crack mais les différences sur les principales caractéristiques renseignées se sont révélées trop importantes pour que cette assimilation ait un sens. Les PIU d'ecstasy forment un groupe à part dont l'effectif est malheureusement très faible, ce qui rend les résultats en termes de mortalité difficiles à interpréter. Dans l'analyse descriptive, des informations relatives aux PIU d'ecstasy sont néanmoins fournies.

### La question des personnes interpellées nées à l'étranger

Dans les années d'inclusion (1992, 1993, 1996, 1997), 19 % des individus interpellés sont nés à l'étranger, ce qui constitue une proportion loin d'être négligeable. Mais l'identification des individus nés à l'étranger et dans les TOM pose un problème au niveau du Répertoire national d'identification des personnes physiques (RNIPP), même si elles vivent actuellement en France. On peut connaître leur situation au regard du décès par l'intermédiaire d'un fichier géré par la Caisse nationale d'assurance vieillesse (le Répertoire national inter-régimes de l'assurance maladie),

leur enregistrement dans ce fichier se faisant au moment de leur inscription à la Sécurité sociale. Cette information peut être ajoutée par l'INSEE lors de l'interrogation du RNIPP moyennant un coût plus élevé que pour des personnes nées en France.

Ce mode de recherche des individus étrangers risque cependant d'introduire un biais. En effet, seules pourront être identifiées les personnes ayant déjà exercé une activité professionnelle. Or, la cohorte de PIU d'héroïne est à plus de 70 % sans activité professionnelle déclarée au moment de l'interpellation. De plus, on peut supposer que ces personnes ont une plus forte probabilité de quitter le territoire national et si leur décès n'a pas lieu en France, celui-ci ne sera pas répertorié dans le fichier national des causes de décès. Par conséquent, il a été décidé de n'inclure dans l'étude que les individus nés en France.

### La taille de la cohorte

La difficulté d'évaluer la taille de la cohorte *a priori* tient au fait que le FNAIS est un recensement d'interpellations et non d'individus interpellés. Une personne peut être interpellée plusieurs fois dans l'année comme elle peut être interpellée l'année d'après.

Sur les deux périodes d'observation retenues (1992-93 et 1996-97), il est nécessaire d'estimer le nombre de doubles comptes parmi l'ensemble des interpellations effectuées à cette période. C'est ce que l'ENSAE-Junior est parvenue à faire (1998). L'étude démontre que le nombre moyen d'interpellations d'usage simple ou d'usage-revente par individu sur la période 1990-1997 varie entre 1,2 pour le cannabis à 1,4 pour l'héroïne.

À partir de ces chiffres, il a été possible d'estimer la taille de la cohorte de personnes interpellées pour usage d'héroïne/cocaïne/crack à environ 23 000 individus. Ce nombre correspondait à un compromis acceptable entre le coût de l'appariement et la recherche de puissance statistique. Il a été décidé d'effectuer une sélection pour les personnes interpellées pour usage de cannabis, afin d'obtenir des cohortes de taille équivalente : 1 personne sur 2 interpellée pour cannabis a été retenue pour les interpellations de 1992 et 1993 et 1 personne sur 5 pour les interpellations en 1996 et 1997. Ont donc été retenus : les individus interpellés pour usage-revente de cannabis en 1992 ou 1993 et nés un jour impair et ceux interpellés pour usage simple ou usage-revente de cannabis en 1996 ou 1997 et nés un jour multiple de cinq.

Selon ces différents critères, la taille estimée de la cohorte lors de la mise en place du protocole de recherche était d'environ 50 000 individus. Après les différents traitements et appariements (voir ci-après), le fichier comporte 42 485 individus.

9. En 1999, près de 60 % des consommateurs de cocaïne pris en charge dans les structures de soins suivent également un traitement de substitution ou mentionnent des opiacés en produit secondaire. Source : enquête sur la prise en charge des toxicomanes (Tellier S., *La prise en charge des toxicomanes dans les structures sanitaires et sociales, novembre 1999*, Paris, DRESS/Ministère de l'emploi et de la Solidarité, document de travail n° 19, 2001).

## Appariement des bases de données

Pour cette étude, deux appariements successifs ont été réalisés :

- appariement de la cohorte issue du FNAILS avec le RNIPP,
- appariement de la « partie des individus décédés » de la cohorte avec le fichier national des causes de décès.

Les deux premiers fichiers étant nominatifs, l'appariement a été réalisé à partir du nom des individus sélectionnés. Le passage du RNIPP au fichier des causes de décès se fait suivant une procédure prévue par les deux institutions, mais la cohorte de départ doit présenter toutes les variables nécessaires à l'ensemble de la procédure d'appariement.

Les modalités d'accès et de transfert des données entre l'INSEE et l'INSERM sont fixées dans le décret 98-37 du 6 janvier 1998. L'unité 472 de l'INSERM a été désignée comme responsable de l'application du décret et le Service de ressources informatiques (CRI) de l'IFR 69 en a assuré la réalisation technique.

### Appariement du FNAILS et du RNIPP

Une même personne peut être enregistrée plusieurs fois dans le FNAILS et il existe donc des doubles comptes<sup>10</sup>. Pour éliminer ces doublons, deux critères ont été déterminés permettant de ne garder qu'un seul enregistrement pour une même personne : à niveau de gravité égal (ce qui équivaut à une interpellation pour la même infraction et la même substance) la dernière interpellation a été sélectionnée et à niveau de gravité différent, l'interpellation la plus « grave » a été gardée<sup>11</sup>.

Les informations détenues dans le FNAILS pour chaque individu sélectionné (nom, prénom, sexe, date de naissance, lieu de naissance) ont été recoupées avec celles du RNIPP, pour déterminer son statut vital.

L'appariement avec le fichier de l'INSEE peut donner lieu à quatre situations :

- l'individu est identifié sans divergence : certitude sur son statut vital ;
- l'individu est identifié avec de légères divergences (ex : sur le prénom J.-Claude est Jean-Claude ; Paris au lieu de Paris 13) : l'appariement se fait tout de même ;
- légères divergences et plusieurs identifications possibles : le système ne peut choisir et fournit les informations pour l'individu le plus proche ;
- identification impossible : il y a un problème sur la qualité des données. Il est possible d'effectuer une recherche sur ces cas grâce à l'extrait d'acte de naissance dont la valeur peut être vérifiée par l'INSEE (les faux ne sont pas rares).

10. Il peut s'agir parfois de la même affaire qui a été traitée par plusieurs organismes (ex : douanes, puis gendarmerie) (vrais doublons) ; d'autres fois, la personne apparaît deux fois du fait de deux interpellations différentes la même année (faux doublons). Mais il n'existe pas de moyen de différencier les vrais des faux doublons, à moins de connaître la date exacte de l'interpellation. Il a donc été retenu comme hypothèse que la personne apparaissant pour plusieurs interpellations la même année a effectivement fait l'objet d'interpellations différentes.

11. Les produits sont cités par niveau de gravité descendant (du plus au moins grave) : héroïne, crack, cocaïne, ecstasy, cannabis. Lorsque le produit est le même, une interpellation pour usage-revente est qualifiée de plus grave qu'une interpellation pour usage simple. L'information sur le nombre total d'interpellations de l'individu dans la même année a été conservée et sera réintroduite plus tard dans l'analyse (variable : nombre total d'interpellations).

Pour chaque sujet, l'INSEE précise les divergences éventuellement rencontrées entre les données du FNAILS et celles du RNIPP. Si la divergence est importante, aucune information sur le statut vital de la personne n'est donnée.

Le rapprochement du FNAILS et du RNIPP n'ayant jamais été effectué, il était difficile de prévoir à l'avance l'importance des rejets lors de l'appariement. Il s'avère qu'une quantité non négligeable d'individus enregistrés dans le FNAILS n'ont pas été retrouvés dans le RNIPP. La demande de statut vital effectuée auprès de l'INSERM, à partir du fichier de base, était composée de 47463 enregistrements, le nombre final d'enregistrements retenus, suite aux informations fournies par le RNIPP, est de 42485, soit 10,4 % des individus FNAILS non retrouvés dans le RNIPP.

Les raisons en sont multiples :

- mauvais enregistrement dans le FNAILS du lieu de naissance (le nom de la ville de naissance est codé mais pas le département de naissance)<sup>12</sup> ;
- mauvais enregistrement dans le FNAILS du nom de famille pour les femmes : généralement c'est le nom marital qui est enregistré alors que le RNIPP requière le nom patronymique ;
- des individus n'ont pas été retrouvés dans le RNIPP : aucune concordance entre les informations enregistrées dans le FNAILS et celles du RNIPP (2300 enregistrements) ;
- lorsque pour un même enregistrement, de trop nombreuses divergences existaient entre les deux fichiers, hors faute d'orthographe ou de frappe, l'individu a été supprimé de la cohorte<sup>13</sup> ;
- du fait d'erreurs de saisie ou de codage dans le FNAILS, corrigées grâce aux informations du RNIPP, 2217 nouveaux doublons ont été identifiés, soit 1091 individus. Le choix de l'enregistrement à garder pour chaque individu reprend la procédure décrite juste avant.

Pour chaque individu apparaissant dans la cohorte et apparié avec le RNIPP, le statut vital est connu au 7 août 2002<sup>14</sup> : sur les 42485 enregistrements, 1338 individus sont décédés.

12. Afin d'éviter un échec lors de l'appariement, lorsque le département de naissance n'était pas indiqué et que plusieurs villes en France portent le même nom, l'enregistrement a été provisoirement multiplié pour prendre en compte toutes les villes existantes (exemple : pour un individu né à Saint-Denis (aucune autre information disponible), il a fallu prévoir cinq enregistrements correspondant à l'hypothèse que l'individu peut être né à Saint-Denis dans le département 11, le 30, le 89, le 93 ou encore à la Réunion). Seul l'enregistrement qui a pu être apparié avec le RNIPP a été retenu au final.

13. Lorsque le nom, la date et le lieu de naissance convergent mais que le prénom diverge, l'enregistrement a été supprimé (ces cas se sont présentés essentiellement dans des grandes communautés urbaines et pour des noms de famille courants). Lorsque le prénom, la date et le lieu de naissance convergent mais que le nom diverge, l'enregistrement a été supprimé (ce cas s'est produit souvent pour des femmes, du fait de la confusion entre le nom de naissance et le nom marital). Lorsque la divergence existe seulement sur le jour de naissance (mais pas sur l'année ni le mois) et que le reste des informations convergent alors le jour de naissance a été corrigé.

14. Pour les individus interpellés pour usage ou usage-revente d'ecstasy, le statut vital est connu au 31 mars 2003, la demande d'information sur le statut vital ayant été effectuée ultérieurement pour ces personnes interpellées.

### Appariement entre les décès RNIPP et le Fichier national des causes de décès

Le croisement du RNIPP avec le Fichier national des causes de décès permet de connaître les causes de décès de ces individus : la cause initiale, immédiate et les éventuelles causes complémentaires (voir présentation des sources pour plus de détails).

Le recoupement entre les individus décédés repérés par le RNIPP et les causes de décès du fichier du CépiDc est effectué à partir des variables suivantes : sexe, date de naissance, date de décès et commune de décès.

Pour la recherche des causes de mortalité, le CépiDc signale également les divergences observées entre les deux fichiers sur la date de naissance et celle de décès. Le pourcentage des sujets identifiés pour des études déjà effectuées au CépiDc varie de 85 à 97 % (en fonction de l'exactitude des données démographiques des fichiers à apparier).

En raison du passage à une nouvelle version de la Classification internationale des maladies (passage à la 10<sup>e</sup> version de la CIM), le traitement des certificats par le CépiDc a pris un important retard. À la date d'interrogation (2002), seuls les causes de décès antérieures à 2000 ont pu être renseignées. Sur 826 décès intervenus avant 2000 transmis par le RNIPP, les causes de décès ont pu être fournies dans 96 % des cas, soit 794 décès ; 19 décès survenus à l'étranger n'ont pas fait l'objet d'enregistrement et 32 décès, soit 3,9 % des décès intervenus avant 2000, n'ont pu être trouvés dans la base du CépiDc.

Les 512 décès intervenus entre 2000 et 2003 n'ont pu être renseignés mais pourront l'être, pour la plupart, ultérieurement et seront codés en CIM 10.

### VARIABLES UTILES À L'ANALYSE

Comme cela a été dit précédemment, le FNAILS est une base de données destinée aux différents services de police, en particulier pour effectuer des recherches sur les antécédents des personnes interpellées. Elle désigne le produit principalement en cause dans l'interpellation mais ne fournit pas d'information sur son mode d'usage. Il ne sera par exemple pas possible de savoir si l'usage est occasionnel ou quotidien, ni de connaître le mode d'administration de la substance, l'ancienneté dans la toxicomanie, l'existence d'une polyconsommation, etc.

Néanmoins, certaines caractéristiques sociodémographiques des individus sont recensées lors de l'interpellation. En plus de la date de naissance et du sexe, nécessaires pour réaliser l'appariement, on dispose donc d'informations sur la nationalité, la profession déclarée lors de l'interpellation, le département et la région de naissance (variables construites suites à l'appariement). Le RNIPP et le registre des causes de décès ont fourni respectivement la date de décès et le lieu ainsi que les causes liées au décès. Concernant l'interpellation elle-même, on dispose du type d'interpellation, du produit en cause et du département où a eu lieu l'interpellation.

Par ailleurs, deux variables supplémentaires sur l'infraction ont été construites à partir du FNAILS :

- l'année de la première interpellation sur la période 1992-2001,
- le nombre total d'interpellations sur la période 1992-2001, avec le détail du type d'interpellation (usage ou usage-revente) et des produits en cause pour chaque interpellation.

Il paraissait en effet nécessaire de tenter d'apprécier l'ancienneté dans la « carrière délinquante » de l'individu, ainsi que sa gravité (la gravité augmente avec le nombre d'infractions). Ces informations sont un moyen détourné d'approcher l'ancienneté dans la toxicomanie. Seules ces deux variables permettent de préciser la durée de consommation des individus interpellés. Elles posent évidemment de nombreux problèmes :

- la date de la première interpellation ne marque pas forcément le début de la toxicomanie ;
- la première interpellation peut être antérieure à 1992 ;
- utiliser les informations sur les interpellations multiples comme une mesure de la durée de la toxicomanie revient à faire l'hypothèse que ces interpellations sont indépendantes entre elles et ne s'expliquent que par le fait que la personne était ou est encore toxicomane. Or il a été montré qu'une personne déjà interpellée a de plus grandes chances d'être à nouveau interpellée (Barré M. D. *et al.*, 2000). On risque alors d'attribuer une ancienneté dans la toxicomanie plus importante aux personnes qui entrent dans ce processus d'interpellations multiples alors que d'autres « vieux » usagers auront échappé plus longtemps à la première interpellation.

Si le recours à cette variable en tant que mesure de l'ancienneté dans la toxicomanie est limité, ces informations permettront de savoir si l'individu est éventuellement ou non consommateur d'un autre produit.

### Reclassement des individus interpellés

L'étude menée en 1997 par l'ENSAE (1998) avait mis en relief sur la période 1990-1997 la diversité des profils d'interpellation des personnes dès lors que celles-ci avaient fait l'objet de différentes arrestations. Parmi les personnes interpellées plusieurs fois pour usage de cannabis sur la période d'étude, 94 % l'ont été uniquement pour cette substance. Ce n'est le cas que pour 80 % des personnes interpellées pour usage d'héroïne (l'autre partie ayant été arrêtée pour usage ou usage-revente de cannabis), pour 71 % des individus arrêtés pour usage d'ecstasy (23 % ayant été interpellés pour cannabis), et pour moins de 70 % des personnes interpellées pour usage de cocaïne et de crack (l'autre partie ayant été arrêtée pour usage ou usage-revente d'héroïne). Ces résultats ont impliqué des choix méthodologiques, détaillés ci-après.

Pour les individus interpellés à plusieurs reprises au cours de la période d'étude, il a été choisi de retenir l'interpellation la plus « risquée ». Par exemple, alors qu'à l'inclusion (1992, 1993, 1996, 1997) certaines personnes étaient interpellées pour

usage de cannabis, l'examen de l'ensemble de la période 1992-2001 a révélé qu'ils avaient également été interpellés pour une infraction plus « à risques » (soit pour usage-revente, soit pour une autre substance dont la consommation implique un plus haut niveau de risque de décès comme l'héroïne). Le reclassement change donc la distribution des substances à l'origine de l'interpellation et des infractions. Dans les tableaux 1 et 2 sont consignés les changements induits par ces choix méthodologiques.

Dans le reste de l'analyse, lorsque que l'on considérera le motif d'interpellation ou le produit à l'origine de l'interpellation cela sera en référence au reclassement et non plus à l'inclusion initiale.

Le nombre de reclassement reste mineur relativement au nombre total d'individus composant la cohorte : seules 6,6 % des interpellations pour usage simple lors de l'inclusion ont été reclassées en usage-revente.

Suite au reclassement, 63,5 % des individus ont été interpellés pour usage, et les 36,5 % restant pour usage-revente, mais la sélection n'a pas été identique suivant les années d'inclusion : pas d'usagers simples en 1992-1993 et les deux catégories en 1996-1997.

**Tableau 1 - Reclassement des interpellations pour usage ou usage-revente**

	Reclassement		
	Usage	Usage-revente	Total
<b>Infraction considérée lors de l'inclusion</b>			
Usage	26 965	1 919	28 884
Usage-revente		13 601	13 601
Total	26 965	15 520	42 485

Lecture : parmi les 28 884 individus inclus pour usage, 1 919 ont été reclassés en usage-revente.

**Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).**

Les changements d'un produit à un autre sont encore moins nombreux (2,7 % de l'ensemble des interpellations reclassées), mais sont cependant assez conséquents pour les substances comme la cocaïne ou le crack. On constate en effet qu'une partie des interpellations ayant pour origine la cocaïne ou le crack a été reclassée, en héroïne pour la plupart. Cela traduit le fait que les usagers de cocaïne ou de crack sont souvent également consommateurs d'héroïne, même s'il ne s'agit pas de leur consommation principale. On notera que les changements intervenus parmi les interpellations pour cannabis ou ecstasy restent marginaux mais

montrent que parmi les interpellés pour cannabis certains peuvent être également concernés par d'autres substances. Cette possibilité devra être prise en compte lors de l'analyse de la mortalité parmi le groupe des personnes interpellées pour usage de cannabis.

**Tableau 2 - Reclassement des interpellations en fonction des substances à leur origine**

	Reclassement					Total	
	cannabis	cocaïne	crack	héroïne	ecstasy	Reclassement (% du total initial)	Total
<b>Substance considérée lors de l'inclusion</b>							
Cannabis	18 128	79	21	560	169	829 (4,3 %)	18 957
Cocaïne		1 456	19	235		254 (14,8 %)	1 710
Crack			450	52		52 (10,3 %)	502
Héroïne				20 087			20 087
Ecstasy		21		50	1 158	50 (4,0 %)	1 229
Total	18 128	1 556	490	20 984	1 327	1 185 (2,7 %)	42 485
Répartition	42,7 %	3,7 %	1,1 %	49,4 %	3,1 %	100 %	

Lecture : parmi les 18 957 individus inclus pour usage de cannabis, 79 ont été reclassés en cocaïne, 21 en crack, etc.

**Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).**



## DESCRIPTION DE LA POPULATION SUIVIE

Comme annoncé précédemment, l'objectif de cette étude consiste à comparer la mortalité du groupe des individus interpellés pour usage d'héroïne, de cocaïne ou de crack, à celle du groupe des personnes arrêtées pour usage de cannabis et, autant que possible, à celle du groupe des PIU d'ecstasy. La mortalité dans ces groupes sera ensuite comparée à celle observée dans l'ensemble de la population française. Les caractéristiques des individus retenus sont donc systématiquement présentées suivant le produit à l'origine de l'interpellation.

Le nombre de personnes incluses dans l'étude est de 42 825, dont environ 23 000 individus interpellés pour usage d'héroïne/cocaïne/crack (représentant 54 % de l'ensemble des individus du fichier), un peu plus de 18 000 individus interpellés pour usage de cannabis (43 %) et un peu plus de 1 300 pour usage d'ecstasy (environ 3 %). Le premier groupe est constitué à plus de 90 % de PIU d'héroïne. La répartition entre les trois groupes n'est pas représentative de la population interpellée, mais résulte des choix méthodologiques exposés dans la partie précédente.

**Tableau 3 - Répartition des PIU suivant le produit à l'origine de l'interpellation**

Produit	effectifs	%
Héroïne/cocaïne/crack	23 030	54,2
Héroïne	20 984	49,4
Cocaïne	1 556	3,7
Crack	490	1,2
Cannabis	18 128	42,7
Ecstasy	1 327	3,1
Total	42 485	100,0

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

## CARACTÉRISTIQUES DÉMOGRAPHIQUES

### Sexe

Les femmes sont moins nombreuses parmi les PIU de cannabis que parmi les PIU des autres produits. À l’opposé, c’est parmi les individus arrêtés pour usage de cocaïne que la part des femmes est la plus importante.

Ainsi, en comparaison, la cohorte de PIU de cannabis a une dominante masculine nettement plus marquée que celle d’héroïne, de cocaïne ou de crack réunies.

**Tableau 4 - Répartition des PIU par sexe, suivant le produit à l'origine de l'interpellation**

Produit	% hommes	% femmes
Héroïne/cocaïne/crack	82,4	17,6
Héroïne	82,6	17,4
Cocaïne	79,5	20,5
Crack	83,3	16,7
Cannabis	92,0	8,0
Ecstasy	85,2	14,8

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

### Âge lors de l'interpellation

Les différences d’âge entre les individus suivant le produit à l’origine de l’interpellation sont nettement marquées avec d’un côté des individus plus jeunes (21-22 ans), ceux interpellés pour cannabis ou ecstasy et de l’autre côté, des individus plus âgés et plutôt proches de la trentaine, ceux interpellés pour usage d’héroïne, de cocaïne mais surtout de crack. Globalement, les PIU d’héroïne/cocaïne/crack de la cohorte ont en moyenne 26,9 ans.

Les différences d’âge entre hommes et femmes sont en revanche peu marquées.

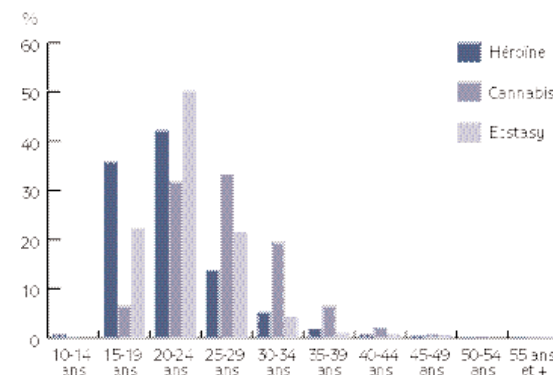
**Tableau 5 - Âge moyen (en années) des PIU en fonction du sexe et du produit à l'origine de l'interpellation**

Produit	Ensemble	hommes	femmes
Héroïne/cocaïne/crack	26,9	26,9	26,6
Héroïne	26,7	26,7	26,4
Cocaïne	28,0	28,1	27,6
Crack	30,5	30,4	31,1
Cannabis	21,9	21,9	22,4
Ecstasy	22,8	22,8	23,1

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

La répartition par classe d’âge des principaux groupes de personnes interpellées laisse effectivement apparaître la prédominance, parmi les PIU de cannabis, des tranches d’âge jeunes (les 15-24 ans représentent 78 % des PIU de cannabis). Les PIU d’ecstasy enregistrent un profil similaire, avec un décalage de cinq années (les 20-29 ans représentent 70 % de ces PIU). Les PIU d’héroïne, cocaïne, crack se répartissent plus également sur les tranches d’âge 20-34 ans (84 % de l’ensemble de ce groupe). Au-delà de 50 ans, les effectifs sont très faibles, quel que soit le produit.

**Graphique 1 - Répartition des PIU par âge lors de l'interpellation, suivant le produit à l'origine de l'infraction**



Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

## Nationalité

En raison des critères d'inclusion adoptés, 99 % des PIU de la cohorte sont de nationalité française, les 1 % restant se répartissent entre un tiers de personnes de nationalité étrangère mais appartenant à l'Union européenne et deux tiers de personnes de nationalité étrangère hors Union européenne.

Du fait du critère de sélection des individus portant sur le pays de naissance et ayant donc une influence considérable sur leur nationalité, il ne sera pas possible d'étudier la mortalité des individus en fonction de cette variable.

## Statut socioprofessionnel

Dans les deux groupes principaux étudiés, la très grande majorité des PIU sont sans activité (75 % dans le groupe héroïne/cocaïne/crack et 78 % dans le groupe cannabis). La différence entre les deux groupes tient à la proportion élevée d'étudiants chez les PIU de cannabis (22 %), alors qu'elle est très faible chez les PIU d'héroïne, cocaïne et crack (3 %). Les PIU d'ecstasy se situent dans une position intermédiaire. Chez les actifs, les proportions d'ouvriers, d'employés et des autres catégories sont assez proches dans les deux groupes.

**Tableau 6 - Répartition des PIU par catégorie socioprofessionnelle, suivant le produit à l'origine de l'interpellation**

Catégorie socioprofessionnelle	Héroïne, cocaïne, crack	Cannabis	Ecstasy
	% (n = 23 030)	% (n = 18 128)	% (n = 1 327)
agriculteurs, exploitants	0,2	0,2	0,2
artisans, commerçants, chefs d'entreprise	1,5	1,0	2,0
cadres, professions intellectuelles supérieures	1,8	1,0	1,7
professions intermédiaires	0,5	0,4	0,5
employés	7,2	5,9	7,8
ouvriers (y compris agricoles)	12,6	11,6	9,4
sans activité professionnelle	74,7	78,2	77,5
dont chômeurs et sans profession déclarée	71,2	53,5	64,5
dont étudiants-lycéens	3,2	22,5	12,3
indéterminée	1,6	1,5	1,1
Total	100,0	100,0	100,0

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

## CARACTÉRISTIQUES DES INTERPELLATIONS

### Infraction et année d'interpellation

La répartition entre interpellations pour usage simple et usage-revente est assez différente entre le groupe héroïne/cocaïne/crack et les groupes cannabis ou ecstasy. Le premier groupe comprend presque autant d'interpellations pour usage simple que pour usage-revente alors que dans le cas du groupe cannabis, la part de l'usage simple est de près de 73 % (tableau 7). Pour la cocaïne, le crack et l'ecstasy, la faiblesse de la part de l'usage-revente s'explique en partie par le fait que les interpellations pour ces produits étaient globalement très peu fréquentes en 1992/1993.

**Tableau 7 - Répartition suivant l'infraction et le produit à l'origine de l'interpellation**

Produit	Usage-revente 1992/1993		Usage-revente 1996/1997		Usage simple 1996/1997		Total	
	Effectifs	%	Effectifs	%	Effectifs	%	Effectifs	%
Héroïne								
/cocaïne/crack	3 920	17,0	6 470	28,1	12 640	54,9	23 030	100,0
Héroïne	3 751	17,9	5 939	28,3	11 294	53,8	20 984	100,0
Cocaïne	141	9,1	410	26,3	1 005	64,6	1 556	100,0
Crack	28	5,7	121	24,7	341	69,6	490	100,0
Cannabis	2 298	12,7	2 618	14,4	13 212	72,9	18 128	100,0
Ecstasy	72	5,4	142	10,7	1 113	83,9	1 327	100,0

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

### Répartition par région d'interpellation

Le groupe de personnes interpellées pour usage d'héroïne, de cocaïne et de crack et celles interpellées pour usage d'ecstasy sont géographiquement très concentrés. Les cinq régions où ces interpellations sont les plus importantes (Ile-de-France, Nord, PACA, Rhône-Alpes et Lorraine) totalisent 66 % des PIU d'héroïne, cocaïne et crack inclus dans l'étude alors qu'elles représentent un peu moins de la moitié de la population française de la tranche d'âge des 15-49 ans. La concentration géographique est moins importante dans le cas du cannabis, les cinq régions men-

tionnées ne représentant que 54 % des PIU de cannabis. Le groupe des PIU d'ecstasy se trouve dans une situation proche de celle du premier groupe, les cinq régions mentionnées totalisant 62 % des interpellations.

**Tableau 8 - Répartition des individus suivant la région d'interpellation**

Région d'interpellation	Héroïne, cocaïne, crack % (n = 23 022)	Cannabis % (n = 18 056)	Ecstasy % (n = 1 323)
Alsace	4,2	2,6	3,4
Aquitaine	2,7	3,2	1,8
Auvergne	0,6	2,2	0,6
Basse-Normandie	0,9	2,6	1,8
Bourgogne	1,7	2,2	1,4
Bretagne	1,1	3,6	2,9
Centre	1,7	3,8	2,4
Champagne	4,1	3,0	3,5
Corse	0,1	0,3	0,1
Franche-Comté	1,2	2,2	3,6
Haute-Normandie	2,6	3,0	3,4
Ile-de-France	21,5	21,4	15,3
Languedoc-Roussillon	3,7	2,8	5,5
Limousin	0,4	1,0	0,4
Lorraine	7,4	4,0	10,9
Midi-Pyrénées	2,2	3,8	3,1
Nord	22,6	8,9	14,4
Pays de Loire	1,3	3,8	1,7
Picardie	2,9	2,6	1,5
Poitou-Charentes	1,4	2,4	1,2
PACA	8,8	9,6	11,8
Rhône-Alpes	5,2	9,9	9,1
DOM	1,5	1,2	0,2
Total	100,0	100,0	100,0

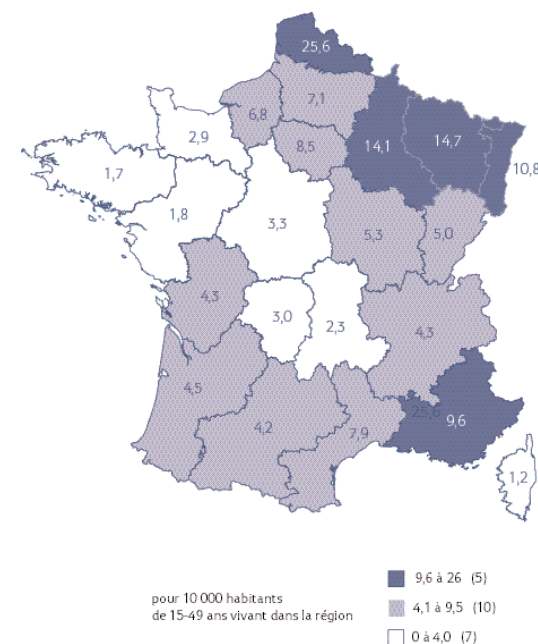
NB : la région est indéterminée pour 84 interpellations.

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

Le calcul du nombre de PIU d'héroïne, cocaïne et crack par habitant met en évidence la région Nord-Pas-de-Calais, particulièrement touchée, et plus généralement l'ensemble des régions situées au nord ou nord-est de la France. Les régions du pourtour méditerranéen sont également très concernées. À l'opposé, les prévalences des PIU d'héroïne, de cocaïne et de crack sont faibles dans les régions de

l'ouest et du centre. Comme il s'agit d'interpellations, cette répartition peut être le reflet à la fois de la consommation régionale mais également des points d'entrée de l'héroïne et de la cocaïne en France ou encore de l'activité policière et des priorités locales.

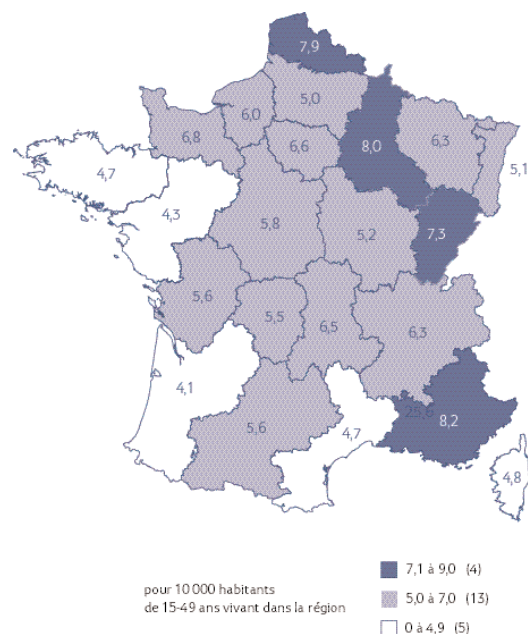
**Figure 1 - Répartition régionale du nombre de personnes interpellées pour usage d'héroïne/cocaïne/crack par habitant de 15 à 49 ans**



Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

Le nombre de personnes interpellées pour usage de cannabis par habitant se répartit de façon beaucoup plus homogène que pour le groupe précédent entre les différentes régions. Comme pour l'héroïne et la cocaïne, la situation frontalière de certaines régions ou éventuellement la plus forte activité des services répressifs régionaux dans la lutte contre la drogue peuvent contribuer à des niveaux d'interpellations différents suivant les régions. Globalement, la figure 2 fait apparaître que la consommation de cannabis est largement diffusée dans l'ensemble des régions françaises.

**Figure 2 - Répartition régionale du nombre de personnes interpellées pour usage de cannabis par habitant de 15 à 49 ans**



Source: cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

### Analyse de la récidive: nombre total d'interpellations et première année d'interpellation

Il ne s'agit pas ici de faire une analyse exhaustive et approfondie de la récidive mais seulement de fournir des éléments d'informations utiles aux prochaines analyses, les variables décrites ci-après pouvant être considérées comme susceptibles d'intervenir dans l'explication de la mortalité des individus interpellés.

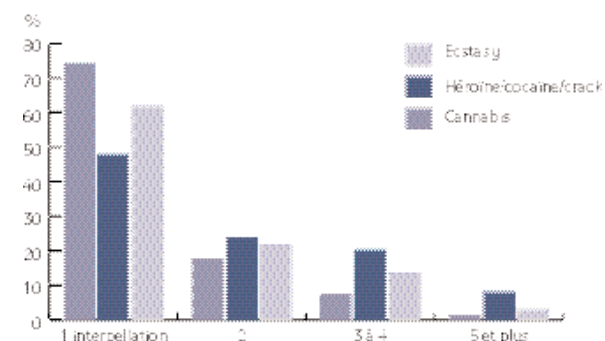
À l'aide du fichier FNAIS de l'OCRTIS, il a été possible de construire pour chaque individu retenu des variables pouvant renseigner l'antériorité et la gravité des interpellations sur la période 1992-2001. Pour chaque individu et pour l'ensemble de la période ont été déterminés le nombre total d'interpellations et l'année de la première interpellation. Du fait de la limitation de la période d'observation, le nombre d'interpellations total réel et l'année effective de la première interpellation

sont sous-estimés. Cette sous-estimation est plus forte pour les personnes incluses en 1992 et 1993 que pour les autres.

### Nombre total d'interpellations

Les PIU de cannabis sont en moyenne beaucoup moins multi-interpellés que les PIU d'héroïne, cocaïne et crack (graphique 2). Dans le groupe cannabis, 74 % des personnes ont été interpellées une seule fois (62 % dans le groupe ecstasy), contre 48 % dans le groupe héroïne, cocaïne et crack.

**Graphique 2 - Répartition des individus suivant le nombre total d'interpellations et le produit à l'origine de l'interpellation**



Source: cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

### Diversité des produits en cause chez les multi-interpellés

Cette variable ne concerne que les PIU d'héroïne, cocaïne et crack puisque, par construction dans cette étude, tous les PIU de cannabis n'ont été interpellés que pour cannabis. En cas de multi-interpellations et de produits multiples, les PIU de cannabis sont reclassés dans la catégorie du produit le plus « à risques » (le cannabis étant classé comme le moins à risques des produits considérés), suivant l'idée intuitive que ces usagers ne sont pas exposés aux mêmes risques sanitaires de ceux ne consommant que du cannabis<sup>15</sup>.

15. Le profil des PIU interpellés pour cannabis est biaisé, puisque tous les individus interpellés plusieurs fois pour cannabis sont ceux ayant uniquement des interpellations pour cannabis, ceux ayant eu une ou plusieurs interpellations pour cannabis avec une ou plusieurs interpellations pour une autre substance (ecstasy, cocaïne, crack ou héroïne) ayant été reclassés dans ce dernier produit. En reprenant les chiffres annoncés dans le tableau 2 (Reclassement des individus par produit), on peut dire qu'environ 4,3 % des personnes interpellées pour cannabis et incluses en 1992, 1993, 1996 ou 1997 l'ont été sur la période 1992-2001 pour un ou plusieurs produits autre que le cannabis.

Il apparaît que dans le groupe des multi-interpellés pour héroïne, cocaïne ou crack, la majorité (58 %) des individus a été interpellée pour des substances différentes. Cet indicateur, très imparfait, d'une éventuelle polyconsommation devra être pris en compte comme variable explicative de la mortalité.

### Délai entre l'année d'inclusion et l'année de la première interpellation

La longueur de la période pendant laquelle une personne consomme des drogues peut être considérée comme un facteur de risque de décès. Le délai entre l'année d'inclusion et l'année de la première interpellation est un indicateur de la durée de la « carrière » du consommateur. Comme il a déjà été mentionné, ce calcul sous-estime cette durée, aucune interpellation n'étant prise en compte avant 1992<sup>16</sup>. Sous l'hypothèse que la sous-estimation de ce délai moyen est identique pour les groupes d'interpellés (héroïne/cocaïne/crack ; cannabis ; ecstasy), cette variable permet néanmoins de faire des comparaisons entre les trois.

Les individus interpellés pour usage ou usage-revente d'héroïne en 1997, sont 35 % à avoir déjà été interpellés depuis 1992. On peut donc supposer que si la période d'observation avait été plus longue (1992 et antérieurement) ce pourcentage serait encore supérieur. Dans le cas des individus interpellés pour usage ou usage-revente de cannabis en 1997, 8,9 % ont fait l'objet d'une interpellation depuis 1992.

Sans surprise, compte tenu de la proportion plus élevée de multi-interpellés dans le groupe héroïne, cocaïne et crack, le délai moyen entre la première interpellation et l'inclusion est plus élevé pour ce groupe (0,9 an) que pour le groupe cannabis (0,2 an), (tableau 9). En effet, le délai est nul pour les personnes interpellées une seule fois et le délai moyen est par conséquent d'autant plus élevé que la proportion de multi-interpellés est importante.

**Tableau 9 - Délai moyen entre l'année de la première interpellation et l'année d'inclusion suivant le produit à l'origine de l'interpellation (en années)**

Année d'inclusion	cannabis	cocaïne et crack	héroïne	ecstasy	Total
1996/97	0,19	0,29*	0,92*	0,32*	0,55
1996	0,16	0,22	0,80*	0,23	0,51
1997	0,21	0,34*	1,05*	0,41*	0,57

NB: l'astérisque (\*) indique que la moyenne est significativement différente (au seuil de 1 %) par rapport à la modalité de référence (UI pour cannabis)

NB: les calculs pour les individus inclus en 1993 ont été réalisés mais ne sont pas présentés

Source: cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

16. Pour l'ensemble des individus composant la cohorte, la recherche de l'année de la première interpellation porte sur la période 1992-1997. Cette information n'est donc pas pertinente pour les individus inclus en 1992, et biaisée pour ceux inclus en 1993 (une année de recul uniquement).

Au-delà de cet effet mécanique, les données sur les usagers en traitement montrent que les consommateurs d'héroïne ont un long parcours de consommation contrairement aux usagers de cannabis.

### SYNTHÈSE

La cohorte des interpellés pour usage d'héroïne, cocaïne et crack comprend environ 23 000 individus, de sexe masculin pour 82 % d'entre eux, âgés en moyenne de 27 ans. Un peu plus de 70 % sont chômeurs ou sans profession déclarée, 13 % sont ouvriers et 7 % employés. Seuls 3 % se déclarent lycéens ou étudiants. Relativement au nombre d'habitants âgés de 15 à 49 ans, ces interpellés sont plus nombreux dans les régions situées au nord et au nord-est de la France ainsi que dans les régions du pourtour méditerranéen. Ces personnes ont été interpellées en 1992/1993 dans 17 % des cas et en 1996/1997 dans 83 % ; il s'agit d'une interpellation pour usage simple dans 55 % des cas et pour usage-revente dans 45 % des cas. Une majorité des individus de ce groupe (52 %) a été interpellé plus d'une fois ; parmi les multi-interpellés, plusieurs produits apparaissent dans 58 % des cas.

Les personnes incluses dans la cohorte cannabis (environ 20 000 individus) présentent un profil différent. Ils forment avant tout un groupe nettement plus jeune (22 ans d'âge moyen), dont environ 80 % sont âgés de moins de 25 ans. La proportion d'individus de sexe masculin est encore plus forte (92 %) que dans le groupe précédent. Le pourcentage de chômeurs et de sans profession déclarée est élevé, mais nettement plus faible que dans le groupe précédent (53 %), alors que la proportion de lycéens et d'étudiants est beaucoup plus importante (23 %). Par habitant, le nombre d'interpellés pour usage de cannabis est réparti de façon plus homogène entre les régions que pour le groupe précédent. Ces personnes sont proportionnellement moins nombreuses à avoir été interpellées en 1992/1993 que dans le groupe précédent (13 % contre 17 %) et moins nombreuses à avoir été interpellées pour usage-revente (27 % contre 45 %). Les trois quarts d'entre eux n'ont été interpellés qu'une seule fois.

Les 1 300 personnes interpellées pour usage d'ecstasy présentent des caractéristiques intermédiaires, comparativement aux deux précédents groupes. Elles forment un groupe en moyenne aussi jeune que les PIU de cannabis, avec néanmoins une proportion plus faible de personnes âgées de 15 à 19 ans (un peu plus de 20 % dans le groupe ecstasy contre plus de 35 % dans le groupe cannabis). On compte en revanche, parmi eux une proportion de femmes proche de celle observée dans le groupe héroïne, cocaïne et crack. La part des chômeurs ou sans profession déclarée et celle des étudiants se situent à mi-chemin entre celles observées chez les PIU de cannabis et celles observées chez les PIU d'héroïne, cocaïne, crack. La concentration géographique est proche de celle observée pour les PIU d'héroïne, cocaïne, crack. 84 % des personnes de ce groupe ont été interpellées pour usage sim-

ple. Les interpellés en 1992/1993 ne représentent que 5 % du groupe ecstasy. Ces interpellés se situent entre les deux autres groupes pour la proportion d'individus interpellés qu'une seule fois (62 % contre 74 % pour le cannabis et 48 % pour l'héroïne, cocaïne et crack).

## ANALYSE DE LA MORTALITÉ

### LES DÉCÈS CONSTATÉS DANS LA COHORTE : DESCRIPTION

Au milieu de l'année 2002, on recensait dans l'ensemble de la cohorte 1 338 décès, dont 76 % de personnes interpellées pour usage d'héroïne, cocaïne et crack, 22 % pour usage de cannabis et 2 % pour usage d'ecstasy. Le rapprochement avec la part des différents produits en cause dans les interpellations (respectivement 54,2 %, 42,7 %, 3,1 %) montre une sur-représentation des interpellés pour usage d'héroïne ou de cocaïne/crack dans les décès et une sous-représentation pour le groupe cannabis ou ecstasy.

### Caractéristiques socioéconomique des personnes décédées

Quel que soit le produit en cause, la très grande majorité des personnes décédées sont des hommes, observation qui est bien entendu à relier au poids des hommes dans les interpellations. De même, en relation avec les données d'interpellations, la proportion d'hommes est plus élevée dans les décès des PIU de cannabis que d'héroïne, cocaïne et crack.

**Tableau 10 - Répartition des individus décédés par sexe et par produit**

Sexe	Héroïne, cocaïne, crack	Cannabis	Ecstasy	Ensemble
Hommes				
nombre de décès	885	278	29	1 192
% dans total	87	95	97	89
âge moyen au décès	32,5	27,4	26,0	31,2
Femmes				
nombre de décès	131	14	1	146
% dans total	13	5	3	11
âge moyen au décès	30,8	30,9	34,0	30,8
Total (nombre)	1 016	292	30	1 338

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRIS, INSEE et INSERM).

La comparaison entre la proportion d'hommes parmi les PIU décédées (89 % tous produits confondus) et les PIU non décédées (86,5 %) met en évidence une sur-représentation des hommes parmi les individus décédés. Cette sur-représentation apparaît plus élevée parmi les PIU d'héroïne, cocaïne et crack (87 % des décès contre 82 % des interpellations) que parmi les PIU de cannabis (95 % des décès contre 92 % des interpellations).

Les PIU de cannabis et d'ecstasy, interpellées plus jeunes que les autres, ont un âge moyen au décès plus faible (27,6 ans) que pour les interpellées pour cocaïne ou héroïne (respectivement 35 et 32 ans).

Dans les deux groupes, cinq ans en moyenne séparent l'âge moyen au décès de l'âge moyen à l'interpellation.

Les hommes arrêtés pour usage d'héroïne/cocaïne/crack décèdent en moyenne plus tard que les femmes (31,2 vs 30,8 ans, tableau 11). 86 % des décès interviennent avant l'âge de 40 ans mais cette observation doit être reliée à l'âge d'interpellation (environ 25 ans en moyenne) et à la limitation de la durée d'observation (entre 5 et 10 ans selon la période d'inclusion).

Quel que soit le produit en cause, environ trois PIU décédées sur quatre sont chômeuses ou sans profession. Relativement à son poids dans les interpellations, cette catégorie est nettement sur-représentée dans les décès. Cette sur-représentation est particulièrement forte chez les PIU de cannabis : dans ce groupe, les chômeurs et sans profession représentent près de 72 % des décès contre 53 % des personnes interpellées. Les lycéens et étudiants sont à l'inverse sous-représentés dans les décès de PIU de cannabis (10,8 % des décès contre 22,3 % des PIU de cannabis). Pour tous les produits, la catégorie des ouvriers est presque autant représentée dans les décès que dans les interpellations, contrairement aux employés et autres catégories d'actifs qui sont, eux, nettement sous-représentés.

**Tableau 11 - Répartition des individus décédés suivant le produit et la catégorie socioprofessionnelle**

CSP	Héroïne, cocaïne, crack	Cannabis	Ecstasy	Ensemble
% chômeurs et sans profession déclarée	77,3	71,9	75,8	75,5
% étudiants	1,1	10,8	3,6	3,5
% ouvriers	10,1	9,5	9,9	9,8
% employés	6,0	2,8	5,2	5,2
% « autres CSP »	5,5	5	5,5	6
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

## Répartition géographique des personnes décédées

Logiquement, les décès sont plus nombreux dans les régions où les interpellations sont les plus importantes, avec cependant quelques particularités.

Les décès de la cohorte des PIU d'héroïne, cocaïne, crack sont encore plus concentrés géographiquement que les interpellations correspondantes (voir tableau 8) : 3 régions réunissent 62 % des décès, l'Ile-de-France (quasiment 1/3 des décès), le Nord et la région PACA. Ces régions regroupaient 53 % des interpellés pour ces 3 produits.

**Tableau 12 - Répartition des individus décédés suivant la région d'interpellation**

Région d'interpellation	Héroïne, cocaïne, crack % (n = 1 016)	Cannabis % (n = 291)	Ecstasy % (n = 30)
Alsace	3,8	2,4	0,0
Aquitaine	3,0	5,5	3,3
Auvergne	0,8	1,7	0,0
Basse-Normandie	0,9	1,7	3,3
Bourgogne	1,6	4,5	3,3
Bretagne	1,6	3,8	0,0
Centre	1,9	4,1	3,3
Champagne	2,4	3,8	0,0
Corse	0,1	0,7	0,0
Franche-Comté	0,6	2,4	3,3
Haute-Normandie	1,5	3,8	0,0
Ile-de-France	31,6	14,8	20,0
Languedoc-Roussillon	3,0	4,5	10,0
Limousin	0,0	1,4	0,0
Lorraine	4,8	4,5	16,7
Midi-Pyrénées	1,8	5,2	0,0
Nord	18,3	7,2	10,0
Pays de Loire	1,1	5,2	0,0
Picardie	2,4	0,7	0,0
Poitou-Charentes	1,7	3,4	0,0
PACA	12,2	7,6	13,3
Rhône-Alpes	3,9	10,3	13,3
DOM	1,3	1,0	0,0
Total	100,0	100,0	100,0

NB : Le lieu de l'interpellation est indéterminé pour 1 décès.

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).



Comme pour les interpellations, les décès des PIU de cannabis sont répartis un peu plus égalitairement sur l'ensemble du territoire mais deux régions enregistrent tout de même plus de 10 % des décès, la région Rhône-Alpes et surtout, l'Ile-de-France. Les décès d'interpellés pour ecstasy étant peu nombreux, de nombreuses régions n'en comptabilisent aucun.

Avec 370 décès, la région Ile-de-France comptabilise 28 % des décès recensés.

La majorité des personnes interpellées dans une région décèdent dans la même région, à certaines exceptions près. En Alsace, dans le Nord et en Lorraine par exemple, 90 % des personnes décédées ont été interpellées dans la même région. En Auvergne, Franche-Comté, Languedoc-Roussillon et Picardie, ce pourcentage descend à 60 %. Pour les trois premières de ces régions, les décès se répartissent dans plusieurs autres régions dont aucune ne se distingue particulièrement. En revanche, on constate que près de 33 % des personnes interpellées en Picardie sont décédées dans la région Nord.

Les variations sont beaucoup plus grandes en ce qui concerne la région de naissance et la région du décès. Pour près de deux tiers, les personnes nées en Bretagne, Corse, Languedoc-Roussillon, Midi-Pyrénées, sont décédées dans une autre région. À l'inverse, plus de 80 % des personnes nées dans les régions Nord, Ile-de-France, Lorraine, Champagne, Basse-Normandie et Alsace, et interpellées en 1992, 1993, 1996 ou 1997 sont décédées dans leur région de naissance.

## Interpellations

Il a été souligné précédemment que la répartition entre usagers simples et usagers-revendeurs parmi l'ensemble des PIU résultaient de choix méthodologiques et de contraintes fixées à l'étude. Les répartitions entre les deux types d'interpellations parmi les PIU décédées sont liées, comme pour les autres caractéristiques, à la répartition observée chez les personnes interpellées. On peut néanmoins constater que pour tous les produits, les usagers-revendeurs sont sur représentés parmi les décès. Cette sur-représentation est particulièrement forte chez les PIU de cannabis. Dans ce groupe les usagers revendeurs représentent 40 % des décès contre 27 % des interpellations. En fait, comme on le verra par la suite, la sur-représentation des usagers-revendeurs est surtout liée à une mortalité plus élevée dans les années 1992/1993 qu'en 1996/1997 et comme en 1992/1993, tous les inclus sont des usagers-revendeurs, le poids de ce groupe dans les décès est sur-estimé.

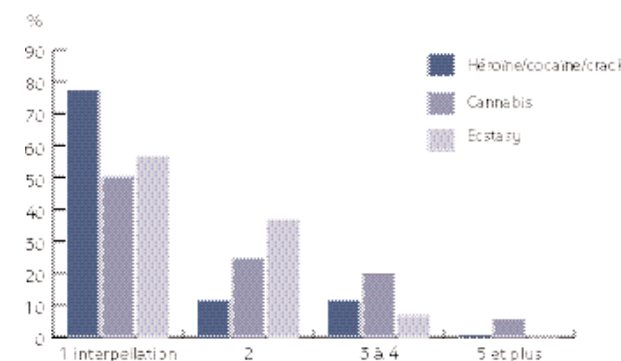
La répartition des décès suivant le nombre total d'interpellations est très proche de celle observée sur l'ensemble des interpellations (voir graphiques 2 et 3) : 77 % des décès de PIU de cannabis sont enregistrés chez des non récidivistes, proportion plus faible pour les décès des PIU d'héroïne, cocaïne, crack (50 %) et intermédiaire pour ceux d'ecstasy (57 %). La part des non récidivistes est légèrement plus importante parmi les décès que pour l'ensemble des individus interpellés.

**Tableau 13 - Répartition des individus décédés suivant le produit et l'infraction**

Infraction	Héroïne, cocaïne, crack	Cannabis	Ecstasy	Ensemble
Usage simple				
nombre de décès	508	178	22	704
% dans l'ensemble des infractions	50,0	59,6	73,3	5 2 , 6
Usage-revente				
nombre de décès	508	118	8	634
% dans l'ensemble des infractions	50,0	40,4	26,7	47,4

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

**Graphique 3 - Répartition des personnes décédées suivant le nombre total d'interpellations et le produit à l'origine de l'interpellation**



Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

## Évolution dans le temps des décès

Parmi les décès recensés dans la cohorte, une majorité est intervenue entre 1997 et 2001 (pour 2002, les données disponibles ne portent que sur la moitié de l'année<sup>17</sup>), l'année 2000 étant celle où le plus de décès sont survenus. La cohorte étant composée de personnes jeunes, il est logique d'enregistrer davantage de décès à mesure que la cohorte s'amplifie, qu'elle vieillit ou qu'elle se rapproche de l'âge moyen au décès.

**Tableau 14 - Nombre de décès recensés par année**

Année	effectifs	%	% cumulé
1992	19	1,4	1,4
1993	46	3,4	4,9
1994	58	4,3	9,2
1995	48	3,6	12,8
1996	120	9,0	21,7
1997	181	13,5	35,3
1998	166	12,4	47,7
1999	188	14,1	61,7
2000	210	15,7	77,4
2001	193	14,4	91,9
2002	109	8,2	100,0
Total	1 338	100,0	

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

## Délai entre le début de l'exposition et la mortalité

Le délai moyen entre la première interpellation et le décès pour l'ensemble des personnes décédées est de 3,7 ans. Ce délai est le plus élevé pour l'héroïne (près de 4 ans) et le plus faible pour la cocaïne (2,7 année), cette différence étant significative ( $p < 0,001$ , tableau 15). Pour le cannabis, ce délai est d'environ 20 % inférieur à celui observé pour l'héroïne.

Il existe des différences significatives dans le délai de survenue du décès entre les personnes interpellées pour héroïne/cocaïne/crack d'une part et celles inter-

pellées pour cannabis d'autre part ( $p < 0,001$ ). Par contre, les moyennes ne sont pas significativement différentes entre les PIU de cannabis et d'ecstasy ni entre les interpellés pour usage d'héroïne/cocaïne/crack et d'ecstasy.

**Tableau 15 - Délai entre la première interpellation et la survenue du décès**

Répartition des délais (en %)	cannabis	cocaïne	crack	héroïne	ecstasy	Total
	%	%	%	%	%	%
moins de 1 ans	9,6	13,3	9,5	7,9	13,3	8,7
1-3 ans	49,7	56,7	42,9	39,2	36,7	42,3
4-9 ans	39,7	30,0	47,6	51,3	50,0	47,7
10 et plus	1,0	0,0	0,0	1,6	0,0	1,3
Total	100	100	100	100	100	100

Moyenne (en années)	cannabis	cocaïne	crack	héroïne	ecstasy	Total
Ensemble	3,22	2,72	3,05	3,97	3,77	3,7
1 interpellation	2,9	2,4	2,5	3,0	2,7	2,9
2 interpellations et plus	4,2	4,0	4,1	4,8	5,1	4,7

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

Le délai entre la première interpellation et le décès intervient un peu plus rapidement chez les femmes (3,5 années) que chez les hommes (3,8 années) mais la différence de moyenne n'est pas significative.

En considérant le type d'interpellation, il existe un écart significatif entre les deux catégories ( $p < 0,001$ ) : les usagers-revendeurs ont un délai moyen de 4 ans alors que celui des usagers simple est plus court (3,4 ans).

## Synthèse

Sur les 1 338 personnes dont le décès a été constaté, 76 % ont été interpellées pour usage d'héroïne, cocaïne et crack, soit une proportion largement supérieure au poids de ce groupe dans les interpellations (54 %). Pour le groupe cannabis, à l'inverse, la part dans les décès (22 %) est beaucoup plus faible que son pourcentage dans les interpellations.

17. Pour les personnes interpellées pour usage ou usage-revente d'ecstasy, l'information sur le statut vital ayant été demandée ultérieurement, les données sont disponibles sur l'ensemble de l'année 2002 et jusqu'au 30 mars 2003.

Dans une large mesure, les caractéristiques des personnes interpellées composant les trois cohortes se retrouvent dans les décès. Il est néanmoins possible d'observer quelques spécificités des personnes décédées :

- les hommes sont plus représentés dans les décès, cette sur-représentation étant plus forte pour le groupe héroïne, cocaïne, crack que pour les autres groupes ;
- l'âge moyen au décès est décalé d'environ cinq ans par rapport à l'âge à l'interpellation, quel que soit le groupe d'interpellés considéré ;
- les chômeurs et les personnes se déclarant sans profession sont sur-représentés dans les décès, cette sur-représentation étant plus importante dans le groupe cannabis que dans le groupe héroïne, cocaïne et crack ; à l'inverse, les lycéens et les étudiants sont sous-représentés dans les décès, quel que soit le produit en cause ;
- les usagers-revendeurs sont sur-représentés dans les décès, de façon plus marquée dans le groupe cannabis que dans le groupe héroïne, cocaïne et crack ;
- les régions Ile-de-France et PACA sont fortement sur-représentées dans les décès des PIU d'héroïne, cocaïne, crack, et plus légèrement pour ceux d'ecstasy ; la relation est inverse pour les décès de cannabis ;
- les non récidivistes sont légèrement sur-représentés dans les décès, pour le cannabis et le groupe héroïne, cocaïne, crack.

## COMPARAISON DE LA MORTALITÉ

Les populations dont on cherche ici à comparer la mortalité ont été incluses dans cette étude à différentes dates (1992, 1993, 1996, 1997), les décès étant recensés jusqu'en 2002. Le calcul des taux de mortalité n'a de sens que s'il est effectué à durée d'exposition égale. Toutes choses égales par ailleurs, la probabilité d'observer des décès est par exemple plus élevée chez les personnes incluses en 1992 que celles incluses par exemple en 1997. Ces dernières ont en effet une durée d'exposition au risque de décès deux fois moindres, soit 5 ans au lieu de 10. Il est donc nécessaire dans ce type d'étude de raisonner en termes de personnes années (PA), ce qui permet de tenir compte des différences de durée d'exposition<sup>18</sup>. Pour reprendre les exemples précédents, une personne incluse en 1992 équivaut à 10 PA, alors qu'une personne incluse en 1997 équivaut à 5 PA.

La comparaison des taux de mortalité des personnes interpellées pour usage d'héroïne/cocaïne/crack, pour usage de cannabis et des taux de mortalité dans l'ensemble de la population française, n'a également de sens que pour des populations à même structure d'âge. C'est pourquoi des ratios standardisés de mortalité (RSM) ont été calculés. Les personnes interpellées pour usage de cannabis sont en moyenne plus jeunes que les personnes interpellées pour usage d'héroïne/ cocaïne/crack. Dans ces deux groupes, de plus, la quasi-totalité des personnes ont un âge qui se

situe entre 15 et 50 ans, ce qui biaise totalement la comparaison avec les taux de mortalité de l'ensemble de la population. Le taux de mortalité de référence (mortalité attendue) sera donc calculé en appliquant pour chaque tranche d'âge les taux de mortalité observés dans l'ensemble de la population française aux effectifs des personnes incluses dans l'étude. Les définitions et les modalités de calcul de chaque indicateur de mortalité sont détaillées dans l'annexe méthodologique.

On comparera dans un premier temps les taux bruts de mortalité suivant les produits à l'origine de l'interpellation et suivant le sexe, les régions d'interpellations, le type d'interpellation et les années d'inclusion<sup>19</sup>, ces chiffres seront étayés par des courbes de survie et des calculs de risque de décès calculés à partir de la méthode de Kaplan-Meier<sup>20</sup>. La deuxième partie de l'analyse sera consacrée aux comparaisons avec les taux de mortalité dans l'ensemble de la population à l'aide des ratios standardisés de mortalité (RSM).

Dans le cas de l'analyse des courbes de survie et, plus tard, dans le cas de l'analyse multivariée, le fait de ne pas connaître la date exacte de l'interpellation (seulement l'année) permet uniquement de faire des calculs en prenant en compte une variable de temps annuelle (t = année), ce qui restreint la finesse des résultats.

## Comparaison à partir des taux bruts de mortalité

Comme la sur-représentation du groupe héroïne, cocaïne et crack dans les décès le laissait présager, les personnes interpellées pour usage d'héroïne/cocaïne/crack ont un taux brut de mortalité 2,7 fois plus élevé que celles interpellées pour cannabis (respectivement 7,3 contre 2,7 pour 1 000 PA), (tableau 16). Il est à noter, cependant, qu'en l'absence de standardisation sur l'âge, cet écart de mortalité est en partie surestimé, les individus de groupe héroïne, cocaïne et crack étant en moyenne plus âgés que les individus du groupe cannabis.

Cette mortalité plus importante des personnes du premier groupe s'observe dans toutes les tranches d'âge, le rapport entre les taux des deux groupes fluctuant entre 1,5 et un peu plus de 2 dans les classes d'âge situées entre 20 et 44 ans.

Les taux de mortalité sont logiquement croissants avec l'âge. Dans le cas du cannabis, ces taux doublent par tranche d'âge décennale (entre les 15-24, 25-34 et 35-44 ans). Cette progression s'observe également pour l'ensemble de la population et n'est donc pas spécifique aux personnes interpellées pour usage de substances

19. Sauf mention contraire, les différences de taux de mortalité commentées sont significatives (tests de comparaison des pourcentages en prenant un risque d'erreur à 1 %).

20. La courbe de survie de Kaplan-Meier (KM) permet de calculer la probabilité de survie, à une période donnée, en fonction de la durée du suivi, un taux de survie étant calculé à chaque survenue de l'événement étudié. Les courbes de survie sont comparées par des tests du Log Rank (test non paramétrique) afin de pouvoir déterminer avec un certain degré de certitude si la survie est similaire ou différente entre les cohortes. Voir l'annexe méthodologique pour plus de détails.

18. Les années d'exposition, comptabilisées en PA, sont équivalentes : 10 PA = 1 personne suivie pendant 10 ans ou 10 personnes suivies pendant 1 an.

illicites. Dans le cas de l'héroïne/cocaïne/crack, les taux sont déjà élevés chez les 15-24 ans (3,6 pour 1 000 PA pour cocaïne et crack ; 3,8 pour 1 000 PA pour héroïne) et la progression est ensuite moins rapide que pour le cannabis (tableau 16).

**Tableau 16 - Taux bruts de mortalité par tranches d'âge, par sexe et par produit (pour mille PA)**

Produit et sexe	Moins de 25 ans	[25-34]	[35-44]	[45-59]	Total	Nombre de décès total
Cannabis	1,8	3,4	7,8	13,0 <sup>(1)</sup>	2,7	292
Hommes	1,9	3,6	8,1	14,3	2,8	278
Femmes	0,8	2,0	5,3	7,5	1,7	14
Cocaïne/crack	3,6	6,1	10,7	12,1 <sup>(1)</sup>	7,0	59
Hommes	3,9	6,8	10,2	14,8	7,4	50
Femmes	2,4	3,3	12,9	0,0	5,0	9
Héroïne	3,8	6,7	13,1	19,5	7,3	934
Hommes	4,0	6,9	14,3	22,7	7,7	814
Femmes	2,9	5,9	7,3	6,0	5,4	120
Ecstasy	3,8	3,7	13,9	0,0	4,0	30
Hommes	4,4	3,9	17,2	0,0	4,5	29
Femmes	0,0	2,1	0,0	0,0	0,9	1
Héroïne, crack et cocaïne	3,8	6,7	12,9	17,9	7,3	1 014
Hommes	4,0	6,9	13,8	20,9	7,7	883
Femmes	2,9	5,7	7,9	4,7	5,4	131

(1) : la mortalité plus élevée pour le cannabis que la cocaïne et le crack est due aux faibles effectifs des femmes dans la catégorie cocaïne/crack. Il y a peu de femmes dans cette catégorie donc peu de décès, et pas de décès après 45 ans. En partant de l'hypothèse la plus basse : avec des effectifs de femmes deux fois plus importants on aurait recensé 2 décès chez les femmes de plus de 45 ans (=11,1 pour 1 000 PA) alors que le taux global de mortalité cocaïne/crack dans la catégorie [45-59] ans atteindrait presque 14 pour 1000 PA.

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRDIS, INSEE et INSERM).

Sur l'ensemble de la période d'observation, pour les hommes comme pour les femmes, le risque de décès le plus grand concerne les personnes interpellées pour héroïne (tableau 17). Quel que soit le délai choisi, les risques de décès des personnes interpellées pour cannabis restent bien inférieurs aux risques pour les autres substances et notamment pour l'ecstasy. Parmi les cinq substances pouvant être en cause dans l'interpellation, le cannabis reste la moins dangereuse du point de vue de la mortalité, toutes choses égales par ailleurs.

**Tableau 17 - Risque de décéder par sexe, en fonction du produit impliqué dans l'infraction**

Délais	Sexe	Nb de décès observés	Risque de décéder	Intervalle de confiance (95 %)	
<b>Cannabis</b>					
Risque de décéder à 2 ans après l'interpellation	Hommes	128	0,008	0,006	0,009
	Femmes	7	0,005	0,001	0,008
Risque de décéder à 5 ans après l'interpellation	Hommes	250	0,015	0,013	0,017
	Femmes	14	0,010	0,005	0,015
Sur l'ensemble de la période	Hommes	278	0,026	0,020	0,031
	Femmes	14	0,010	0,005	0,015
<b>Héroïne</b>					
Risque de décéder à 2 ans après l'interpellation	Hommes	348	0,020	0,018	0,022
	Femmes	67	0,018	0,014	0,023
Risque de décéder à 5 ans après l'interpellation	Hommes	693	0,040	0,037	0,043
	Femmes	106	0,029	0,024	0,035
Sur l'ensemble de la période	Hommes	815	0,069	0,062	0,076
	Femmes	120	0,051	0,037	0,064
<b>Cocaïne et crack</b>					
Risque de décéder à 2 ans après l'interpellation	Hommes	34	0,021	0,014	0,028
	Femmes	7	0,018	0,005	0,030
Risque de décéder à 5 ans après l'interpellation	Hommes	68	0,041	0,032	0,051
	Femmes	11	0,027	0,011	0,043
Sur l'ensemble de la période	Hommes	70	0,044	0,034	0,054
	Femmes	11	0,027	0,011	0,043
<b>Ecstasy</b>					
Risque de décéder à 2 ans après l'interpellation	Hommes	11	0,010	0,004	0,015
	Femmes	-	-	-	-
Risque de décéder à 5 ans après l'interpellation	Hommes	25	0,022	0,013	0,031
	Femmes	-	-	-	-
Sur l'ensemble de la période	Hommes	28	0,041	0,010	0,073
	Femmes	-	-	-	-

NB : pour réaliser les courbes de survie et calculer les risques de décéder, c'est la méthode de Kaplan-Meier qui a été utilisée

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRDIS, INSEE et INSERM).

Pour le groupe héroïne/cocaïne/crack, comme pour le cannabis, les hommes ont un taux de mortalité plus élevé que celui des femmes. Dans le cas du cannabis, néanmoins, la différence entre les hommes et les femmes n'apparaît pas significative.

D'après le tableau 16, les taux de mortalité masculins, quel que soit le produit considéré ou la tranche d'âge, sont toujours supérieurs à ceux des femmes.

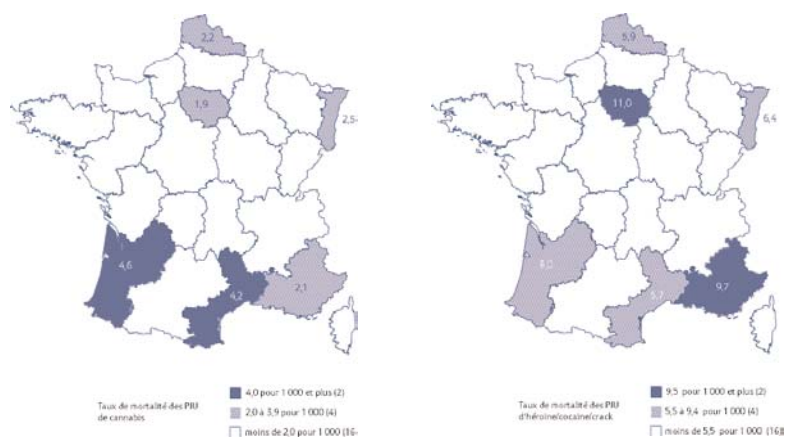
Les tests du Log Rank qui permettent de comparer les courbes de survie apportent des éléments supplémentaires. Sur l'ensemble de la période d'observation (1992-2001), lorsque l'interpellation concerne l'usage de cannabis, les hommes ont un risque 4 fois supérieur aux femmes de décéder ( $p < 0,05$ ), lorsque l'héroïne est en cause dans l'interpellation, le risque est 13 fois plus grand ( $p < 0,001$ ).

La surmortalité masculine augmente nettement au-delà de 34 ans dans le groupe héroïne, cocaïne, crack. Les risques de décéder indiquent une différence de mortalité par sexe qui se creuse au fur et à mesure que le risque est calculé sur des périodes d'observations plus longues. En effet, alors que pour la plupart des substances, les risques de décès des hommes et des femmes sont proches dans une période de temps de deux ans après l'interpellation, un écart apparaît et s'agrandit plus cette période augmente (tableau 17).

### Répartition géographique

L'analyse se limite ici aux 6 régions les plus concernées par des interpellations.

Figure 3 - Répartition régionale des taux bruts de mortalité (pour 1 000 PA)



Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

Les taux bruts de mortalité des individus interpellés pour héroïne, cocaïne et crack sont les plus élevés en Ile-de-France et en PACA et, dans une moindre mesure, en Aquitaine. Dans le Nord-Pas-de-Calais, l'Alsace et le Languedoc-Roussillon ils se situent à un niveau plus bas (tableau 18). Cette différence pourrait s'expliquer par une moindre prévalence du VIH et des pratiques d'injection dans le Nord-Pas-de-Calais et/ou par un âge plus faible des personnes interpellées pour usage d'héroïne, cocaïne et crack dans les régions du nord et de l'est.

Entre 1997 à 2002, l'Ile-de-France se situait en tête des régions pour le nombre de décès par surdose recensés par les services de police, et rapporté au nombre d'habitants<sup>21</sup> (OCRTIS, 2003). Ces décès ne constituent cependant qu'une petite partie de l'ensemble des décès recensés dans cette étude. La région PACA se situe également en tête du classement des régions avec cependant un chiffre inférieur à celui constaté en Ile-de-France<sup>22</sup>.

La répartition régionale des taux bruts de mortalité est différente pour le groupe cannabis (tableau 18). L'Aquitaine et le Languedoc-Roussillon se distinguent par des taux de mortalité plus élevés que dans les autres régions.

Tableau 18 - Taux bruts de mortalité par âge et par région (en pour 1000 PA)

Région	Substance	Moins de 25 ans	[25-34]	[35-44]	[45-59]	Total	Nombre de décès total
Ile-de-France	Cannabis	0,8	3,5	4,7	13,9	2,0	43
	Hér/coc/crack	4,2	9,8	15,7	20,0	11,1	321
Nord	Cannabis	2,0	2,6	2,8	0,0	2,3	21
	Hér/coc/crack	4,3	6,2	10,8	10,1	6,0	186
PACA	Cannabis	0,5	3,2	8,9	23,0	2,2	22
	Hér/coc/crack	4,5	7,6	18,7	17,6	9,7	123
Alsace	Cannabis	1,3	3,0	11,8	0,0	2,6	7
	Hér/coc/crack	2,6	6,5	10,7	0,0	6,4	39
Aquitaine	Cannabis	4,1	6,3	0,0	0,0	4,7	16
	Hér/coc/crack	1,9	8,6	8,5	27,2	8,0	30
Languedoc-R.	Cannabis	3,6	3,5	14,1	0,0	4,2	13
	Hér/coc/crack	3,2	5,6	9,1	0,0	5,7	30

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

21. Depuis 1986, sur l'ensemble des surdoses constatées chaque année en France par l'OCRTIS, environ 50 % sont recensées dans la région IDF ; ce qui représente approximativement 2 décès par surdose pour 100 000 habitants de 20 à 39 ans.

22. Entre 1993 et 2000, 7 à 10 % de l'ensemble des surdoses constatées par l'OCRTIS ont eu lieu dans la région PACA, pour l'année 1998, par exemple, cela représente 0,8 décès pour 100 000 habitants de 20 à 39 ans.

### Type d'interpellation

Aucune information n'étant disponible pour les personnes interpellées pour usage simple en 1992/1993, les comparaisons entre les usagers-revendeurs et les usagers simples ne concernent que les individus interpellés en 1996 ou 1997.

Pour le groupe héroïne, cocaïne et crack, les taux bruts de mortalité diffèrent en fonction du type d'interpellation : les individus interpellés pour usage simple en 1996/1997 ont un taux brut de mortalité supérieur aux usagers-revendeurs. En ce qui concerne le groupe cannabis la différence de taux entre usage simple et usage-revente n'est par contre pas significative.

**Tableau 19 - Taux bruts de mortalité par tranches d'âge, produits et infraction (en pour mille PA)**

Produit et infraction	[15-24] ans	[25-34]	[35-44]	[45-59]	Total	Nombre de décès total
Cannabis (1996/97)						
US	1,5	3,1	8,7	21,9	2,5	78
UR	1,4	2,1	3,3	0,0	1,7	12
Héroïne/Coc/crack (1996/97)						
US	3,3	6,8	14,5	16,8	7,4	455
UR	3,8	5,3	11,5	12,4	5,8	189

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRNIS, INSEE et INSERM).

### Mortalité suivant la période d'inclusion

Le taux brut de mortalité a baissé pour les individus interpellés pour usage d'héroïne/cocaïne/crack en 1996/1997 par rapport aux interpellés pour le même produit en 1992/1993. Il est à noter également que chez les personnes interpellées pour usage-revente d'héroïne la baisse de mortalité est plus prononcée que pour l'ensemble des autres personnes. Chez les PIU de cannabis, le taux brut de mortalité a également baissé entre 1992/1993 et 1996/1997. La baisse observée entre les deux périodes dans le groupe ecstasy n'est en revanche pas significative.

Le tableau 21 indique les risques de décéder auxquels les individus interpellés pour cannabis ou héroïne/cocaïne/crack sont exposés en fonction du sexe et de l'année d'inclusion (1992/1993 d'une part et 1996/1997 d'autre part).

Le risque de décéder, quel que soit le produit ou le délai considéré après l'interpellation, est toujours plus élevé pour les personnes interpellées en 1992/1993 :

ils ont un risque de décéder 1,5 à 2 fois plus grand que ceux arrêtés en 1996/1997 (tableau 21 ; figure 4). On notera cependant que du fait du peu de décès recensés parmi les femmes, les estimations présentent un intervalle de confiance étendu.

**Tableau 20 - Taux bruts de mortalité par tranche d'âge, année d'interpellation et produit (en pour 1 000 PA)**

Produit et année	[15-24] ans	[25-34]	[35-44]	[45-59]	Total	Nombre total de décès
Héroïne, Cocaïne et Crack						
1992/93	4,9	7,6	12,0	24,3	8,3	296
1996/97	3,5	6,3	13,2	15,0	6,9	718
Cannabis						
1992/93	3,2	3,6	8,6	8,2	3,9	83
1996/97	1,6	3,4	7,4	15,6	2,5	209
Ecstasy						
1992/93	5,1	4,4	45,5	0,0	5,9	4
1996/97	3,7	3,6	10,3	0,0	3,8	26

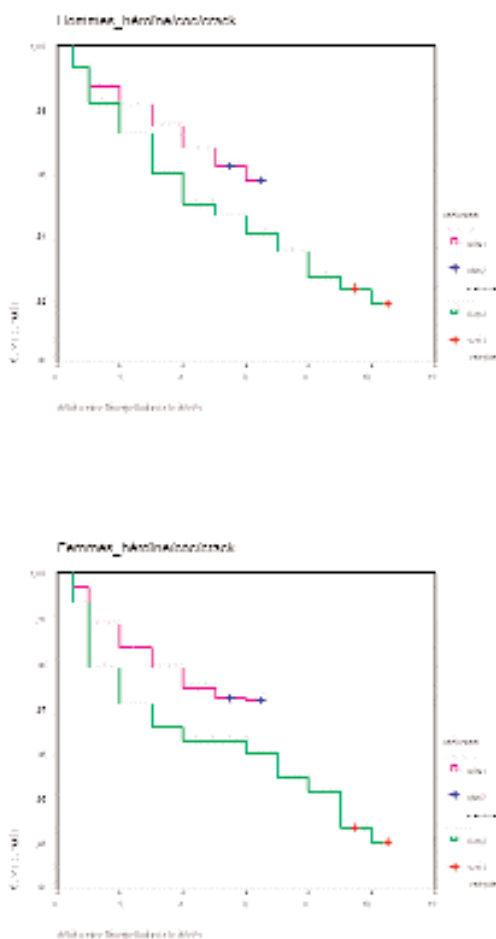
Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRNIS, INSEE et INSERM).

Ces éléments confirment donc la baisse de la mortalité sur la période 1992-2001, qui a notamment profité aux individus après le milieu de la décennie.

Le taux brut de mortalité des personnes interpellées en 1992/1993 pour cocaïne ou crack est de 3,8 pour 1 000 PA (4,2 pour 1 000 chez les hommes et pas de décès parmi les femmes), il passe à 7,5 pour 1 000 PA pour les individus arrêtés en 1996/1997 pour ces mêmes substances (8,0 pour les hommes et 5,4 pour 1 000 PA pour les femmes). Alors que le risque de décéder est plus faible pour les personnes interpellées pour usage de cocaïne/crack que pour ceux interpellés pour héroïne en 1992/1993, ils sont équivalents pour les personnes interpellées en 1996/1997 (hommes comme femmes).

Du fait des faibles effectifs, on ne peut donc pas conclure à une augmentation de la mortalité du groupe cocaïne/crack (différence statistiquement non significative des taux bruts de mortalité entre les deux périodes d'inclusion), mais le résultat mérite d'être souligné.

**Figure 4 - Courbes de survie des individus interpellés pour héroïne/cocaïne/crack suivant l'année d'interpellation**



Lecture: les courbes indiquent le taux de survie des décès pendant le délai d'observation considéré. Le risque de décès est mesuré par la survie cumulée. Dans une population où aucun décès n'est recensé, la survie cumulée est égale à 1. L'écart entre les 2 courbes identifie la différence de mortalité entre les 2 populations; la courbe la plus basse étant celle où le risque de décéder est le plus grand.

**Source: cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).**

**Tableau 21 - Risque de décéder par sexe, en fonction de l'année d'inclusion et du produit impliqué dans l'infraction**

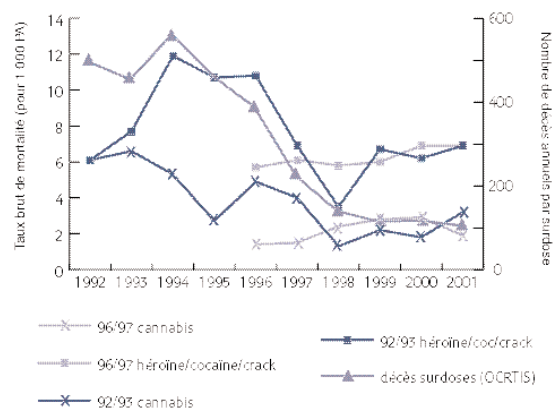
Délais	Inclusion	Sexe	Nb de décès observés	Risque de décéder	Intervalle de confiance (95 %)	
<b>Cannabis</b>						
Risque de décéder à 2 ans après l'interpellation	92/93	Hommes	35	0,017	0,011	0,022
		Femmes	3	0,017	-0,002	0,036
	96/97	Hommes	93	0,006	0,005	0,008
		Femmes	4	0,003	0,000	0,006
Risque de décéder à 5 ans après l'interpellation	92/93	Hommes	57	0,027	0,020	0,034
		Femmes	5	0,028	0,004	0,053
	96/97	Hommes	193	0,013	0,012	0,015
		Femmes	9	0,007	0,003	0,012
Sur l'ensemble de la période	92/93	Hommes	78	0,038	0,030	0,047
		Femmes	5	0,028	0,004	0,053
	96/97	Hommes	200	0,014	0,012	0,016
		Femmes	9	0,007	0,003	0,012
<b>Héroïne/cocaïne/crack</b>						
Risque de décéder à 2 ans après l'interpellation	92/93	Hommes	90	0,027	0,022	0,033
		Femmes	18	0,029	0,016	0,042
	96/97	Hommes	292	0,019	0,016	0,021
		Femmes	56	0,016	0,012	0,021
Risque de décéder à 5 ans après l'interpellation	92/93	Hommes	176	0,053	0,046	0,061
		Femmes	23	0,037	0,022	0,052
	96/97	Hommes	585	0,037	0,034	0,040
		Femmes	94	0,028	0,022	0,033
Sur l'ensemble de la période	92/93	Hommes	261	0,082	0,072	0,091
		Femmes	36	0,060	0,041	0,079
	96/97	Hommes	624	0,042	0,039	0,045
		Femmes	95	0,028	0,023	0,033

**Source: cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).**

### Mortalité selon l'année d'observation et l'année d'inclusion

En rapportant le nombre de décès constatés chaque année au nombre de personnes années calculé par année, il est possible de décrire l'évolution annuelle des taux bruts de mortalité pour les PIU d'héroïne et de cannabis en fonction de l'année d'inclusion (1992/1993 d'une part ; 1996/1997 d'autre part). Les effectifs en jeu sont beaucoup plus faibles dans ce type de calcul. Il faut donc interpréter avec prudence les évolutions d'une année sur l'autre.

**Graphique 4 - Évolution de la mortalité suivant le produit à l'origine de l'interpellation, 1992-2001**



Lecture : graphique à 2 axes permettant de mettre en perspective les taux annuels de mortalité dans les deux cohortes des PIU et un des principaux indicateurs de la mortalité des usagers de drogues (données OCRTIS).

Sources : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM) ; fichier des surdoses OCRTIS (OCRTIS, 2002).

Dans le cas du premier groupe (PIU d'héroïne incluses en 1992/93), les taux ont connu un pic en 1994 puis ont fortement diminué entre 1994 et 1998, passant de 12,07 pour 1 000 PA à 5,5 pour 1 000 PA, avec un profil d'évolution très comparable à celui du nombre de décès par surdoses constatés par les services de police et de gendarmerie<sup>23</sup> (OCRTIS). La baisse du nombre de ces décès coïncide avec l'introduction des traitements de substitution et le début de la politique de réduction des risques qui apparaissent donc comme des facteurs susceptibles de jouer un rôle

23. Les données sur la mortalité directe liée à l'usage de drogues illicites les plus couramment utilisées en France proviennent de l'Office central pour la répression du trafic illicite de stupéfiants (OCRTIS). Elles correspondent aux décès par surdose portés à la connaissance des services de police ou des unités de gendarmerie nationale. Ces chiffres ont été publiés dans le rapport annuel de l'OCRTIS (OCRTIS, *Usage et trafic de produits stupéfiants en France en 2002*, Paris, Direction générale de la police nationale/Direction centrale de la police judiciaire, 2003, 119 p.).

dans cette évolution. La courbe du nombre de décès par surdose et celle des taux bruts de mortalité des PIU d'héroïne apparaissent ensuite divergentes, la première continuant à décroître, bien qu'à un rythme beaucoup plus faible, alors que la seconde est orientée à la hausse. Cette dernière évolution n'est cependant pas statistiquement significative.

Pour les PIU de cannabis incluses en 1992/1993, les taux bruts de mortalité sont en baisse jusqu'en 1997. Les effectifs en jeu sont cependant moins importants et la différence entre le taux de 1992 et de 1998, le plus bas de la série, n'est pas significative.

Il reste néanmoins, que dans les quatre années qui suivent l'interpellation, les PIU de cannabis incluses en 1996/1997 ont une mortalité près de 2 fois inférieure à celle des PIU en 1992/1993 ; la baisse est également marquée pour les PIU d'héroïne/ cocaïne/crack. Cette évolution s'explique plus facilement (voir ci-dessus) pour le cas du groupe héroïne, cocaïne et crack que pour le groupe cannabis. Des éclaircissements sur cet aspect seront recherchés dans le chapitre traitant des causes de décès.

Le graphique 4 indique également que pour les individus inclus en 1996 et 1997, les taux de mortalité des quatre années suivant l'interpellation sont restés globalement stables dans les deux groupes (héroïne/cocaïne/crack ; cannabis). Pour les deux groupes considérés, la mortalité des inclus en 1992/1993 semble rejoindre à la fin des années 1990 celle des inclus en 1996/1997.

### Mortalité selon le nombre d'interpellations

Il a été montré dans le chapitre précédent que les personnes interpellées pour usage d'héroïne/cocaïne/crack sont plus nombreuses que celles interpellées pour usage de cannabis à avoir été interpellés 2 fois et plus, et plus nombreuses que les PIU d'ecstasy à avoir été arrêtés 3 fois et plus.

Les taux de mortalité standardisés par âge en fonction du nombre total d'interpellations et du produit indiquent que les personnes interpellées 2 fois ou 3 et 4 fois pour héroïne ont le taux de mortalité le plus élevé. Résultat *a priori* surprenant, les personnes interpellées pour usage d'héroïne à cinq reprises ont un taux de mortalité plus faible que celles qui l'ont été qu'une seule fois (différence significative au risque de 1 %).

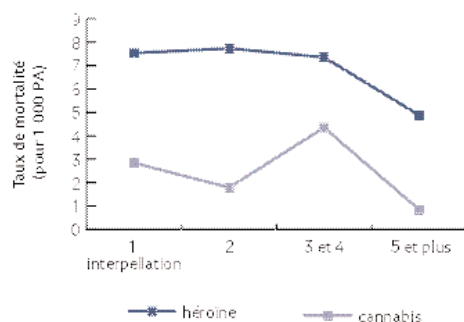
Deux hypothèses peuvent être retenues pour expliquer ces chiffres :

- les personnes interpellées 5 fois et plus représentent une population spécifique sélectionnée : non décédée malgré des risques élevés ;
- ces personnes font effectivement partie d'une population « repérée » par les services de police et donc plus facilement ré-interpellée ;
- à partir d'un certain seuil d'interpellation pour usage, l'utilisateur n'est plus consommateur mais seulement revendeur, ce qui limite les risques d'exposition au décès.

Il est difficile de dégager une tendance pour les personnes interpellées pour usage de cannabis. Cependant, celles ayant 1 à 4 interpellations décèdent significativement moins que celles arrêtées pour héroïne.



**Graphique 5 - Taux bruts de mortalité suivant le produit et le nombre total d'interpellations (pour 1 000 PA)**

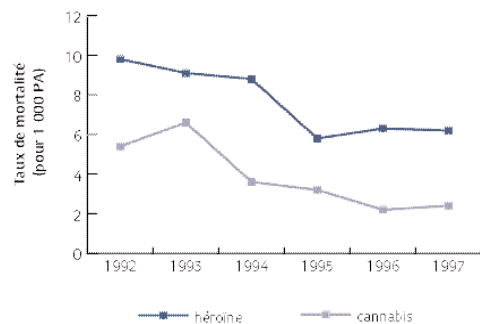


Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

**Mortalité selon l'année de la première interpellation**

Pour exprimer la relation entre la mortalité et la date de la première interpellation, on ne considérera que les individus inclus en 1996 ou 1997. L'absence de recul sur les années antérieures pour les personnes interpellées en 1992 ou 1993 conduit, comme on l'a vu, à adopter une date de première interpellation qui ne correspond pas à la réalité.

**Graphique 6 - Taux bruts de mortalité suivant l'année de la première interpellation (pour 1 000 PA, personnes incluses en 1996 et 1997)**

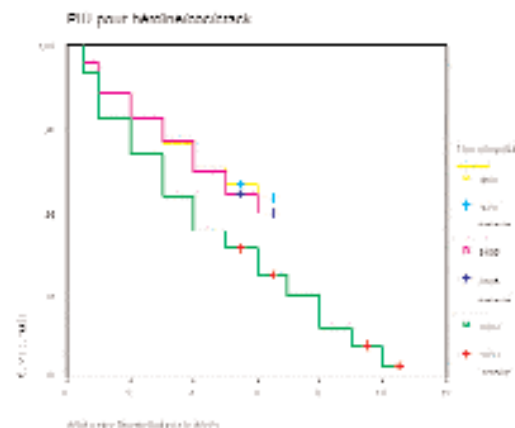
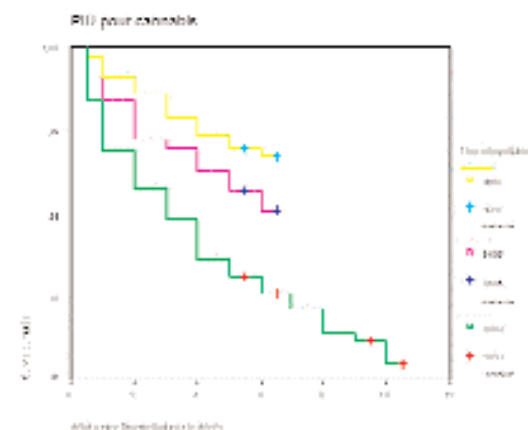


Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

Le graphique suivant indique que les taux de mortalité sont plus élevés lorsque la date de première interpellation se situe dans les années 1992 à 1994 que dans les années 1996 et 1997. Cette constatation confirme la baisse des taux de mortalité entre la première et la deuxième vague d'inclusion.

Les courbes de survie en fonction du produit à l'origine de l'interpellation (figure 5) indiquent qu'il n'existe pas de différentiel de mortalité significatif entre les personnes interpellées pour usage d'héroïne/cocaïne/crack arrêtés pour la première fois en 1994/1995 ou 1996/1997.

**Figure 5 - Courbes de survie des individus interpellés pour cannabis et héroïne/cocaïne/crack suivant l'année de la première interpellation**



Lecture : les courbes indiquent le taux de survie des décès pendant le délais d'observation considéré. Le risque de décès est mesuré par la survie cumulée. Dans une population où aucun décès n'est recensé, la survie cumulée est égale à 1. L'écart entre les 2 courbes identifie la différence de mortalité entre les 2 populations; la courbe la plus basse étant celle où le risque de décéder est le plus grand.

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

Par contre, parmi les interpellés pour cannabis, l'année de la première interpellation a systématiquement une influence : les individus arrêtés pour la première fois en 1992/1993 ont un risque de décéder plus élevé que ceux interpellés en 1994/1995 et encore plus élevé pour ceux arrêtés en 1996/1997.

## Synthèse

Le taux brut de mortalité des personnes interpellées pour héroïne, crack ou cocaïne est près de trois fois plus élevé que celui des interpellés pour cannabis. Les PIU d'ecstasy ont également un taux de mortalité supérieur à ceux de cannabis (4,0 vs 2,7 pour 1 000 PA).

Les calculs des risques de décès font apparaître une surmortalité masculine sur l'ensemble de la période d'observation sauf dans un délai de deux ans après l'interpellation où les risques de décéder masculin et féminin sont équivalents. Du fait du faible nombre de décès parmi les femmes il n'est pas possible de statuer sur les faibles écarts entre les deux sexes dans la période de temps de deux ans après l'interpellation. L'inclusion de nouveaux individus dans la cohorte permettrait éventuellement de confirmer que si les femmes interpellées meurent, c'est le plus souvent dans une période de temps de deux ans après l'infraction.

Parmi les régions où ont été recensées le plus d'interpellations, on constate une mortalité plus élevée pour les PIU d'héroïne/cocaïne/crack en Ile-de-France et en PACA. Pour le groupe cannabis, les régions de plus forte mortalité sont l'Aquitaine et le Languedoc-Roussillon.

Pour les personnes interpellées pour usage d'héroïne/cocaïne/crack, incluses en 1992 et 1993, les taux bruts annuels de décès augmentent jusqu'en 1994, puis chutent fortement pour se stabiliser ensuite autour de 6 pour 1 000 personnes année. Cette baisse de la mortalité sur la période a été confirmée par les calculs des risques de décès et les courbes de survie de Kaplan-Meier. Les hommes et les femmes interpellées en 1992/1993 ont une mortalité plus forte que ceux interpellés en 1996/1997. La mortalité des PIU de cannabis, héroïne/cocaïne/crack a donc baissé sur la période et ceci d'autant plus pour les femmes que pour les hommes.

Les interpellés pour héroïne enregistrent la mortalité la plus forte.

Ces taux annuels de mortalité présentent un profil d'évolution similaire à celui du nombre de décès par surdoses recensés par l'OCRTIS. Dans le cas des inclus de 1996 et 1997, les taux de mortalité restent stables autour de 6 pour 1 000 personnes année.

Pour le groupe cannabis, les évolutions annuelles mettent en jeu de trop faibles effectifs pour pouvoir être interprétées. Il apparaît néanmoins une baisse significative du taux de mortalité de la période 1996 à 2000 par rapport à la période 1992 à 1995.

Enfin, les taux bruts de mortalité ainsi que les courbes de survie de Kaplan-Meier et les calculs de risques permettent également :

- d'attester que l'âge lors de l'interpellation est un facteur différentiel de mortalité : les taux de mortalité et les risques de décès augmentant avec l'âge dans les deux groupes (héroïne/cocaïne/crack ; cannabis) ;

- d'attester de l'influence de l'antériorité dans l'interpellation comme un facteur aggravant de la mortalité ;

- de mettre en relief dans les deux groupes (héroïne/cocaïne/crack ; cannabis) que l'augmentation du nombre d'interpellations ne s'accompagne pas d'une augmentation des taux de mortalité. Il existe également une dichotomie marquée entre hommes et femmes selon le nombre total d'interpellations. Pour les hommes, à partir de cinq interpellations et plus, les personnes interpellées ne sont vraisemblablement plus des usagers actifs mais des trafiquants (ou dealers), qui consommeraient alors moins, ce qui expliquerait la mortalité plus faible pour ces individus. Pour les femmes, par contre, plus les interpellations sont nombreuses, plus la mortalité est élevée, dans ce cas, plusieurs hypothèses peuvent être émises : les femmes sont plus longtemps usagères de drogues que les hommes (le deal étant une activité principalement masculine) ou dès lors qu'elles sont dépendantes ont des comportements plus à risques que les hommes.

L'analyse multivariée basée sur le modèle de régression de Cox permettra de déterminer quels sont, parmi les différents facteurs disponibles, ceux qui ont le plus d'influence sur la survenue des décès.

Mais il importe d'abord d'établir s'il existe un écart de mortalité entre les personnes interpellées et la population générale française, et si oui, de le quantifier.

## COMPARAISON À LA POPULATION GÉNÉRALE

Après avoir mis en évidence des différences entre la mortalité des personnes interpellées pour usage d'héroïne/cocaïne/crack et celles interpellées pour usage de cannabis, l'écart de mortalité entre ces personnes et la population générale est appréhendé par la méthode des ratios standardisés de mortalité (RSM). Cet indicateur permet d'exprimer la surmortalité d'une population spécifique par rapport à une population de référence, à structure d'âge identique.

## Méthodologie

Le RSM a été calculé en rapportant le taux de mortalité observé chez les personnes interpellées au taux de mortalité attendu dans cette population. Ce dernier taux est obtenu en appliquant aux cohortes étudiées la mortalité spécifique par tranche d'âge et par sexe observée dans l'ensemble de la population française en 1997<sup>24</sup>. Un RSM supérieur à 1 signifie que la mortalité de la cohorte étudiée est plus élevée que la mortalité attendue et l'on peut, dans ce cas, parler d'excès de mortalité ou de surmortalité par rapport à la population de référence. Les RSM sont assor-

24. 1997 se situe au centre de la période d'étude, après dans l'intervalle de la baisse amorcée due aux traitements de substitution et permet de prendre en compte l'évolution de l'épidémie de Sida.

tis d'intervalles de confiance. Lorsque celui-ci contient la valeur 1, il n'est pas possible de mettre une surmortalité en évidence. Il faut par ailleurs avoir à l'esprit que les RSM obtenus expriment la surmortalité entre les hommes des deux populations d'une part, et entre les femmes des deux populations d'autre part. Les comparaisons croisées (hommes d'une population et femmes de l'autre population) ne sont donc pas possibles.

## Résultats

Les valeurs des RSM montrent que les hommes interpellés pour usage d'héroïne/cocaïne/crack ont globalement un risque 5 fois plus élevé de décéder que l'ensemble des Français de sexe masculin ; ce risque est 9,5 fois plus élevé pour les femmes (tableau 22). Les RSM sont un peu plus faibles pour la cocaïne et le crack.

Chez les personnes interpellées pour usage de cannabis, le « sur-risque » est proche de 2,4 chez les hommes et de 3,5 chez les femmes. L'intervalle de confiance associé à cette dernière valeur est cependant assez large. Le RSM des hommes pour l'ecstasy est sensiblement égal à celui du cannabis.

Le rapport des taux bruts avait déjà mis en évidence une mortalité supérieure pour le groupe héroïne/cocaïne/crack par rapport au groupe cannabis (rapport de 2,7). La standardisation par âge et par sexe permet de corriger cette valeur (rapport de 2 pour les hommes), en tenant compte, principalement, de l'âge plus élevé en moyenne des PIU d'héroïne/cocaïne/crack qui augmente le risque de décès, indépendamment du produit d'interpellation.

Dans le groupe d'interpellés pour héroïne, cocaïne et crack, et dans le groupe cannabis, il n'apparaît pas de différence de mortalité entre usagers simples et usagers-revendeurs. L'interprétation des RSM des femmes est rendue difficile par l'amplitude des intervalles de confiance, il semble néanmoins que les femmes arrêtées pour UR d'héroïne/cocaïne/crack ont une surmortalité supérieure à celles interpellées pour usage simple.

### RSM par âge

Pour toutes les substances en cause, la surmortalité augmente avec l'âge, chez les hommes interpellés par rapport à l'ensemble des hommes français. Le « sur-risque » augmente d'un peu moins de 4 à 6 chez les hommes du groupe héroïne, cocaïne et crack et de 2 à un peu moins de 4 dans le groupe cannabis (graphique 7). La progression de la surmortalité, est, en termes relatifs, un peu plus rapide dans ce dernier groupe.

L'interprétation des variations de la surmortalité chez les femmes en fonction des tranches d'âge est plus délicate en raison de la faiblesse des effectifs en jeu, notamment dans les tranches d'âge supérieures. La baisse de la surmortalité chez les femmes du groupe héroïne, cocaïne et crack pourrait être liée à des fluctuations aléatoires.

**Tableau 22 - RSM, ensemble des interpellés, selon le produit à l'origine de l'interpellation**

Produit	Hommes			Femmes		
	RSM	[borne inférieure	borne supérieure]	RSM	[borne inférieure	borne supérieure]
Her/coc/crack	5,19***	4,85	5,54	9,52***	7,96	11,30
Héroïne	5,27***	4,92	5,65	9,74***	8,07	11,64
Cocaïne	4,31***	3,20	5,69	8,50***	3,88	16,14
Crack	4,50***	2,71	7,03	5,39	0,61	19,47
Cannabis	2,38***	2,11	2,68	3,55***	1,94	5,96
Ecstasy	3,71***	2,49	5,33	2,04	0,03	11,33

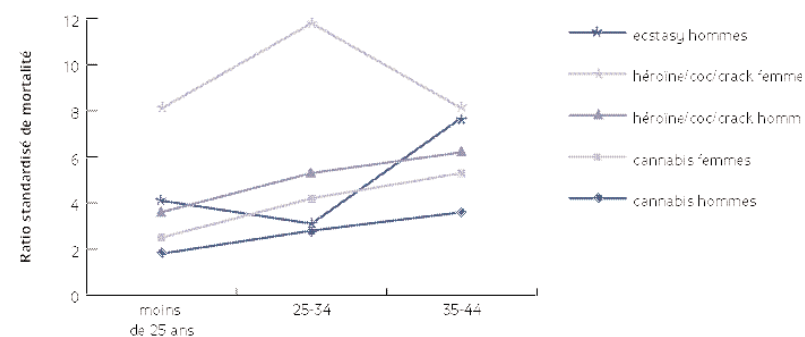
Année de référence: 1997 pour les taux bruts de mortalité de la population générale française; et en considérant les personnes âgées de 15 à 59 ans uniquement, L'intervalle de confiance est calculé à 95 %

\*\*\* = p < 0.001; \*\* = p < 0.01; \* = p < 0.05

Lecture: les hommes interpellés pour héroïne/crack/cocaïne ont un risque 5,19 fois plus élevé de décéder que les hommes de la population française du même âge; ce risque est statistiquement significatif et calculé avec un intervalle de confiance à 95 % soit [7,96 ; 11,30].

Source: cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRIS, INSEE et INSERM).

**Graphique 7 - RSM par tranches d'âges suivant le produit à l'origine de l'interpellation (période 1992-2001)**

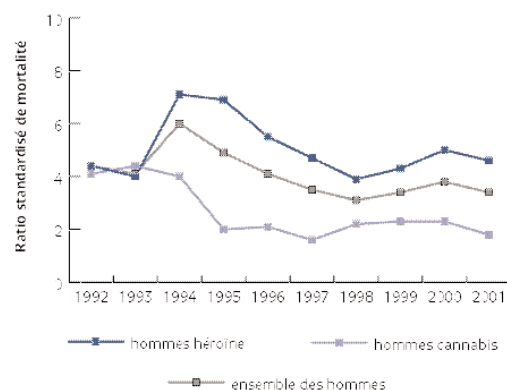


Source: cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRIS, INSEE et INSERM).

### RSM par année

L'évolution annuelle des RSM est similaire à celle des taux bruts annuels de mortalité (graphique 4 du chapitre précédent). Cette similitude montre que l'évolution à la hausse puis à la baisse des taux de mortalité pour le groupe héroïne/cocaïne/crack entre 1992 et 1998 est un phénomène spécifique à la population d'interpellés considérés. De même, la baisse des taux de mortalité pour le groupe cannabis entre 1992 et 1995 n'est pas une évolution commune à l'ensemble de la population française mais propre à celle des interpellés de cannabis.

**Graphique 8 - Évolution annuelle des RSM suivant le produit, hommes, 1992-2001**



Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

### RSM suivant l'âge et la période d'inclusion

On a vu précédemment que la mortalité avait baissé entre 1992/1993 et 1996/1997. À partir de l'âge à l'interpellation, il est possible de déterminer comment la mortalité a évolué entre les deux périodes d'inclusion.

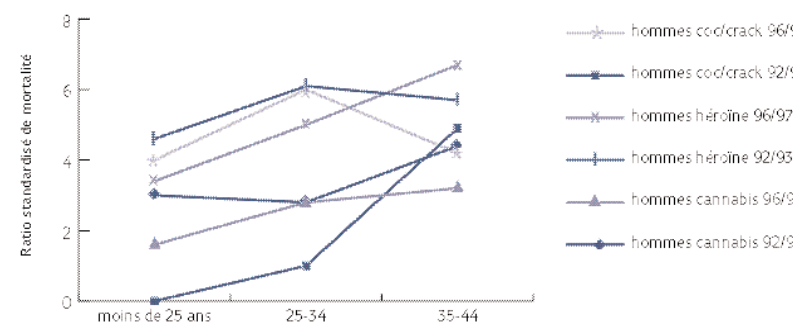
Parmi les hommes interpellés pour héroïne, les RSM sont plus bas dans toutes les tranches d'âges pour les personnes arrêtées en 1996/1997 (sauf 35-44 ans) par rapport aux RSM des personnes interpellées en 1992/1993 (graphique 9). L'accroissement de la mortalité pour cocaïne et crack est dû notamment à une augmentation de la surmortalité parmi les moins de 34 ans. Quant au RSM des PIU de cannabis, alors qu'il est plus bas entre 1992/1993 et 1996/1997 chez les moins de 25 ans, il est similaire, ou en hausse chez les PIU plus âgés.

Parmi les femmes interpellées pour héroïne, le graphique 10 indique une baisse de la surmortalité dans l'ensemble des tranches d'âge chez les femmes interpellées en 1996/1997 par rapport à celles arrêtées antérieurement.

Alors qu'aucun décès n'est recensé chez les femmes interpellées pour cocaïne et crack en 1992/1993, il existe une surmortalité parmi celles de 1996/1997 qui augmente avec l'âge.

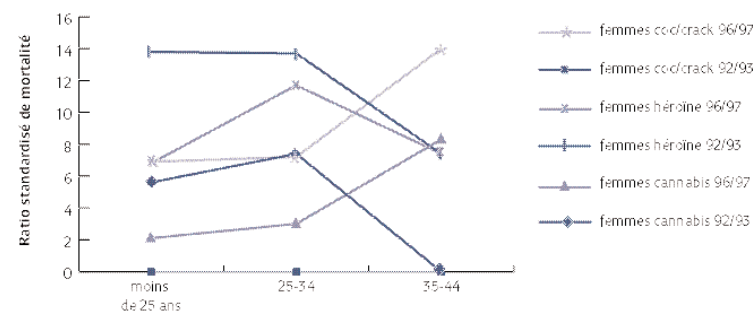
Enfin, pour ce qui est du cannabis, la surmortalité est plus basse parmi les moins de 34 ans interpellés en 1996/1997 mais à l'inverse, plus élevée parmi les 34-44 ans.

**Graphique 9 - Évolution des RSM, suivant le produit et l'âge lors de l'interpellation, hommes**



Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

**Graphique 10 - Évolution des RSM, suivant le produit et l'âge lors de l'interpellation, femmes**



Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

## Synthèse

Les hommes interpellés pour usage d'héroïne, cocaïne et crack ont un risque de décéder cinq fois plus élevé que la moyenne des hommes français, à structure d'âge égale. Pour les femmes de ce groupe le « sur-risque » est supérieur à 9. Il est de 2,4 chez les hommes du groupe cannabis et de 3,5 chez les femmes de ce groupe. Chez les hommes du groupe ecstasy, la surmortalité est de 3,7, niveau intermédiaire entre les deux groupes précédents.

Chez les hommes des deux principaux groupes considérés, la surmortalité progresse avec l'âge. Chez les personnes âgées de 35 à 44 ans du groupe héroïne/cocaïne/crack, la surmortalité est de 6, contre un peu moins de 4 chez les moins de 25 ans. Dans le groupe cannabis, la surmortalité chez les hommes est un peu inférieure à 4 dans la tranche d'âge des 35 à 44 ans contre 2 chez les moins de 25 ans.

Les variations annuelles des ratios standardisés de mortalité sont similaires à celles des taux bruts de mortalité analysés dans le chapitre précédent pour les deux groupes de personnes interpellées. Les évolutions constatées sont donc spécifiques aux populations d'interpellés étudiées.

## ANALYSE MULTIVARIÉE

L'objectif est ici de rendre compte de façon simultanée de l'influence des différentes variables disponibles (produits en cause, sexe, âge, année d'interpellation, etc.) sur la mortalité des personnes interpellées. Le modèle utilisé est celui de Cox qui est le plus approprié dans les situations où la durée de suivi est variable selon les individus. Ce modèle permet d'estimer le risque relatif de décès associé à chacune des variables prises en compte, par rapport à une situation de référence qui est explicitée dans l'analyse. Des explications plus détaillées sur le modèle de Cox sont fournies dans l'annexe méthodologique.

La première phase de cette analyse consiste à déterminer, parmi l'ensemble des personnes interpellées, quels sont les facteurs les plus déterminants de différentiels de mortalité.

Dans une deuxième partie, on analysera, en fonction du produit en cause dans l'interpellation, quelles sont les différences ou similarités parmi les variables explicatives significatives de la mortalité.

### Ensemble des personnes interpellées

Le modèle multivarié de Cox va permettre de tenir compte de plusieurs variables : l'âge lors de l'interpellation, le sexe, le type d'interpellation, l'année d'inclusion... et l'on pourra ainsi dire si, compte tenu de l'ensemble des autres variables, le produit à l'origine de l'interpellation est un facteur différentiel de la mortalité parmi les individus interpellés.

Il s'agit ici d'essayer d'établir quelle est l'influence du produit à l'origine de l'interpellation sur la mortalité des individus composant la cohorte, en tenant compte d'autres facteurs de confusion (comme le sexe, l'âge par exemple). On a vu dans les analyses précédentes que le produit avait effectivement une influence (taux de mortalité en PA plus élevé pour les PIU d'héroïne, cocaïne et crack que pour ceux interpellés pour ecstasy ou cannabis, ou alors que le délai de survie était plus faible pour les PIU d'héroïne/cocaïne/crack), mais en dehors du sexe, aucune autre variable n'a pu être prise en considération concomitamment.

Le modèle est utilisé avec la méthode « pas à pas descendante » (se reporter à l'annexe méthodologique pour connaître la composition des variables, ainsi que la description détaillée de la fonction « pas à pas descendante »)<sup>25</sup>.

Certaines variables n'ont pas été retenues par le modèle : le type d'interpellation (US/UR), l'année d'inclusion (1992/1993 ou 1996/1997), le fait d'avoir été interpellé en Ile-de-France, la nationalité (français ou étranger) ainsi que le nombre total d'interpellations. Ces variables n'ont pas d'influence significative sur la mortalité. Les variables restantes sont donc des facteurs différentiels (tableau 23).

On pourra noter que parmi les variables prenant en compte le temps, l'année d'inclusion a été retirée du modèle, au profit de l'année de la première interpellation plus significative.

Il existe un effet d'âge certain. Le fait d'être interpellé après 24 ans a une influence sur la mortalité, par rapport au groupe de référence, si l'interpellation a eu lieu entre 24 et 34 ans, le RR est d'environ 2\*\*\*, et il est encore plus grand (3,2\*\*\*) après 35 ans.

Le risque relatif de décéder pour les femmes est de 0,7\*\*\* plus faible que les hommes, ce résultat relativise les écarts de mortalité qui ont pu être relatés dans les calculs de taux bruts de mortalité. Il existe effectivement une différence significative de mortalité entre les sexes, au profit des femmes, mais cet écart reste relativement faible.

L'interpellation pour héroïne/cocaïne/crack influence le risque de décéder (RR = 2\*\*\*): les personnes interpellées pour ces produits multiplient par 2 leur risque de décéder par rapport à celles interpellées pour cannabis. Toujours comparativement au cannabis, le fait d'avoir été interpellé pour ecstasy augmente également le risque de décéder (RR = 1,6\*).

Si l'on constate une différence fortement significative entre les personnes interpellées pour la première fois en 1992/1993 et celles arrêtées en 1996/1997 (RR = 0,6\*\*\*; risque presque divisé par 2 de décéder pour ceux de 1996/1997), un écart existe également entre celles arrêtées en 1992/1993 et 1994/1995 mais moins affirmé (RR = 0,8\*).

25. On notera dès à présent que dans le cas du modèle de Cox, le risque relatif (RR) est donné directement par  $\text{Exp}(B)$  et que comparativement aux modalités de référence définies, les RR sont multiplicatifs (se reporter à l'annexe méthodologique pour plus de détail).

Les niveaux de significativité des RR seront détaillés dans le corps du texte comme suit : RR\*\*\* équivaut à une significativité de  $p < 0,001$ ; RR\*\* équivaut à une significativité de  $p < 0,01$  et R\* équivaut à une significativité de  $p < 0,05$ .

**Tableau 23 - Résultats du modèle de régression, ensemble des individus interpellés**

Variable	Coefficient (B)	Degrés de liberté	Signif.	Risque relatif Exp (B)	Intervalle de confiance pour Exp (B) à 95 %	
					Min.	Max.
<b>SEXE</b>						
réf. : homme				1		
femme	-0.41	1	0.00	0.66	0.06	0.79
<b>ÂGE</b>						
réf. : moins de 25 ans		2	0.00	1		
25-34 ans	0.57	1	0.00	1.77	1.55	2.01
35 ans et plus	1.16	1	0.00	3.20	2.70	3.80
<b>DROGUE</b>						
réf. : cannabis		2	0.00	1		
héroïne/coc/crack	0.68	1	0.00	2.00	1.72	2.30
ecstasy	0.47	1	0.01	1.60	1.11	2.30
<b>1<sup>re</sup> INTERP.</b>						
réf. : 92/93		2	0.00	1		
94/95	-0.21	1	0.04	0.81	0.67	0.99
96/97	-0.45	1	0.00	0.63	0.56	0.72
<b>MÊME PDT (1)</b>						
réf. : 1 seule interpellation		2	0.00	1		
même produit	-0.06	1	0.36	0.94	0.81	1.08
produits différents	-0.37	1	0.00	0.70	0.59	0.81
<b>CSP</b>						
réf. : chômeur/sans prof.		3	0.00	1		
étudiant	-0.53	1	0.00	0.59	0.43	0.80
employé/ouvrier	-0.35	1	0.00	0.70	0.60	0.82
autres	-0.17	1	0.13	0.85	0.69	1.05
<b>NAISSANCE IDF</b>						
réf. : oui				1		
non	-0.33	1	0.00	0.71	0.63	0.80
RECL_ILS	Retirée du modèle		0.19			
COHORT	Retirée du modèle		0.83			
INTERP. IDF	Retirée du modèle		0.20			
NATIONALITE	Retirée du modèle		0.50			
NB INTERP.	Retirée du modèle		0.42			

(1) : la personne sur la période 1992-2001 a été interpellée une fois, plusieurs fois uniquement pour le même produit ou plusieurs fois pour plusieurs produits ; variable à trois modalités (1 interpellation uniquement/plusieurs interpellations mais même produit/plusieurs interpellations avec plusieurs produits).

La modalité de référence pour chaque variable est indiquée en italique.

Groupe de référence : homme, âgé de moins de 25 ans, interpellé pour usage simple de cannabis en 1992/1993, première interpellation en 1992/1993, 1 interpellation au total, chômeur ou sans profession et né en Ile-de-France.

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

Ce dernier point sera à approfondir auprès des PIU d'héroïne/cocaïne/crack du fait de l'introduction des traitements de substitution et de la politique de réduction des risques à partir de 1994.

On pourra noter que le fait d'avoir été arrêté plusieurs fois pour des produits différents sur la période 1992-2001 est plutôt un facteur protecteur (par rapport à ceux interpellés une seule fois ou plusieurs fois pour le même produit).

Par rapport aux personnes se déclarant au chômage ou sans profession, les ouvriers et les étudiants ont un risque relativement plus faible de décéder (respectivement RR = 0,7\*\*\* et RR = 0,6\*\*\*).

Enfin, on notera qu'il existe également un facteur de protection sensible pour les individus qui ne sont pas nés en Ile-de-France, par rapport à ceux nés dans cette région (RR = 0,7\*\*\*).

Ce modèle permet donc d'affirmer, par exemple, que par rapport au groupe de référence :

- un homme, arrêté pour ecstasy, après l'âge de 35 ans, a un RR égal à 5,2<sup>26</sup> ;
- un homme, arrêté pour héroïne/cocaïne/crack, après l'âge de 35 ans, a un RR égal à 6,3<sup>27</sup> ;
- une femme interpellée pour héroïne/cocaïne/crack après l'âge de 35 ans a un RR égale à 4,2 ;
- un homme interpellé pour cannabis, avant l'âge de 25 ans, avec des interpellations pour des produits différents sur la période 1992-2001, né hors IDF, dont la première interpellation est en 1996/1997 et étudiant a un risque égal à 0,2.

Il convient de s'intéresser ensuite aux modalités des variables influençant la mortalité au sein même du groupe d'individus interpellés pour la même substance. Cette analyse permettra de déterminer quelles sont les caractéristiques différentielles de la mortalité parmi les PIU de cannabis et de les comparer aux variables significatives intervenant sur la mortalité de ceux arrêtés pour héroïne/ cocaïne/crack.

### Personnes interpellées pour usage de cannabis

Le modèle est utilisé avec la méthode « pas à pas descendante » (se reporter à l'annexe méthodologique pour connaître la composition des variables, ainsi que la description détaillée de la fonction « pas à pas descendante »).

On constate que lorsque l'année de la première interpellation est introduite dans le modèle, l'année d'inclusion n'est plus significative, ceci amène à dire que pour prendre en compte le mieux possible le facteur temps de l'interpellation, c'est l'année de la première interpellation qui est la variable la plus pertinente. Le fait d'avoir été interpellé pour la première fois en 1996/1997 divise par 2 le risque de décéder par rapport aux individus interpellés en 1992/1993 (RR = 0,5\*\*\*), (tableau 24).

$$26. RR = e^{(1.16*1 + 0.47*1)} = 5,2.$$

$$27. RR = e^{(1.16*1 + 0.68*1)} = 6,3.$$

L'effet d'âge est important (RR = 1,8\*\* pour 25-34 et RR = 4,3\*\*\* pour plus de 35 ans par rapport aux moins de 25 ans). L'effet sexe est également présent (RR = 0,5\*).

La prise en compte de la région de naissance ou d'interpellation n'influence pas la mortalité : que l'on soit né en Ile-de-France ou ailleurs en France, que l'on soit interpellé en IDF ou ailleurs.

Parmi les caractéristiques socioéconomiques de l'individu, la nationalité n'intervient pas comme facteur différentiel, par contre la CSP peut jouer sur le risque de décéder. Le modèle indique que les employés/ouvrier (RR = 0,5\*\*) ou étudiants (RR = 0,5\*\*) ont un risque significatif 2 fois plus faible de décéder que les chômeurs.

Pour ce qui concerne les caractéristiques de l'interpellation, la variable « interpellation(s) pour le même produit » n'a pas d'influence, mais ceci est le résultat des choix méthodologiques adoptés dans cette étude<sup>28</sup>. Le nombre total d'interpellations sur la période 1992-2001 joue un rôle dans le risque de décéder, les résultats du modèle montrent en effet qu'avoir deux interpellations est un facteur protecteur (comparativement au fait d'avoir une seule interpellation, RR = 0,6\*\*), et si la carrière répressive s'allonge (avoir 3 interpellations et plus), le risque de décéder n'augmente pas (RR = 1,2).

Il s'agit maintenant d'appliquer la même démarche en sélectionnant uniquement les personnes interpellées pour usage simple ou usage-revente d'héroïne/cocaïne/crack.

### Personnes interpellées pour usage d'héroïne/cocaïne/crack

Le modèle est utilisé avec la méthode « pas à pas descendante » (se reporter à l'annexe méthodologique pour connaître la composition des variables, ainsi que la description détaillée de la fonction « pas à pas descendante »).

Parmi les caractéristiques démographiques, en plus de l'âge (RR = 1,7\*\*\* entre 25-34 ans et RR = 2,8\*\*\* après 35 ans comparativement aux moins de 25 ans) et du sexe (le fait d'être une femme fait baisser de 0,7\*\*\* le risque de décéder), la CSP est une variable importante à prendre en compte dans l'explication des différentiels de mortalité : les employés/ouvriers interpellés pour héroïne/cocaïne/crack ont un risque inférieur de décéder (RR = 0,7\*\*\*), (tableau 25). Le fait d'être né ou non en IDF a également un effet : les individus nés hors IDF ont, dans une moindre mesure, un risque de décéder plus faible (RR = 0,7\*\*\*).

28. En effet, tous les individus inclus pour US ou UR de cannabis en 1992, 1993, 1996 ou 1997 mais ayant eu un autre interpellation au cours de la période 1992-2001 pour un produit plus « à risque » ont été reclassés. Les PIU de cannabis sont donc des individus ayant été arrêtés uniquement pour des infractions impliquant le cannabis. Voir la section Reclassement des individus interpellés pour plus de détails.

Tableau 24 - Résultats du modèle de régression, PIU de cannabis

Variable	Coefficient (B)	Degrés de liberté	Signif.	Risque relatif Exp (B)	Intervalle de confiance pour Exp (B) à 95 %	
					Min.	Max.
<b>SEXE</b>						
<i>réf. : homme</i>				1		
femme	-0.66	1	0.02	0.51	0.30	0.88
<b>ÂGE</b>						
<i>réf. : moins de 25 ans</i>			0.00	1		
25-34 ans	0.60	1	0.00	1.83	1.40	2.38
35 ans et plus	1.47	1	0.00	4.35	2.91	6.50
<b>NB INTERP.</b>						
<i>réf. : 1 interpellation</i>		2	0.01	1		
2	-0.54	1	0.00	0.58	0.40	0.85
3 et plus	0.19	1	0.36	1.20	0.80	1.79
<b>1<sup>re</sup> INTERP.</b>						
<i>réf. : 92/93</i>		2	0.00	1		
94/95	-0.27	1	0.38	0.76	0.42	1.39
96/97	-0.68	1	0.00	0.51	0.39	0.67
<b>CSP</b>						
<i>réf. : chômeur/sans prof.</i>		3	0.00	1		
étudiant	-0.62	1	0.00	0.54	0.36	0.80
employé/ouvrier	-0.59	1	0.00	0.55	0.38	0.79
autres	-0.32	1	0.18	0.72	0.45	1.15
RECL_ILS	Retirée du modèle		0.42			
COHORT	Retirée du modèle		0.53			
INTERP. IDF	Retirée du modèle		0.13			
NATIONALITE	Retirée du modèle		0.10			
NAISSANCE IDF	Retirée du modèle		0.90			
MEME PRODUIT	Retirée du modèle		0.85			

La modalité de référence pour chaque variable est indiquée en italique.

Groupe de référence : homme, âgé de moins de 25 ans, interpellé pour usage simple en 1992/93 pour la 1<sup>ère</sup> fois, ayant une interpellation sur la période, au chômage ou sans profession, de nationalité française, né et interpellé en IDF.

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

**Tableau 25 - Résultats du modèle de régression, PIU d'héroïne/cocaïne/crack**

Variable	Coefficient (B)	Degrés de liberté	Signif.	Risque relatif Exp (B)	Intervalle de confiance pour Exp (B) à 95 %	
					Min.	Max
<b>SEXE</b>						
réf. : homme				1		
femme	-0.36	1	0.00	0.70	0.58	0.84
<b>ÂGE</b>						
réf. : moins de 25 ans		2	0.00			
25-34 ans	0.51	1	0.00	1.67	1.43	1.95
35 ans et plus	1.04	1	0.00	2.84	2.32	3.48
<b>INTERP. IDF</b>						
réf. : oui				1		
non	-0.20	1	0.03	0.82	0.68	0.98
<b>1<sup>re</sup> INTERP.</b>						
réf. : 92/93		2	0.00			
94/95	-0.20	1	0.06	0.82	0.66	1.00
96/97	-0.38	1	0.00	0.69	0.59	0.80
<b>CSP</b>						
réf. : chômeur/sans prof.		3	0.00	1		
étudiant	-0.58	1	0.06	0.56	0.30	1.02
employé/ouvrier	-0.30	1	0.00	0.74	0.63	0.88
autres	-0.13	1	0.28	0.87	0.68	1.12
<b>NAISSANCE IDF</b>						
réf. : oui				1		
non	-0.32	1	0.00	0.72	0.60	0.87
<b>MÊME PDT (1)</b>						
réf. : 1 seule interpellation		2	0.03			
même produit	0.00	1	0.93	1.00	0.86	1.17
produits différents	-0.34	1	0.00	0.70	0.60	0.83
TYPE ILS	Retirée du modèle		0.23			
COHORT	Retirée du modèle		0.77			
NATIONALITE	Retirée du modèle		0.99			
NB INTERPEL.	Retirée du modèle		0.11			

(1) : la personne sur la période 1992-2001 a été interpellée une fois, plusieurs fois uniquement pour le même produit ou plusieurs fois pour plusieurs produits ; variable à trois modalités : 1 interpellation uniquement/plusieurs interpellations mais même produit/plusieurs interpellations avec plusieurs produits. La modalité de référence pour chaque variable est indiquée en italique.

Groupe de référence : homme, âgé de moins de 25 ans, interpellé pour usage simple en 1992/93 pour la première fois, ayant une interpellation sur la période, au chômage ou sans profession, de nationalité française, né et interpellé en IDF.

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

Concernant les caractéristiques des interpellations, contrairement aux PIU de cannabis, le nombre total d'interpellations n'a pas été retenu dans le modèle final. Si le nombre total d'interpellations recensées sur la période n'a pas de conséquence sur la mortalité du groupe héroïne/cocaïne/crack, le fait d'avoir été interpellé ou non pour des produits différents en a une. En effet, le modèle indique que les individus arrêtés pour différents produits sur la période 1992-2001 ont un risque relatif inférieur de décéder (RR = 0,7\*\*\*) que ceux ayant dans leur carrière répressive que des infractions pour le même produit. Si l'interpellation n'a pas lieu en IDF, la personne a un risque moindre de décéder (RR = 0,8\*).

Enfin, comme dans le cas des PIU de cannabis, l'année de la première interpellation a un pouvoir explicatif du différentiel de mortalité plus grand que l'année d'inclusion. Il existe un écart notable de mortalité entre les PIU d'héroïne/cocaïne/crack interpellés pour la première fois en 1992/1993 par rapport à ceux interpellés en 1994/1995 (RR = 0.8), et relativement plus grand avec ceux arrêtés en 1996/1997 (RR = 0,7\*\*\* pour les personnes dont la première interpellation a eu lieu en 1996/1997 par rapport à ceux 1992/1993).

## Synthèse

Sur l'ensemble des individus interpellés : l'âge, le sexe, le produit et la catégorie socioprofessionnelle ainsi que l'antériorité dans l'interpellation ont un impact sur la mortalité des individus interpellés.

Il est important de noter que le type d'infraction (usage simple/usage-revente) n'a aucune influence.

Contrairement à ce que l'on aurait pu croire lors du commencement de l'enquête, l'écart de mortalité entre les hommes et les femmes existe mais il n'est pas si grand. Les courbes de survie (KM) ont d'ailleurs mis en exergue que l'écart se creuse au fur et à mesure de l'allongement du temps d'observation mais, dans une période de deux ans après l'interpellation, les risques de décéder sont proches.

L'âge à l'interpellation, l'année de la première interpellation, le sexe et la CSP ont des effets similaires sur les PIU de cannabis ou sur les PIU d'héroïne/cocaïne/crack (dans des proportions différentes cependant, par exemple : l'effet âge est plus marqué parmi les PIU de cannabis, RR = 4,3 après 35 ans vs RR = 2,8 pour PIU d'héroïne/cocaïne/crack). Mais certaines autres variables agissent différemment. Alors qu'aucune variable régionale n'a d'importance chez les PIU de cannabis, elles en ont sur le groupe héroïne/cocaïne/crack (être né et interpellé en IDF est un élément supplémentaire du risque de décéder). Concernant les interpellations, parmi les interpellés cannabis, c'est le nombre total d'interpellations qui interfère sur la mortalité alors que parmi les PIU d'héroïne/cocaïne/crack c'est la présence de produits différents ou non dans la « carrière répressive ».

Dès lors que les variables agissant sur la mortalité des PUI ont été identifiées, il convient de s'interroger sur les causes à l'origine des différents décès. Les causes de décès recensées sont-elles spécifiques à une population d'usagers actifs de



drogues ? Existe-il une surmortalité des PIU pour certaines causes de décès par rapport à la population générale française ? Les causes de décès associées à la cause de décès principale permettent-elles d'obtenir des informations supplémentaires sur les circonstances du décès ?

## ANALYSE DES CAUSES DE DÉCÈS

---

L'analyse des causes de décès porte sur 794 décès, sur les 1 338 analysés précédemment. Effectivement, seuls les décès survenus avant l'année 2000 sont, au moment de l'étude, renseignés dans le fichier du CépiDc (INSERM) ce qui exclut de cette analyse les 512 décès intervenus après l'année 1999. Par ailleurs, 19 décès survenus à l'étranger n'ont pas fait l'objet d'enregistrement dans la base de l'INSERM et l'information n'a pu être retrouvée pour 13 autres décès survenus en France. Les 794 décès analysés sont codés suivant la 9<sup>e</sup> classification nationale des maladies (CIM 9 - voir annexe).

Ces décès concernent 699 hommes (88 %) et 95 femmes (12 %). Ils ont été interpellés respectivement à 28,2 et 28,0 ans et sont décédés en moyenne à 30,1 et 29,7 ans.

La première partie de l'analyse porte sur la comparaison de la répartition de la mortalité par causes entre les différents groupes d'interpellés et sur leurs taux de mortalité, pour chacune des causes renseignées.

Une comparaison des causes de mortalité des PIU avec celle de l'ensemble de la population en 1997 est ensuite proposée. La date de 1997, adoptée dans les analyses précédentes, a été choisie pour sa position intermédiaire dans la période 1992-2002. Les comparaisons avec la structure des décès par cause dans l'ensemble de la population française ont été menées à la fois globalement sur la tranche d'âge 15-54 ans et en standardisant les décès par âge. Dans ce dernier cas, comme dans le calcul des ratios standardisés, la structure des décès observés dans la cohorte est comparée à celle des décès attendus, obtenus en appliquant les taux de mortalité par âge de l'ensemble de la population aux PIU du même âge de la cohorte.

L'étude des ratios standardisés de mortalité vient ensuite apporter un éclairage complémentaire en permettant d'appréhender pour chaque cause de décès, le poids de la mortalité des différents groupes de PIU.

Sauf mention contraire, les analyses portent uniquement sur l'examen de la cause initiale de décès, à partir de laquelle est établie la statistique nationale des causes de décès.

Après cette analyse générale, certaines catégories de décès sont examinées plus en détail, à l'aide de l'ensemble des informations présentes dans le certificat de décès.

## COMPARAISONS INTERNES

## Répartition des décès par cause

## Analyse suivant le produit à l'origine de l'interpellation

Sur les 794 décès renseignés, 76,7 % concernent des personnes interpellées pour usage ou usage-revente d'héroïne/cocaïne/crack (70,8 % pour l'héroïne, 5,9 % pour la cocaïne et le crack), 21,9 % de cannabis, et 1,4 % d'ecstasy. En ce qui concerne cette dernière substance, la faiblesse des effectifs ne permet pas d'interpréter les résultats.

Ces proportions sont à peu près identiques à celles observées pour l'ensemble des décès recensés de 1992 à 2002.

La répartition par cause de décès diffère très largement entre personnes interpellées pour usage de cannabis et personnes interpellées pour usage d'héroïne, cocaïne ou crack<sup>29</sup>. Compte tenu de la faiblesse des effectifs des décès de PIU de cocaïne ou de crack, la plupart des différences entre le groupe héroïne et le groupe cocaïne/crack ne sont pas significatives.

Les décès par surdoses (classés en « pharmacodépendance » code 305) sont cependant significativement moins nombreux pour les PIU de cocaïne/crack. Ce résultat pourrait laisser penser, même si on se trouve près de la limite de significativité, que le sous-groupe de PIU de cocaïne/crack présente certaines spécificités par rapport à ceux interpellés pour usage d'héroïne.

Cette spécificité est cependant faible au regard de la différence de structure des causes de mortalité entre PIU de cannabis et d'héroïne (ou de cocaïne). Chez les premiers, près des deux tiers des causes de décès concernent des causes extérieures de traumatismes et empoisonnements (code E800 à E999) contre plus d'un tiers dans le cas de l'héroïne. Cet écart s'explique par une proportion de décès par accidents de la circulation trois fois plus élevée chez les individus interpellés pour usage de cannabis et dans une moindre mesure par une proportion de décès par suicide plus élevée. À l'inverse, la proportion de décès par pharmacodépendance (essentiellement les surdoses) est trois fois plus élevée chez les PIU d'héroïne et la proportion de décès par Sida un peu plus de deux fois plus élevée.

Ces résultats confirment, sans surprise, que ces deux populations ont peu de caractéristiques en commun, si l'on excepte le fait d'avoir fait l'objet d'une interpellation. Il est d'ailleurs probable que les 6 % de décès par pharmacodépendance de PIU de cannabis concernent en réalité des consommateurs d'héroïne ou d'opiacés. Cette présomption existe également dans le cas des décès par Sida, bien qu'avec moins de certitude compte tenu de la possibilité de transmission par voie sexuelle.

L'importance des décès classés en cause inconnue sera discutée par la suite.

29. Pour une description des catégories des causes de décès, se reporter à l'annexe.

Tableau 26 - Répartition des décès par cause et par produit

	Cannabis (n = 174)	Héroïne (n = 562)	Cocaïne/crack (n = 47)	Ecstasy (n = 11)
	%	%	%	%
Maladies infectieuses et parasitaires	6,3	12,6	12,8	9,1
dont sida avéré et infection par le VIH	5,7	11,4	12,8	0,0
Tumeurs	2,3	3,9	6,4	0,0
Troubles mentaux	6,3	20,3	6,4	9,1
dont pharmacodépendance	5,7	19,6	4,3	9,1
Maladies du système nerveux et des organes des sens	1,1	0,5	0,0	0,0
Maladies de l'appareil circulatoire	4,6	3,9	8,5	0,0
Maladie de l'appareil respiratoire	0,6	1,6	0,0	0,0
Maladie de l'appareil digestif	1,7	2,0	6,4	0,0
Causes extérieures de traumatismes et empoisonnements	64,9	36,1	40,4	54,5
dont accidents de la circulation	28,7	10,1	19,1	18,2
intoxication accidentelle	1,7	1,8	6,4	9,1
autres accidents et séquelles	9,2	6,4	10,6	9,1
suicides	17,2	10,9	4,3	18,2
homicides	2,9	1,4	0,0	0,0
Symptômes, signes et états morbides mal définis	12,1	19,0	19,1	27,3
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

### Analyse suivant le sexe

Pour le cannabis, la comparaison hommes/femmes est délicate car la cohorte ne contient que 10 décès renseignés de femmes interpellées pour usage de cannabis.

Pour les PIU d'héroïne/cocaïne/crack, les différences de la structure de la mortalité des hommes et de celles des femmes sont particulièrement marquées pour les décès survenus suite à un traumatisme (en particulier les accidents de la circulation) et pour les décès par Sida : ces deux catégories de causes de décès ont un poids plus important chez les hommes que chez les femmes. À l'inverse, la mortalité des femmes est plus marquée par les cas de pharmacodépendance et de suicide (tableau 27).

Globalement, chez les femmes de ce groupe, la mortalité est concentrée sur moins de causes de décès, du fait que les cas de Sida et les accidents de la circulation occupent une place moins importante que chez les hommes.

### Taux de mortalité par cause

L'analyse précédente a laissé apparaître des différences de structure de la mortalité suivant les causes de décès renseignées. L'examen ci-après porte sur les taux de mortalité rapportés aux personnes années<sup>30</sup> et donc sur des différences de niveaux de mortalité entre les deux groupes de PIU.

### Analyse suivant le produit à l'origine de l'interpellation

Sur les 794 décès dont la cause est renseignée, le taux de mortalité calculé pour 1 000 PA est de 3,3 pour les PIU de cannabis et de 8,4 pour ceux d'héroïne, cocaïne ou crack.

Au sein de chaque groupe de PIU, les écarts des taux de mortalité d'une cause à l'autre sont à l'image de la répartition examinée précédemment : importance des décès survenus suite à un traumatisme ou un empoisonnement et, pour les individus interpellés pour usage d'héroïne/cocaïne/crack, des décès par Sida et surdose (tableau 28).

À l'exception des accidents de la circulation, la mortalité est toujours plus élevée pour les PIU d'héroïne/cocaïne/crack. Logiquement, l'écart est plus net en cas de mort par Sida et par surdose (différence respectivement de 0,78 et 1,36 points). Mais l'écart est également marqué pour les décès classés en causes extérieures de traumatismes et empoisonnements (0,92), en particulier les cas de suicides et les autres accidents ou séquelles. L'accident de la circulation est la seule cause pour laquelle le taux de mortalité des usagers de cannabis est plus important que chez les autres PIU mais l'écart est très faible.

30. Les causes de décès n'étant connues que jusqu'en 1999, le calcul des personnes années a été borné entre 1992 et 1999 compris. Les résultats ne sont donc pas tout à fait comparables à ceux de l'ensemble de la cohorte d'usagers de drogues interpellés (et susceptibles de décéder jusqu'en 2003).

Tableau 27 - Répartition des décès par cause et par sexe

	Cannabis (n = 174)		Héroïne, cocaïne, crack (n = 609)	
	Hommes (n = 164)	Femmes (n = 10)	Hommes (n = 524)	Femmes (n = 85)
	%	%	%	%
Maladies infectieuses et parasitaires	6,7	0,0	13,5	7,1
<i>dont sida avéré</i>	6,1	0,0	12,4	5,9
Tumeurs	2,4	0,0	3,8	5,9
Troubles mentaux	6,1	10,0	18,7	22,4
<i>dont pharmacodépendance</i>	5,5	10,0	17,9	21,2
Maladies du système nerveux et des organes des sens	1,2	0,0	0,6	0,0
Maladies de l'appareil circulatoire	4,3	10,0	3,8	7,1
Maladie de l'appareil respiratoire	0,6	0,0	1,5	1,2
Maladie de l'appareil digestif	1,8	0,0	2,1	3,5
Causes extérieures de traumatismes et empoisonnements	64,6	70,0	37,4	30,6
<i>dont accidents de la circulation</i>	29,3	20,0	11,6	5,9
<i>intoxication accidentelle</i>	1,8	0,0	1,9	0,0
<i>autres accidents et séquelles</i>	9,8	0,0	6,9	3,5
<i>suicides</i>	15,9	40,0	10,3	14,1
<i>homicides</i>	3,0	0,0	1,9	0,0
Symptômes, signes et états morbides mal définis	12,2	10,0	18,5	22,4
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

**Tableau 28 - Taux de mortalité (pour 1 000 PA) par cause de décès**

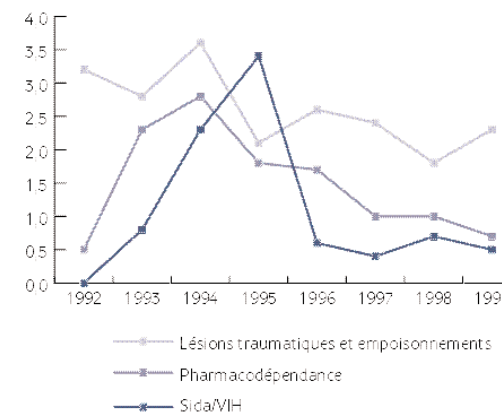
	Cannabis	Héroïne, cocaïne, crack
	taux (pour 1000PA)	taux (pour 1000PA)
Maladies infectieuses et parasitaires	0,21	1,06
<i>dont sida avéré et infection par le VIH</i>	0,19	0,97
Tumeurs	0,08	0,35
Troubles mentaux	0,21	1,62
<i>dont pharmacodépendance</i>	0,19	1,55
Maladies du système nerveux et des organes des sens	0,04	0,04
Maladies de l'appareil circulatoire	0,15	0,36
Maladie de l'appareil respiratoire	0,02	0,12
Maladie de l'appareil digestif	0,06	0,19
Causes extérieures de traumatismes et empoisonnements	2,15	3,07
<i>dont accidents de la circulation</i>	0,95	0,91
<i>intoxication accidentelle</i>	0,06	0,18
<i>autres accidents et séquelles</i>	0,30	0,57
<i>suicides</i>	0,57	0,87
<i>homicides</i>	0,10	0,11
Symptômes, signes et états morbides mal définis	0,40	1,60
Total	3,31	8,41

Source: cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

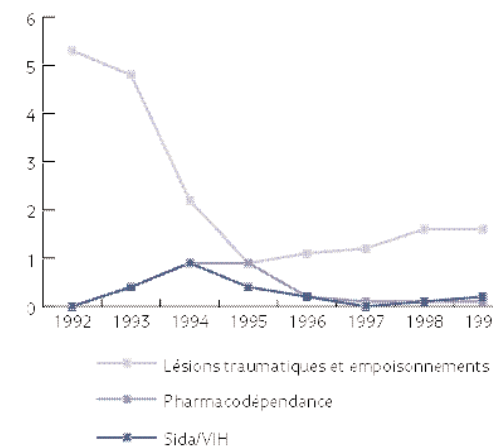
### Analyse suivant l'année du décès

Le calcul des taux de mortalité par cause et par année (pour les 8 années concernées, jusqu'en 1999) est difficile à établir du fait d'effectifs réduits (en moyenne, 22 décès renseignés par an pour les PIU de cannabis et 76 pour les PIU d'héroïne/cocaïne/crack, en hausse sur l'ensemble de la période).

Pour les trois principales causes de décès, l'évolution des taux de mortalité pour les personnes interpellées pour usage d'héroïne/cocaïne/crack est la suivante : pour les cas de sida, l'année 1995 apparaît comme une année charnière puisque les taux chutent après 1995 pour les PIU d'héroïne/cocaïne/crack. Cette année-là, ils sont plus fréquemment morts du sida que de surdose ou de lésions traumatiques ou empoisonnements. Les décès par surdose enregistrent également une baisse,

**Graphique 11 - Taux de mortalité par cause suivant l'année de décès, pour les PIU d'héroïne/cocaïne/crack (pour 1 000 PA)**

Source: cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

**Graphique 12 - Taux de mortalité par cause suivant l'année de décès, pour les PIU de cannabis (pour 1 000 PA)**

Source: cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

mais qui semble débiter plutôt après 1994 et qui est plus progressive que pour la mortalité par Sida. Le taux de décès par traumatismes ou empoisonnement est plus fluctuant. La baisse de 1998 est difficile à expliquer d'autant qu'elle concerne toutes les causes de cette catégorie.

La baisse des décès par Sida et surdose s'observe également chez les individus interpellés pour cannabis, après 1994 ou 1995 (graphique 12). La tendance inverse s'observe pour les décès par traumatismes ou empoisonnements dont les taux baissent jusqu'en 1995 et s'inscrivent dans une tendance à la hausse ensuite.

## COMPARAISONS À LA POPULATION GÉNÉRALE

### Répartition des décès par cause chez les PIU et en population générale

Il n'a été recensé que quelques décès chez les personnes âgées de plus de 54 ans en raison du très faible nombre de personnes interpellées pour usage de drogues au-delà de cet âge. La structure des décès par cause chez les différents groupes d'individus interpellés pour usage a donc été comparée dans un premier temps à l'ensemble de la population française âgée de 15 à 54 ans (tableau 29).

La répartition des causes de décès dans l'ensemble de la population âgée de 15 à 54 ans est très différente de celle observée aussi bien dans le groupe héroïne/cocaïne/crack que dans le groupe cannabis. Les écarts observés s'expliquent à la fois par les spécificités des risques encourus par les consommateurs de drogues (sida, pharmacodépendance), mais également en grande partie par les différences de structures d'âge auxquelles sont liées les plus grandes proportions de décès par tumeurs, ou maladies de l'appareil circulatoires et respiratoires (et ce, malgré l'absence des décès survenus au-delà de 54 ans en population générale).

Cette différence de structure par âge entre les individus de la cohorte et ceux décédés en France en 1997 est gommée lorsque l'on estime le nombre de décès attendus, dans la cohorte, si elle enregistrait les mêmes taux de décès qu'en population générale. Seuls les décès des 15-54 ans sont retenus pour ce calcul. Les taux de mortalité en France sont donnés par sexe car la structure de la mortalité des hommes est très différente de celle des femmes. La comparaison avec la mortalité des PIU porte d'abord sur les hommes et ensuite sur les femmes.

Pour l'ensemble des causes de décès, si les PIU enregistraient les mêmes taux de mortalité que ceux de la population générale, le nombre de décès attendus serait moindre que celui observé : 54 pour les hommes interpellés pour usage de cannabis et 83 pour ceux d'héroïne, cocaïne ou crack. La surmortalité des PIU sera confirmée par l'examen de RSM, ci-après. On s'attache ici à la structure de la mortalité des groupes d'usagers étudiés.

**Tableau 29 - Répartition des décès par cause et par produit de la cohorte et de la population française décédée entre 15 et 54 ans en 1997**

	Décès de PIU de cannabis (n = 174)	Décès de PIU d'héroïne/cocaïne /crack en 1997 (n = 609)	Décès chez les 15-54 ans (n = 58 639)
	%	%	%
Maladies infectieuses et parasitaires	6,3	12,6	2,5
<i>dont sida avéré et infection par le VIH</i>	5,7	11,4	1,9
Tumeurs	2,3	3,9	32,1
Troubles mentaux	6,3	20,3	2,5
<i>dont pharmacodépendance</i>	5,7	19,6	0,3
Maladies du système nerveux et des organes des sens	1,1	0,5	2,3
Maladies de l'appareil circulatoire	4,6	3,9	12,3
Maladie de l'appareil respiratoire	0,6	1,6	2,3
Maladie de l'appareil digestif	1,7	2,0	6,6
Causes extérieures de traumatismes et empoisonnements	64,9	36,1	28,3
<i>dont accidents de la circulation</i>	28,7	10,1	8,9
<i>intoxication accidentelle</i>	1,7	1,8	0,3
<i>autres accidents et séquelles</i>	9,2	6,4	2,6
<i>suicides</i>	17,2	10,9	11,3
<i>homicides</i>	2,9	1,4	0,6
Symptômes, signes et états morbides mal définis	12,1	19,0	7,5
Total	100,0	100,0	100,0

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

Pour les deux groupes d'hommes interpellés pour usage, la répartition des décès observés diffère de celle des décès attendus (tableau 30).

Les PIU de cannabis présentent une structure plus proche de celle de la population générale du même âge avec la prédominance des décès suite à un traumatisme ou à un empoisonnement (comme les accidents de la circulation et les suicides). Ces causes de décès caractérisent la mortalité des jeunes adultes. En même temps, les décès d'interpellés pour cannabis présentent quelques particularités, qui pourraient s'expliquer par la présence dans ce groupe de consommateurs d'autres drogues mais ayant uniquement été interpellés pour cannabis : la part plus importante des décès par Sida et surtout, la part plus importante des décès par pharma-

codépendance. La fréquence des décès classés en cause inconnue semble également être une des particularités des décès d'usagers de drogues (voir analyse détaillée ci-dessous).

**Tableau 30 - Répartition des décès de la cohorte par cause et par produit et comparaison avec les taux de mortalité de la population française de 1997 chez les hommes**

	Décès de PIU de cannabis		Décès de PIU d'héroïne, cocaïne, crack	
	Décès observés	Décès attendus	Décès	Décès
	% (n = 164)	%	% (n = 521)	%
Maladies infectieuses et parasitaires	6,7	2,0	13,6	3,9
<i>dont sida</i>	6,1	1,5	12,5	3,3
Tumeurs	2,4	8,1	3,8	10,6
Troubles mentaux	6,1	2,0	18,8	2,8
<i>dont pharmacodépendance</i>	5,5	0,9	18,0	1,1
Maladies du système nerveux et des organes des sens	1,2	2,6	0,6	2,4
Maladies de l'appareil circulatoire	4,3	4,4	3,6	6,5
Maladie de l'appareil respiratoire	0,6	1,7	1,3	1,7
Maladie de l'appareil digestif	1,8	1,5	2,1	2,7
Causes extérieures de traumatismes et empoisonnements	64,6	67,0	37,6	57,7
<i>dont accidents de la circulation</i>	29,3	32,9	11,7	23,6
<i>intoxication accidentelle</i>	1,8	0,4	1,9	0,5
<i>autres accidents et séquelles</i>	9,8	4,3	6,9	4,3
<i>suicides</i>	15,9	17,4	10,4	18,7
<i>homicides</i>	3,0	1,1	1,9	1,1
Symptômes, signes et états morbides mal définis	12,2	8,5	18,4	9,7
Total	100,0	97,8	100,0	97,9

Lecture : les décès attendus sont ceux qui seraient observés dans la cohorte si elle enregistrait les mêmes taux de mortalité que ceux de la population française décédée entre 15 et 54 ans en 1997.

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

Les décès enregistrés chez les hommes interpellés pour usage d'héroïne, de cocaïne ou de crack présentent une structure qui diffère encore plus de celle de la mortalité de la population masculine française (tableau 30). Les écarts sont parti-

culièrement importants pour les décès par Sida qui représentent 1 décès sur 8 chez les individus de la cohorte contre 1 sur 30 en population générale et surtout, pour les décès par pharmacodépendance, puisque près d'un homme interpellé sur 5 décède suite à une surdose contre 1 homme sur 100 en population générale.

À l'inverse, les cas de décès suite à un traumatisme ou à un empoisonnement ont un poids moins important dans la mortalité des PIU d'héroïne/cocaïne/crack (38 % contre 58 % pour la population du même âge), constat qui s'applique aux décès par accident de la circulation, aux suicides.

Comme pour les hommes interpellés pour usage de cannabis, les décès classés en cause inconnue occupent une place importante, plus importante que celle occupée dans la mortalité de la population masculine générale.

**Tableau 31 - Répartition des décès par cause et par produit des PIU d'héroïne/cocaïne/crack et comparaison avec les taux de mortalité de la population française de 1997 chez les femmes**

	Décès de PIU d'héroïne, cocaïne, crack	
	Décès observés	Décès attendus
	% (n = 85)	%
Maladies infectieuses et parasitaires	7,1	4,7
<i>dont sida avéré et infection par le VIH</i>	5,9	3,1
Tumeurs	5,9	23,5
Troubles mentaux	22,4	1,6
<i>dont pharmacodépendance</i>	21,2	0,0
Maladies du système nerveux et des organes des sens	0,0	3,1
Maladies de l'appareil circulatoire	7,1	7,8
Maladie de l'appareil respiratoire	1,2	3,1
Maladie de l'appareil digestif	3,5	3,1
Causes extérieures de traumatismes et empoisonnements	30,6	39,9
<i>dont accidents de la circulation</i>	5,9	14,1
<i>intoxication accidentelle</i>	0,0	0,0
<i>autres accidents et séquelles</i>	3,5	1,6
<i>suicides</i>	14,1	15,6
<i>homicides</i>	0,0	1,6
Symptômes, signes et états morbides mal définis	22,4	7,8
Total	100,0	95,0

Lecture : les décès attendus sont ceux qui seraient observés dans la cohorte si elle enregistrait les mêmes taux de mortalité que ceux de la population française féminine décédée entre 15 et 54 ans en 1997.

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

L'analyse de la mortalité des femmes est difficile à faire car elles sont peu nombreuses dans la cohorte et encore moins parmi les décès renseignés : 10 décès de femmes interpellées pour usage de cannabis et 85 décès de PIU d'héroïne/cocaïne/crack pour lesquels on peut avancer une analyse (tableau 31).

Par rapport aux hommes du même groupe (héroïne/cocaïne/crack), la sur-représentativité des cas de pharmacodépendance est encore plus importante (21 % des décès observés et aucun décès attendu), de même que les décès classés en cause inconnue (22 % des décès observés contre 8 % des décès attendus) contre une sous-représentativité des cas de tumeurs également plus importante que chez les hommes (6 % des décès observés contre 23 % des décès attendus). Les autres écarts sont plutôt plus réduits.

Ainsi, cette analyse comparée avec la mortalité de la population française laisse apparaître, pour l'ensemble des PIU de cannabis, une structure de la mortalité caractéristique des jeunes adultes, morts précocement (dominée par les accidents de la circulation et les suicides), mais avec certaines particularités puisqu'on y retrouve tout de même des décès assez fréquents par Sida et par pharmacodépendance. Ces derniers décès sont encore plus sur-représentés chez les PIU d'héroïne/cocaïne/crack.

### Ratios standardisés de mortalité

Les ratios standardisés de mortalité (RSM) ont été calculés pour les deux cohortes de personnes interpellées pour usage (cannabis et héroïne/cocaïne/crack), par sexe et pour chacune des catégories de causes de décès.

Ces données, calculées à partir des décès de 1992 et 1999, confirment la surmortalité globale, par rapport à la population française du même âge, des hommes interpellés pour usage de stupéfiants et le niveau plus élevé de cette surmortalité pour les PIU d'héroïne/cocaïne/crack par rapport aux PIU de cannabis : le risque de décéder est multiplié par 3 pour les premiers contre 6,3 pour les seconds.

Pour les hommes interpellés pour usage de cannabis, même si l'on retrouve une surmortalité plus importante pour les trois causes identifiées comme étant liées à l'usage de drogue (Sida, pharmacodépendance et intoxication accidentelle, voir analyse détaillée ci-après), le niveau de cette surmortalité est bien moins important que pour les hommes interpellés pour héroïne, cocaïne ou crack (en particulier pour les décès par surdose).

Pour les PIU de cannabis, le « sur-risque » de décès par rapport à la population générale est également élevé pour les autres accidents ou séquelles, parmi lesquels on trouve essentiellement des accidents non précisés, déclarés d'origine accidentelle ou sans autre indication. Le « sur-risque » de décéder par accident de la circulation est du même ordre de grandeur que celui de décéder par suicide : 2,7 ou 2,8 fois plus important qu'en population générale.

**Tableau 32 - RSM par cause et par produit pour les hommes**

	PIU de Cannabis			PIU d'héroïne, cocaïne, crack		
	RSM	[borne inférieure	borne supérieure]	RSM	[borne inférieure	borne supérieure]
Maladies infectieuses et parasitaires	9,9***	4,9	17,6	22,0***	17,2	27,7
<i>dont sida avéré</i>						
<i>et infection par le VIH</i>	12,1***	5,8	22,3	24,0***	18,5	30,6
Tumeurs	0,9	0,2	2,3	2,3**	1,4	3,5
Troubles mentaux	9,2***	4,4	16,9	42,6***	34,6	51,9
<i>dont pharmacodépendance</i>	17,0***	7,8	32,3	102,7***	83,0	125,7
Maladies du système nerveux et des organes des sens	1,5	0,2	5,3	1,5	0,3	4,4
Maladies de l'appareil circulatoire	2,9*	1,2	6,0	3,5***	2,1	5,5
Maladie de l'appareil respiratoire	1,1	0,0	6,1	5,1**	2,0	10,5
Maladie de l'appareil digestif	3,9	0,8	11,5	4,9***	2,4	8,8
Causes extérieures de traumatismes et empoisonnements	2,9***	2,4	3,5	4,1***	3,5	4,7
<i>dont accidents de la circulation</i>	2,7***	2,0	3,6	3,1***	2,4	4,0
<i>intoxication accidentelle</i>	12,7**	2,6	37,1	26,2***	12,5	48,1
<i>autres accidents et séquelles</i>	6,9***	3,9	11,1	10,0***	7,0	13,8
<i>suicides</i>	2,8***	1,8	4,0	3,5***	2,6	4,5
<i>homicides</i>	7,8**	2,5	18,3	10,7***	5,1	19,7
Symptômes, signes et états morbides mal définis	4,3***	2,6	6,7	12,0***	9,7	14,6
Total	3,0***	2,6	3,5	6,3***	5,8	6,9

1. Année de référence : 1997 pour les taux bruts de mortalité des hommes de la population générale française et en considérant les personnes âgées de 15 à 54 ans uniquement.

2. L'intervalle de confiance est calculé à 95 %

3. \*\*\* =  $p < 0.001$  ; \*\* =  $p < 0.01$  ; \* =  $p < 0.05$

**Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).**

Comme précisé précédemment, la surmortalité par Sida, intoxication accidentelle ou surtout par surdose des hommes interpellés pour usage d'héroïne /cocaïne / crack est particulièrement élevée : le risque de décéder de ces causes est multiplié respectivement par 24, 26 et 103, en comparaison avec la mortalité de la population française du même âge.

Mais ces individus enregistrent une surmortalité pour toutes les autres causes renseignées, excepté pour les maladies du système nerveux et de l'organe des sens, avec un « sur-risque » allant de 2,3 pour les tumeurs à 10 pour les autres accidents et séquelles (9 accidents par submersion, suffocation ou ingestion de corps étrangers, 6 décès par le feu et 9 cas d'accidents non précisés sur 37) et 10,7 pour les homicides (10 homicides ou tentatives d'homicide, essentiellement par armes à feu, armes tranchantes ou non précisées).

Toujours chez les hommes, le risque que le décès reste classé en cause inconnue est encore plus important pour les PIU d'héroïne/cocaïne/rack que pour ceux de cannabis (respectivement 12,0 contre 4,3).

Concernant les femmes, les effectifs sont plus réduits et de nombreux ratios standardisés de mortalité ne sont pas significatifs (tableau 33). Par rapport à la population française du même âge et sexe, le risque de décéder, toute cause confondue, est multiplié par 5,6 pour les femmes interpellées pour usage de cannabis et par 13,3 pour celles interpellées pour usage d'héroïne, cocaïne ou crack.

Pour les femmes interpellées pour usage de cannabis, seul le « sur-risque » de mortalité par suicide ressort et il est particulièrement élevé (15,8).

Pour pratiquement toutes les causes pouvant être renseignées, les femmes interpellées pour usage d'héroïne, cocaïne ou crack enregistrent une surmortalité par rapport à celles en population générale et les écarts avec la mortalité en population générale sont particulièrement élevés : risque de décéder multiplié par près de 30 pour le sida et par 677 pour les surdoses. On observe également une surmortalité pour les causes extérieures de traumatismes ou empoisonnement (accidents de la circulation mais surtout suicides et autres accidents et séquelles). Et, comme pour les hommes, une surmortalité pour des causes de décès plus classiques : maladies de l'appareil circulatoire et digestif.

Dans ce groupe de PIU, le risque de voir le décès classé en cause inconnue est particulièrement important.

**Tableau 33 - RSM par cause et par produit pour les femmes**

	PIU de cannabis			PIU d'héroïne, cocaïne, crack		
	RSM	[borne inférieure	borne supérieure]	RSM	[borne inférieure	borne supérieure]
Maladies infectieuses et parasitaires	-	-	-	23,1***	8,4	50,2
<i>dont sida avéré et infection par le VIH</i>	-	-	-	28,7***	9,2	66,9
Tumeurs	-	-	-	3,2*	1,0	7,6
Troubles mentaux	32,2	0,4	179,0	139,9***	84,2	218,4
<i>dont pharmacodépendance</i>	149,3*	2,0	830,7	677,4***	401,3	1070,7
Maladies du système nerveux et des organes des sens	-	-	-	-	-	-
Maladies de l'appareil circulatoire	8,7	0,1	48,4	12,9***	4,7	28,0
Maladie de l'appareil respiratoire	-	-	-	5,9	0,1	32,8
Maladie de l'appareil digestif	-	-	-	14,5**	2,9	42,2
Causes extérieures de traumatismes et empoisonnements	8,6***	3,4	17,6	10,2***	6,7	14,9
<i>dont accidents de la circulation</i>	5,7	0,6	20,5	5,4**	1,7	12,6
<i>intoxication accidentelle</i>	-	-	-	-	-	-
<i>autres accidents et séquelles</i>	-	-	-	22,7**	4,6	66,4
<i>suicides</i>	15,8***	4,3	40,5	12,6***	6,5	22,0
<i>homicides</i>	-	-	-	-	-	-
Symptômes, signes et états morbides mal définis	7,1	0,1	39,5	34,9***	21,0	54,5
Total	5,6***	2,7	10,3	13,3***	10,6	16,4

1. Année de référence : 1997 pour les taux bruts de mortalité des femmes de la population générale française et en considérant les personnes âgées de 15 à 54 ans uniquement.

2. L'intervalle de confiance est calculé à 95 %

3. \*\*\* =  $p < 0.001$  ; \*\* =  $p < 0.01$  ; \* =  $p < 0.05$

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRIS, INSEE et INSERM).



## ANALYSE DÉTAILLÉE DES CAUSES DE DÉCÈS LES PLUS FRÉQUENTES

L'analyse précédente se basait uniquement sur les causes initiales de décès. Il s'agit ici de décrire avec plus de précision les caractéristiques des principales catégories de décès, à partir de l'examen des causes associées.

Rappelons que les informations présentes sur le certificat de décès permettent de décrire le processus morbide de la façon suivante :

- la cause initiale, c'est-à-dire la maladie ou le traumatisme étant à l'origine de l'enchaînement morbide qui a conduit au décès ;
- la cause immédiate, c'est-à-dire la maladie terminale, le traumatisme ou la complication qui a entraîné directement la mort ;
- les éventuelles causes complémentaires correspondant aux états morbides notables ayant contribué au décès, mais ne faisant pas partie de l'enchaînement décrit comme cause immédiate ou initiale de décès.

### Décès liés à l'usage de drogues

D'après l'Observatoire européen des drogues et des toxicomanies (OEDT), les « décès liés à l'usage de drogues » regroupent les décès par psychose due aux drogues (code 292 de la CIM9), certains cas de pharmacodépendance (codes 304.0 et 304.2-9), d'abus de drogues sans dépendance (codes 305.2-3, 305.5-7, 305.9), d'intoxication accidentelle (codes E850.0, E850.8\*, E854.1-2, E855.2, E858.8\*), de suicide par substances solides ou liquides (E950.0\*, E950.4\*) et d'empoisonnement par substance solide ou liquide, causés d'une manière indéterminée quant à l'intention (E980.0\*, E980.4\*)<sup>31</sup>.

**Tableau 34 - Effectifs des « décès liés à l'usage de drogues » chez les PIU**

	PIU de cannabis	PIU d'héroïne, cocaïne, crack
Pharmacodépendance	10	112
Intoxications accidentelles	0	4
Suicides	0	2
Total	10	118
Taux de mortalité (pour 1 000 PA)	0,19	1,63

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

Les cas de décès par abus de drogues sans dépendance (code 305) sont extrêmement rares parmi les décès des personnes interpellées pour usage : seuls deux cas suite à un abus d'alcool sont signalés en cause initiale de décès. Mais pour l'un d'entre eux, une pharmacodépendance de type morphinique est indiquée en cause associée ! Sur l'ensemble des décès codés en 305 en 1997, tous sont dus à un abus d'alcool ou de tabac et aucun à des drogues illicites.

Aucun cas de psychose due aux drogues (code 292) n'apparaît dans la cohorte de PIU. Ils sont également extrêmement rares dans l'ensemble de la mortalité française (au maximum 2 par an depuis 1990 d'après le Cépidec).

Ainsi, 128 décès entrent dans la catégorie des décès liés à l'usage de drogues, tel que la définit l'OEDT, essentiellement des cas de surdoses (les 10 décès de PIU de cannabis et 112 décès de PIU d'héroïne/cocaïne/crack) et quelques cas d'intoxications accidentelles ou de suicides pour le deuxième groupe de PIU.

Le taux de mortalité pour 1 000 PA est alors de 1,63 pour les individus interpellés pour usage d'héroïne/cocaïne/crack et de 0,19 pour ceux interpellés pour usage de cannabis.

Parmi les 123 cas pour lesquels la pharmacodépendance est mentionnée en cause initiale, 89 % concernent des individus interpellés pour usage ou usage-revente d'héroïne. Le dernier chiffre du code de la CIM 9 précise le produit en cause lors du décès, lorsque celui-ci est connu. Dans la moitié des cas de décès de la cohorte, le produit n'a pas été mentionné sur le certificat de décès, ni récupéré par la suite par le Cépidec. Ce résultat n'est guère surprenant lorsque l'on connaît les difficultés rencontrées par le Cépidec pour obtenir les résultats des analyses *post mortem* de certains instituts médico-légaux (dans la cohorte de PIU, les décès par pharmacodépendance non renseignés quant au produit ne sont pas particulièrement concentrés géographiquement).

Pour les décès comportant la précision du produit, le croisement avec le produit à l'origine de l'interpellation laisse apparaître que sur 110 décès par pharmacodépendance d'individus interpellés pour usage d'héroïne, 55 sont indiqués comme des surdoses de type morphinique (seul ou en association) alors que les autres sont sans précision de produit. Dix décès de PIU de cannabis sont enregistrés et pour 5 d'entre eux, un produit de type morphinique est à l'origine du décès. Il s'agit donc manifestement de « faux » usagers de cannabis.

Les données du fichier national des causes de décès permettent également de décrire le processus morbide des PIU décédés par pharmacodépendance.

La cause immédiate la plus fréquemment mentionnée dans ces décès est l'intoxication, en particulier aux opiacés ou aux narcotiques (52 des 123 décès). Dans 15 cas, le décès fait suite à une intoxication aux antidépresseurs. Les causes associées n'apportent aucune information supplémentaire ; il s'agit systématiquement de « causes mal définies de la morbidité et de la mortalité ».

Manifestement, les certificats de décès ne sont pas remplis de façon identique puisque la cause de décès « pharmacodépendance » (code 304) peut apparaître en cause immédiate ou en causes associées. En prenant l'ensemble des cas de phar-

31. La sélection de certaines causes de décès (celles signalées par un astérisque) dépend des produits.

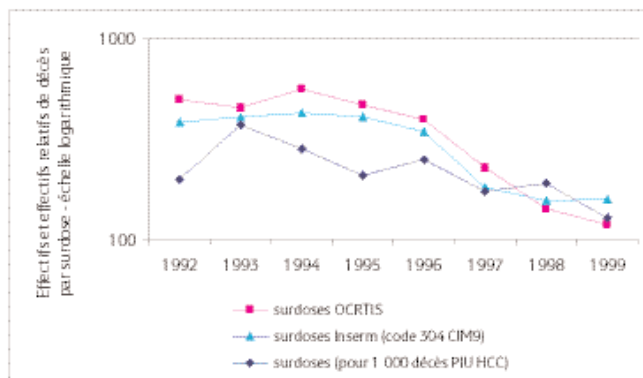
macodépendance, cela porte à 194 le nombre de décès mentionnant cette cause (soit une augmentation de 76 % de cas de pharmacodépendance en prenant en considération également les causes associées).

Malgré de faibles effectifs pour certaines années, il est possible d'examiner l'évolution du nombre annuel de décès par surdose enregistré parmi les personnes interpellées pour héroïne/cocaïne/crack. Dans le graphique 13, ces données sont rapportées à l'ensemble des décès constatés pour ce groupe d'individus et sont comparées, en terme d'évolution<sup>32</sup>, aux autres mesures existantes des surdoses en France :

- les surdoses constatées par les services de police (s'agissant d'une mort suspecte, toute surdose est normalement signalée aux services de police qui procèdent à une enquête), données renseignées par l'OCRIS,
- les décès survenus en France classés en pharmacodépendance dans le fichier national des causes de décès tenu par le CépiDc.

La décroissance des surdoses en France est soulignée depuis plusieurs années bien que des incertitudes subsistent car ni l'OCRIS, ni le CépiDc n'offrent une mesure exhaustive du phénomène (de nombreux décès leur échappent, dans des proportions inconnues). Bien que les effectifs soient réduits, les surdoses enregistrées chez les personnes interpellées pour usage d'héroïne/cocaïne/crack confirment cette baisse.

**Graphique 13 - Évolution comparée des décès par pharmacodépendance des PIU (pour 1 000 décès de PIU d'héroïne/cocaïne/crack), de l'OCRIS et de l'INSERM (en nombre de décès)**



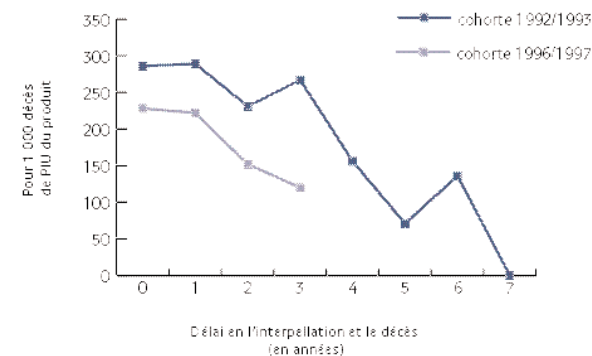
Lecture : en 1995, l'OCRIS enregistre 465 surdoses, l'INSERM 406 et 209 surdoses pour 1 000 décès sont constatés dans la cohorte d'interpellés pour usage d'héroïne/cocaïne/crack

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRIS, INSEE et INSERM).

32. Les niveaux ne peuvent être comparés car si l'OCRIS et l'INSERM recensent le nombre total d'un certain type de surdoses, dans la cohorte, le nombre de décès par surdose est dépendant du nombre total de décès constatés au sein de la cohorte.

La comparaison des décès par surdose entre les individus inclus en 1992/1993 et ceux inclus en 1996/1997 confirment une baisse de la mortalité par surdose entre les deux périodes (graphique 14).

**Graphique 14 - Décès par pharmacodépendance suivant l'année d'interpellation et l'année de décès (pour 1 000 décès de PIU d'héroïne/cocaïne/crack)**



Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRIS, INSEE et INSERM).

## Décès par suicide

En cause initiale, 98 décès par suicide sont recensés dans la cohorte, soit 12 % des décès renseignés ; 30 concernent des personnes interpellées pour usage de cannabis et 66 pour usage d'héroïne/cocaïne/crack, représentant respectivement 17 et 11 % des décès de ces groupes. L'analyse par RSM a démontré une surmortalité particulièrement importante pour les femmes interpellées pour usage de stupéfiants.

Dans le cas d'un décès par suicide d'un usager de drogues, la question se pose, pour le médecin qui constate le décès, de faire la distinction entre une surdose et un suicide. D'ailleurs, la CIM prévoit une catégorie pour des traumatismes et empoisonnements causés d'une manière indéterminée quant à l'intention (E980-E989), lorsque l'enquête médicale ou légale n'a pas pu conclure à un accident, un suicide ou un homicide (l'absence de conclusion doit être explicitée dans le certificat). Quatorze cas de décès par empoisonnement sont dans cette catégorie et le produit ne permet pas d'envisager plutôt un suicide ou une surdose (médicaments ou produit indéterminé). Les cas de décès par pendaison, noyade, armes à feu ou autres armes sont difficilement reclassables ailleurs.

Pour la moitié des 98 décès recensés, le mode de suicide a été la pendaison (E953.0). Viennent ensuite les cas de suicide par substances solides ou liquides (20 cas ; classe E950) pour lesquels peut se poser le problème de l'intentionnalité (bien que celle-ci doit être précisée dans le certificat pour que le décès soit enregistré en « suicide »<sup>33</sup>).

Les produits indiqués sont pour la plupart des médicaments ; seule la classe E950.3 autorise l'enregistrement de décès suite à la prise de psychotropes (« tranquillisants et autres psychotropes »). Sept décès sont dans ce cas (les autres sont surtout des médicaments non précisés).

Pour la plupart des décès E950.3, la cause immédiate précisée correspond à une intoxication par médicaments ou produits biologiques (classe 960 à 979 de la CIM9) parmi laquelle on ne retrouve que deux cas d'intoxication à des opiacés ou narcotiques.

S'il existe des difficultés à classer un décès suite à une prise de stupéfiants entre une surdose ou un suicide, les cas sont apparemment très rares dans la population à l'étude ici.

Pour l'ensemble des décès de la cohorte, la mention d'un produit (illicite) impliqué dans le décès ne survient que pour les cas de pharmacodépendance (type cocaïnique, morphinique ou association de drogues), suicide par substances solides ou liquides (tranquillisants et autres psychotropes), intoxication accidentelle (opiacés et autres narcotiques similaires) ou non (opiacés et narcotiques).

## Décès par Sida

Quatre-vingts décès par Sida, mentionné en cause initiale, sont enregistrés dans la cohorte<sup>34</sup>. Logiquement, la plupart de ces décès concernent des usagers à risque d'infection : 80 % sont des individus interpellés pour usage d'héroïne et 7,5 % pour usage de cocaïne/crack. On recense néanmoins 10 PIU de cannabis et décédés suite au Sida (soit 12,5 % des décès de cette catégorie), mais il est impossible de savoir s'ils consommaient uniquement du cannabis ; 6 d'entre eux ont été inclus dans la cohorte en 1992/1993 et n'ont fait l'objet d'aucune autre interpellation permettant de détecter un autre produit consommé.

Il n'est pas facile de faire ressortir un profil type des PIU décédés par Sida à l'aide des variables disponibles dans le FNAIS : ils ont été en moyenne interpellés 1,6 fois sur l'ensemble de la période 1992-2003 (plutôt moins souvent que l'ensemble des personnes interpellées pour usage d'héroïne, cocaïne, crack réunis dont le nombre moyen d'interpellations est de 1,8), rarement pour une autre substance.

33. D'après la CIM9, la rubrique « suicide » comprend les tentatives de suicide et les traumatismes provoqués par soi-même, précisés intentionnels.

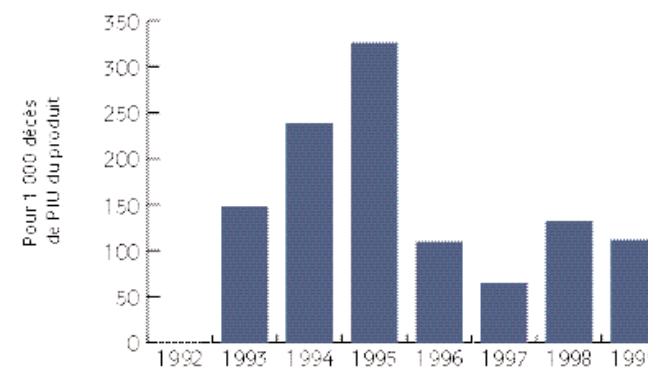
34. Quatre cas sont enregistrés comme « infection par le VIH » (alors responsable d'une autre pathologie) alors que les autres décès sont enregistrés comme des cas de « sida avéré ».

Les codes de la classification internationale des maladies, relatifs aux décès par Sida ont été introduits dans la CIM9 en 1987 pour indexer le Sida et l'infection par le VIH<sup>35</sup>. La particularité de ces décès est que si le Sida est considéré comme étant « à l'origine de la séquence des événements morbides ayant entraîné la mort » (et donc classé en cause initial), les symptômes peuvent être très variables : autres maladies infectieuses, maladies de l'appareil respiratoire, circulatoire, du système nerveux...

La mention du Sida apparaît parfois dans les causes associées, ce qui porte à 104 le nombre total de décès de PIU atteint du sida mais la pratique de certification peut être variable et la séropositivité du décédé pas forcément connue, ni inscrite dans le certificat de décès.

La courbe des décès par Sida rapportés à l'ensemble des décès (renseignés) de la cohorte est à l'image de ce que l'on sait de la diffusion de l'épidémie du Sida en France : particulièrement meurtrière jusqu'en 1995, le nombre de décès par Sida a baissé avec la diffusion des traitements de substitution auprès des toxicomanes, l'introduction des trithérapies et le développement de la politique de réduction des risques auprès d'une population plus large (graphique 15).

**Graphique 15 - Décès par Sida par année de décès (pour 1000 décès de PIU d'héroïne, cocaïne, crack)**



Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

35. Auparavant, ces maladies étaient classées en 279.1, c'est-à-dire, parmi les troubles immunitaires, avec les déficits immunitaires cellulaires.

## Décès par accidents de la circulation

Il s'agit d'une cause de décès relativement fréquente puisque 15 % des individus de la cohorte sont décédés suite à un accident de la circulation, mentionné en cause initiale (soit 118 décès). Ce pourcentage s'élève à 29,3 % chez les personnes interpellées pour usage de cannabis et passe à 11,7 % pour celles interpellées pour usage d'héroïne/cocaïne/crack. Il s'agit d'une des différences marquantes de la mortalité de ces deux groupes. Cette cause de décès étant très liée à l'âge, la standardisation par l'âge est indispensable. Les résultats ont été présentés précédemment.

Pour les PIU de cannabis comme pour les autres PIU considérés, les raisons directes de la mort les plus fréquentes sont les mêmes : soit un traumatisme interne d'un organe non précisé (869.0), un traumatisme intracrânien de nature non précisée (854.0), soit un écrasement du thorax (862.8). Des causes associées sont rarement précisées.

Les données du certificat de décès n'apportent pas beaucoup d'éléments pour préciser de quel type d'accident il s'agit (alors que la CIM le permet) ; la plupart des décès sont classés en « accident de la circulation de nature non précisée » (E819) et pour une « personne décédée : non précisée » (E819.9).

## Décès en cause inconnue

Cent quarante décès d'individus de la cohorte sont classés, pour la cause initiale, en « symptômes, signes et états morbides mal définis », parmi lesquels 138 sont des causes mal définies et inconnues de la mortalité (codes 797 à 799 de la CIM9), parmi lesquels on compte encore :

- 2 cas de mort instantanée d'un usager d'héroïne ;
- 2 cas de mort sans témoin (découverte d'un cadavre, sans cause apparente du décès) pour un usager de cannabis et un usager-revendeur d'héroïne ;
- 1 cas d'asphyxie pour un usage d'héroïne, interpellé à 7 reprises (pour usage simple ou pour usage-revente), 3 fois pour ecstasy, 2 fois pour cannabis et 2 fois pour héroïne ;
- 7 arrêts respiratoires, insuffisance cardio-respiratoire : 1 usager de cocaïne, 2 de cannabis et 4 d'héroïne ;
- et enfin, 126 cas pour lesquels la cause est inconnue. La proportion de PIU d'héroïne y est un peu plus élevée que pour l'ensemble des décès (77,0 contre 70,8 %) et celle des PIU de cannabis est plus faible (14,3 contre 21,9 %), mais les différences ne sont pas significatives. La répartition par sexe est la même que celle de l'ensemble des décès, l'âge moyen au décès et la moyenne du nombre d'interpellations également. Rien ne permet d'identifier dans les caractéristiques des personnes concernées les raisons de l'absence d'information sur le motif du décès.

Les caractéristiques du décès ou de la personne décédée ne semblent pas déterminer la présence ou l'absence d'information. Il convient donc d'examiner la façon dont sont enregistrées les données, aux différents stades du processus : pourquoi l'information est-elle absente du certificat de décès (certification) et pourquoi n'est-elle pas récupérée par la suite, lors de l'enregistrement des données (codification) ?

La procédure légale veut qu'en cas de mort par surdose, le décès, considéré comme mort suspecte, entre dans le cadre d'une procédure judiciaire qui requiert un examen médico-légal. Le médecin ayant constaté le décès ne remplit donc pas la partie du certificat de décès contenant les informations relatives aux causes de décès. Cette pratique est probablement variable d'une région à l'autre mais les connaissances sont lacunaires en ce domaine. Il semblerait qu'en Alsace par exemple, le parquet demande systématiquement une autopsie en cas de surdose présumée mais, cette pratique coûtant chère, elle n'est pas généralisée (Lert F., 2000).

Pour ce type de décès, le certificat arrive donc vierge au CépîDc, chargé de l'enregistrement des causes de décès dans le fichier national. Il sera classé en cause inconnue, du moins momentanément, tant que les résultats de l'autopsie ne sont pas parvenus au CépîDc. Mais cette procédure n'est pas encadrée légalement et la pratique est très variable d'une région à l'autre. Pour certains instituts médicaux-légaux (IML), la transmission est très rare.

Parmi les décès de la cohorte classés en cause inconnue, près de 60 % ont eu lieu dans la région Ile-de-France. Une étude conjointe entre l'IML de Paris et le CépîDc, portant sur les décès examinés par l'IML en 1990, avait conclu à une forte sous-estimation de la statistique de l'INSERM quant à certaines causes de décès : 40 % des cas de suicide recensés à l'IML de Paris n'apparaissent pas dans la statistique nationale et 67 % des cas de surdose constatés en 1990 à l'IML de Paris ne sont pas enregistrés dans la statistique nationale. Ils ont été *a priori* codés en 799.9 dans la statistique nationale (Lecomte D. et al., 1994a ; Lecomte D. et al., 1994b). Une étude similaire, menée avec l'IML de Lyon en 1996, a montré que plus de 50 % des décès classés en cause inconnue étaient en fait des morts violentes, en particulier des suicides. Sur la région de Lyon, les cas d'intoxication éthylique mortelle ou les overdoses aux opiacés n'ont été révélés qu'à travers l'examen des données médico-légales (Tilhet-Coartet S et al., 2000). La prise en compte des données des IML peut donc profondément changer l'image des statistiques nationales, pour les décès « suspects ».

## SYNTHÈSE

Les décès des PIU d'héroïne, cocaïne et crack se répartissent principalement en un tiers de décès directement liés à l'usage de drogues (20 % de surdoses et 13 % de cas de Sida), un tiers pour causes extérieures de traumatisme et d'empoisonnement (10 % d'accidents de la circulation, 11 % suicides) et un cinquième de décès en cause inconnue. Cette répartition est très différente de celle calculée en appliquant au même groupe les taux de mortalité par tranche d'âge de l'ensemble de la population française (décès attendus) : Sida et surdoses ne totalisent qu'un peu plus de 4 % des décès, alors que les causes extérieures de traumatisme et d'empoisonnement en représentent 58 % (19 % par accidents de la circulation, 24 % par suicide), les tumeurs près de 11 %, les décès en cause inconnue 10 %.

La répartition des décès des PIU de cannabis est en revanche assez proche de celle des décès attendus, et très différente de celle de la cohorte de PIU d'héroïne, cocaïne et crack. On compte parmi les décès de PIU de cannabis 65 % de décès par cause extérieure de traumatisme et empoisonnement (contre 67 % de décès attendus), avec 29 % d'accidents de la circulation (contre 34 % de décès attendus), 16 % de suicides (contre 17 % de décès attendus). La proportion de décès par Sida et par surdose est cependant plus élevée chez les PIU de cannabis que dans les décès attendus, mais cet écart semble lié à la présence de consommateurs d'opiacés parmi les PIU de cannabis. Le calcul effectué hors Sida et pharmacodépendance donne alors une structure par cause de décès quasiment identique pour les décès observés et attendus.

La différence de répartition par cause de décès entre les PIU d'héroïne/cocaïne/crack et l'ensemble de la population s'accompagne d'une surmortalité généralisée des personnes du premier groupe, pour toutes les causes considérées (à l'exception du groupe des maladies du système nerveux et des organes des sens). La surmortalité est sans surprise très élevée pour le Sida et les surdoses (RSM respectivement de 24 et plus de 100 chez les hommes et de 29 et plus de 600 chez les femmes). Elle est moins élevée mais tout de même d'un facteur trois à cinq pour les accidents de la route, les suicides, ainsi que pour les maladies de l'appareil circulatoire, respiratoire et digestif, chez les hommes. Le facteur est de 5,4 pour les accidents de la circulation et de 12,6 pour les suicides chez les femmes.

Chez les PIU de cannabis, en dehors des cas spécifiques des décès par Sida et surdoses, une surmortalité apparaît pour l'ensemble des causes extérieures de traumatismes et empoisonnements (RSM de 2,7 pour les accidents de la route et de 2,8 pour les suicides). On ne constate pas, en revanche, de surmortalité pour les autres causes classiques de décès prises en compte à l'exception des maladies de l'appareil circulatoire. Ces types de décès sont cependant rares chez des personnes jeunes et il apparaît logique qu'il soit dès lors difficile de mettre en évidence des différences statistiquement significatives.

Entre le milieu et la fin des années 1990 le taux brut annuel de mortalité par Sida chez les PIU d'héroïne/cocaïne/crack est divisé par 6 et le taux brut annuel par surdose par 4. Pour les décès par lésions traumatiques et empoisonnements, les taux, plus fluctuants, sont également orientés à la baisse mais de façon beaucoup plus modeste (divisés au minimum par 0,5 pour les suicides et au maximum par 1,9 pour les accidents de la circulation et les autres accidents).

Dans le cas du cannabis, on enregistre une forte baisse du taux de décès par lésions traumatiques et empoisonnements entre 1992 et 1995, baisse essentiellement attribuable aux cas de suicides qui passent de 2,6 décès pour 1 000 PA en 1992-1993 à 0,4 en 1995. Cette baisse, qui porte sur des effectifs faibles, est cependant significative. Elle demeure sans explication, d'autant plus que la tendance est inverse à celle observée à la même époque chez les jeunes hommes en France (Péquignot F. *et al.*, 2000).

## DISCUSSION

---

Cette étude basée sur des cohortes rétrospectives de personnes interpellées pour usage d'héroïne, cocaïne et crack, d'une part, et de cannabis, d'autre part, est née du constat de l'absence de cohorte de consommateurs de drogues à problèmes en France. Un projet de cohorte rétrospective de consommateurs accueillis dans les CSST, beaucoup plus satisfaisant sur le plan méthodologique, avait été envisagé mais en l'absence de normalisation du recueil de données dans les CSST, cette solution avait semblé difficile à mettre en œuvre. La constitution d'une cohorte prospective d'usagers en traitement, compliquée et coûteuse à mettre en place, était financièrement hors de portée de l'OFDT et n'aurait pu fournir des résultats valides sur la mortalité qu'au terme d'un délai assez long. L'existence d'un fichier central des personnes interpellées pour infraction à la législation sur les stupéfiants permettait de mener de façon rapide et peu coûteuse et avec des effectifs très supérieurs à ceux des cohortes d'usagers en traitement, une analyse de la mortalité d'une population présumée consommatrice de substances illicites. Le couplage d'un fichier de personnes interpellées avec le répertoire des personnes vivantes et avec le fichier des causes de décès n'avait par ailleurs jamais été réalisé, ce qui donne toute son originalité à cette étude.

L'utilisation des données issues du fichier FNAIS soulève cependant un certain nombre de problèmes dont le principal tient à l'équivalence supposée entre interpellation pour usage d'un produit et sa consommation effective. La connaissance de la surmortalité d'une population d'interpellés pour usage d'héroïne/cocaïne/crack constitue déjà en soi une information intéressante. Mais ces données conduisent inévitablement à se poser la question de leur généralisation à la population des consommateurs à problèmes de ces substances. Le lien entre interpellation pour usage d'un produit et consommation de ce produit doit donc être discuté, tout comme la possible spécificité d'une population d'interpellés. D'autres problèmes liés à la sélection des individus dans les cohortes doivent également être évoqués. À la lumière de cette discussion, les principaux résultats de cette étude seront passés en revue et comparés aux données issues d'autres études de cohorte menées à l'étranger.

## LES DIFFICULTÉS D'INTERPRÉTATION DES RÉSULTATS

### Liaison entre le produit en cause dans l'interpellation et les produits réellement consommés

Cette question comporte deux aspects. Il est possible, tout d'abord, de s'interroger sur la réalité de la consommation du produit par la personne interpellée pour usage de ce même produit. Il faut considérer, en deuxième lieu, la possibilité qu'une personne interpellée pour usage d'un produit donné soit aussi consommatrice d'autres produits.

#### **Le produit en cause dans l'interpellation n'est pas forcément consommé par la personne interpellée**

Une interpellation pour usage n'implique en effet pas automatiquement que la consommation du produit en cause ait été constatée. Les connaissances sur les pratiques policières en matière d'interpellations pour usage sont parcellaires et ne donnent que peu d'éclairage sur cette question. S'il arrive que les services répressifs puissent surprendre des personnes qui consomment, surtout dans le cas du cannabis, dans la majorité des interpellations, c'est la découverte d'une petite quantité de produits sur la personne interpellée qui permettra de qualifier une infraction d'usage (Barré M. D. et al., 2000). Il est d'ailleurs dans l'intérêt de la personne interpellée de prétendre être un usager pour ne pas encourir de peines plus sévères qui sont prononcées en cas d'activité de commerce de stupéfiants.

Si dans l'ensemble, il est raisonnable de penser qu'un très grand nombre de personnes interpellées pour usage consomment la substance trouvée sur elles, il n'est pas exclu qu'une partie d'entre elles soient uniquement des revendeurs qui ne consomment pas cette substance. L'absence de différence de mortalité entre les catégories d'usagers et d'usagers-revendeurs laisse cependant penser que le statut de revendeur ne change pas substantiellement les comportements de consommation. Quoi qu'il en soit, les taux de mortalité et la surmortalité des consommateurs sont d'autant plus sous-estimés que cette population de non-consommateurs est importante.

Il faut également envisager les cas d'arrêt de la consommation. Suivant la date d'inclusion dans la cohorte, la survenue du décès est observée sur une période de cinq à dix ans. Après l'interpellation, aucune information n'est disponible sur la poursuite des consommations, sauf de façon indirecte, dans le cas où la personne a fait l'objet d'autres interpellations. Il est donc possible qu'une personne soit devenue abstinente ou ait modifié ses consommations depuis son interpellation. Ce dernier cas (modification des consommations) est discuté dans la section suivante. L'absence de consommation sur une partie de la période d'observation s'analyse comme dans le cas décrit au paragraphe précédent. Le nombre de personnes années pris en compte est surestimé du fait qu'un nombre inconnu de personnes ont cessé de

consommer, ce qui se traduit par une diminution des taux de mortalité. Il serait très intéressant de pouvoir disposer de cette information sur l'arrêt des consommations pour distinguer entre la mortalité des consommateurs actifs et celle des anciens consommateurs. Cette information n'est cependant pas disponible sauf exception dans les études de cohorte de consommateurs de drogues.

Plus généralement, aucune information n'est recueillie lors de l'interpellation sur le mode de consommation, notamment l'usage de la voie intraveineuse, la fréquence de consommation, les doses consommées et l'état de santé, variables susceptibles de jouer un rôle dans la mortalité. L'interpellation peut aussi bien concerner un « sniffeur » occasionnel d'héroïne, ayant un usage « récréatif » de cette substance, et supportant donc un risque de décès plus faible qu'un consommateur dépendant qui s'injecte le produit et qui en fait globalement un usage beaucoup plus risqué. Cette limite est peut-être moins importante qu'il n'y paraît si on tient compte du fait que, statistiquement, un consommateur occasionnel a une beaucoup plus faible probabilité de se faire interpellé qu'un consommateur régulier. Il reste néanmoins qu'il faut tenir compte de l'effet minorant sur la mortalité de la présence éventuelle parmi les interpellés de non-consommateurs, de consommateurs occasionnels et de non-injecteurs.

#### **Comparaison entre les personnes interpellées pour usage de drogues et les personnes prises en charge dans les structures de soins pour consommation de drogues**

Pour apprécier une éventuelle discordance de la mortalité entre personnes interpellées pour usage d'un produit et consommateurs de ce produit on peut compléter la discussion précédente en comparant les interpellés aux personnes prises en charge dans les structures sanitaires. Ces dernières sont en effet par définition consommatrices de drogues, soit actuellement, soit dans le passé.

Les variables disponibles sont malheureusement en nombre très réduit. D'après les données de 1997, les personnes interpellées pour usage d'héroïne sont en moyenne plus jeunes d'environ trois ans que celles prises en charge dans les structures de soins pour consommation d'héroïne, plus fréquemment de sexe masculin et moins nombreuses à avoir une activité professionnelle (tableau 35).

Dans le cas du cannabis, les interpellés sont aussi en moyenne plus jeunes de trois ans que les consommateurs pris en charge dans les structures de soins (tableau 35). Relativement aux personnes accueillies dans ces structures, les interpellés pour usage de cannabis sont également plus fréquemment de sexe masculin, ont plus souvent un emploi et sont plus souvent étudiants.

Pour autant qu'on puisse en juger d'après les variables disponibles, les interpellés et les consommateurs pris en charge ne semblent pas appartenir à des populations très différentes, même si les premiers sont en moyenne plus jeunes. Cette différence d'âge et, surtout, la présence de non-consommateurs et de consommateurs récréatifs parmi les interpellés jouent cependant dans le sens d'une moindre mortalité des personnes interpellées relativement aux personnes prises en charge.

**Tableau 35 - Caractéristiques des personnes prises en charge, et des personnes interpellées**

	Personnes prises en charge pour usage d'opiacés (1997)	PIU d'héroïne, cocaïne, crack (1997)	Personnes prises en charge pour usage de cannabis (1997)	PIU de cannabis
Âge moyen	30,5	26,8	25	21,9
% de moins de 25 ans (%)	16	38,2	52	78,5
% homme (%)	75	82,4	81	92
% ayant un emploi (%)	34	25,5	29,5	24

Sources : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRDIS, INSEE et INSERM); enquête sur la prise en charge des toxicomanes (Tellier S., 2001)

### Le produit en cause dans l'interpellation n'est pas forcément le seul à être consommé par la personne interpellée

Une personne interpellée pour usage d'un produit peut être également consommatrice d'autres produits même si elle n'a pas été interpellée pour usage de ces autres substances. Diverses enquêtes montrent l'existence d'une proportion élevée de « polyconsommateurs » parmi les consommateurs d'héroïne et de cocaïne (Thirion X. *et al.*, 2001). La mise en évidence d'une proportion de multi-interpellés avec différents produits en cause ne donne qu'une image très imparfaite des polyconsommations. Tout d'abord parce qu'il faut qu'il y ait eu interpellation pour déceler cette polyconsommation, et en second lieu, en raison de la limitation de la période d'étude qui ne remonte pas au-delà de 1992, laissant ainsi de côté toutes les interpellations antérieures.

#### Cohorte des personnes interpellées pour usage d'héroïne, cocaïne ou crack

Dans le cas du groupe héroïne/cocaïne/crack, ce manque d'information sur les polyconsommations de substances illicites rend impossible l'identification d'un groupe susceptible de présenter un niveau plus élevé de risque de décès (Gremy I. *et al.*, 1997). Il s'agit d'une limite identique à celles mentionnées plus haut relatives à l'absence d'information sur les modalités de la consommation. Cette cohorte comprend vraisemblablement un ensemble hétérogène de personnes, certaines avec des niveaux de risques de décès plus élevés, dont les marqueurs pourraient être les pratiques d'injection et la polyconsommation, et d'autres avec des risques plus faibles (les occasionnels). La mortalité de l'ensemble des personnes interpellées pour usage d'héroïne, cocaïne ou crack est donc plus faible que si seuls les individus

les plus à risques avait été retenu. Cependant, pour l'ensemble du groupe, la non prise en compte des polyconsommations de substances illicites ne change pas les résultats. L'absence d'information sur les consommations d'alcool et de médicaments comme les hypnotiques et les anxiolytiques pourraient par contre jouer dans le sens d'une surestimation de la mortalité liée à la consommation de substances comme l'héroïne. Comme on l'a vu, les taux de mortalité et la surmortalité sont également importants pour cette cohorte pour les décès par accidents de la circulation et par suicide qui pourraient être aussi liés aux consommations d'alcool et de médicaments.

#### Personnes interpellées pour usage de cannabis

Dans le cas du groupe cannabis, en revanche, l'absence d'information sur les autres consommations biaise nettement les chiffres de mortalité calculés dans cette étude. En effet, une personne interpellée pour usage de cannabis peut très bien être consommatrice d'héroïne et ne pas avoir été interpellée pour usage de ce dernier produit. Cette situation apparaît dans les données de l'étude avec un certain nombre de cas de décès par surdose de personnes interpellées uniquement pour usage de cannabis. Les surdoses mortelles au cannabis n'existant pas, il s'agit à l'évidence de consommateurs d'héroïne ou d'opiacés. L'existence de consommateurs cachés d'héroïne ou de substances à plus haut niveau de risque de décès tend à surestimer substantiellement le taux de mortalité chez les interpellés pour cannabis. Le même raisonnement peut aussi être tenu pour les consommations de substances licites tels que l'alcool ou les médicaments psychotropes qui comme pour le premier groupe peuvent être en cause très directement dans les cas de décès par accident de la circulation routière et par suicide (mais aussi dans nombre d'autres causes de décès). Les données de mortalité des personnes interpellées pour usage de cannabis ne permettent donc pas de mesurer la mortalité liée à la consommation de cannabis. Les résultats dépendent de la proportion de consommateurs cachés d'héroïne ou d'autres substances parmi les interpellés pour cannabis, donnée qu'il n'est pas possible d'évaluer. L'existence de consommateurs cachés d'héroïne explique vraisemblablement la baisse de la mortalité des interpellés pour cannabis entre les années 1992 et 1995. On peut en effet supposer que le mouvement de baisse de la mortalité des interpellés pour usage d'héroïne a également concerné les consommateurs cachés d'héroïne interpellés pour usage de cannabis.

#### Liaison entre l'interpellation et le risque de décès

Le groupe de personnes interpellées pour usage de cannabis devait, dans le protocole initial de l'étude, jouer un rôle de groupe témoin (personnes non exposées aux risques de décès liés à la consommation d'héroïne et de cocaïne mais néanmoins interpellées). Il est en effet légitime de se demander si le seul fait d'être interpellé n'est pas, en soi, indépendamment des produits consommés, associé à un niveau de risque de décès plus élevé. Comme l'indique l'étude de Barré



et Godefroy, la probabilité d'être interpellé n'est pas identique suivant les populations et les lieux concernés (Barré M. D. et al., 2000). En d'autres termes, la surmortalité des consommateurs d'héroïne pourrait être à la fois la conséquence de la consommation d'une substance et de l'appartenance à une catégorie défavorisée de la population adoptant des comportements plus risqués que la moyenne de la population. L'utilisation d'un groupe témoin « d'interpellés » avait pour objectif de tenir compte de cette composante éventuelle du risque de décès non exclusivement liée à la consommation d'héroïne, cocaïne ou crack.

Il s'est avéré, en fait, que le groupe cannabis n'était pas à même de remplir cette fonction de façon satisfaisante. Tout d'abord en raison du phénomène décrit plus haut des consommations cachées d'autres produits. En second lieu, parce que la consommation de cannabis pourrait être elle-même à l'origine de certains décès liés aux accidents de la circulation. Si les décès constatés dans ce groupe ne peuvent pas être entièrement attribués à la consommation de cannabis, ils ne peuvent pas non plus être entièrement imputés à la seule appartenance à une population interpellée.

On ne dispose donc d'aucun élément indiquant dans quelle mesure la surmortalité des personnes interpellées pour usage des différentes substances est liée à la qualité d'interpellés indépendamment de la consommation de ces substances. Dans l'hypothèse d'une réitération de cette étude il serait nécessaire de constituer un groupe témoin composé de personnes interpellées pour des faits de petite délinquance (vol simple, par exemple) en excluant les personnes également interpellées pour infractions à la législation sur les stupéfiants.

### Autres biais de sélection

Pour pouvoir faire le recoupement avec le RNIPP, seules les personnes nées en France ont été retenues, ce qui a conduit à exclure 19 % de l'ensemble des inclus dans l'étude. Les raisons de ce choix ont déjà été exposées dans la partie méthodologique et ne seront rappelées que brièvement : pour des raisons techniques, il n'aurait été possible de connaître le statut vital que des personnes ayant exercé une activité et dont le décès intervient en France. Seuls les taux de mortalité des personnes les mieux insérées auraient donc pu être calculés, ce qui aurait à l'évidence mené à une sous estimation des résultats de mortalité.

On ne dispose pratiquement d'aucun élément pour faire des hypothèses sur la plus ou moins grande mortalité globale des PIU nés à l'étranger relativement à celle des interpellés nés en France. Il semble logique de penser que les interpellés étrangers sont en moyenne moins bien insérés et ont moins accès aux soins ce qui pourrait se traduire par un risque de décès plus élevé. Cependant, selon Collet et al. (Collet M. et al., 2003), les personnes étrangères semblent globalement adopter des comportements de consommation à risques plus faibles que les Français. Il est par conséquent difficile de conclure sur cette question.

## DISCUSSION DES PRINCIPAUX RÉSULTATS

### Niveau de la mortalité

#### Comparaison avec les résultats des cohortes étrangères

Le taux brut de mortalité chez les personnes interpellées pour usage d'héroïne/cocaïne/crack s'élève à 7,3 pour 1 000 PA pour l'ensemble de cette cohorte. Les taux annuels varient entre 12 pour 1 000 (en 1994) et 5 pour 1 000 (1998). À structure d'âge égale, la mortalité des hommes interpellés pour usage d'héroïne/cocaïne/crack est 5 fois plus élevée que celle de l'ensemble de la population masculine française, et celle des femmes interpellées 9 fois plus élevée que celle des femmes françaises.

Bien que témoignant d'une situation très défavorable de cette population d'interpellés relativement à la population française, ces chiffres de mortalité et de surmortalité apparaissent nettement inférieurs aux données de la plupart des études de cohorte réalisées dans les pays étrangers.

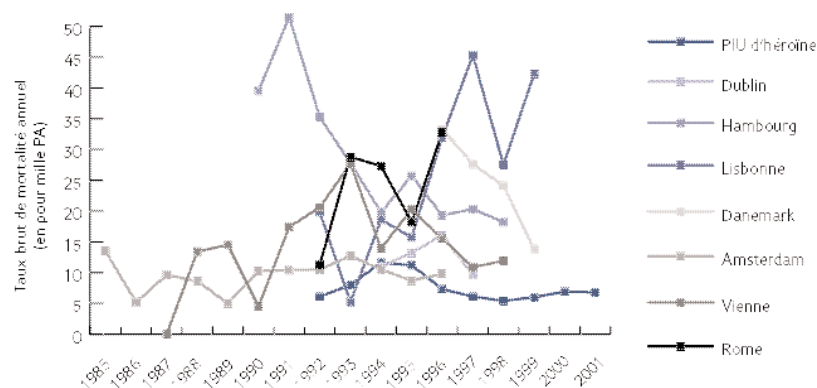
Dans les cohortes d'usagers de drogues recensées par Gremy et Rubino (1997), les taux de mortalité se situent souvent à la fin des années 1980 et au début des années 1990 autour de 25 à 30 pour 1 000 PA. Les différentes études montraient également une nette tendance à l'augmentation des taux au cours de cette période.

Les chiffres apparaissent également beaucoup plus élevés dans les études de cohorte menées au cours des années 1990, avec cependant un éventail plus large. Les différentes estimations du taux annuel de mortalité des usagers, d'opiacés le plus souvent, varient de 10 pour 1 000 PA à 30 pour 1 000 PA aussi bien dans les études de cohortes colligées par Warner-Smith, M. et al. (2001) que dans la plupart des études<sup>36</sup> européennes coordonnées par l'Observatoire européen des drogues et des toxicomanies (EMCDDA, 2002). Comme on peut le voir sur le graphique 16, les taux annuels de mortalité de la cohorte d'individus interpellés pour héroïne sont presque toujours inférieurs à ceux des usagers fréquentant les centres de traitement (ou usagers pris en charge).

En liaison avec cette différence de taux bruts de mortalité, les RSM dans la présente étude sont inférieurs à ceux des études étrangères (tableau 36). Alors que leur valeur s'établit à 5,2 pour les hommes et 9,7 pour les femmes dans la cohorte de personnes interpellées pour usage d'héroïne, les RSM se situent le plus souvent entre 9 et 15 pour les hommes et entre 11 et 35 pour les femmes dans la plupart des études menées dans les années 1990. Des valeurs encore plus élevées sont plus exceptionnellement observées, comme dans la cohorte de Barcelone (24 pour les hommes et 64 pour les femmes).

36. Études mises en place dans le cadre des travaux de l'OEDT dans les pays suivants : Danemark, Suède, Allemagne, Pays-Bas, Portugal, Espagne, Irlande, Italie, Grèce, Autriche (EMCDDA, Co-ordination of implementation, follow-up and analysis of cohort studies on mortality among drug users in European Union member States (phase 2), EMCDDA, 1999).

**Graphique 16 - Taux brut de mortalité annuel, 1992-2001, comparaison entre les personnes interpellées pour usage d'héroïne et des enquêtes européennes coordonnées par l'OEDT (pour 1 000 PA)**



Sources : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM) ; usagers fréquentant des centres de traitement (EMCDDA, 2002).

### Facteurs explicatifs des différences de mortalité

Toutes les études étrangères citées reposent sur des cohortes d'usagers inclus lors de leur entrée en contact avec des structures de soins. On ne peut comparer les personnes incluses dans les différentes cohortes que sur l'âge et le sexe. Si l'on s'en tient aux études coordonnées par l'OEDT, l'âge moyen des inclus dans la cohorte a tendance à être un peu plus élevé qu'en France (à deux exceptions près, Portugal et Dublin). Cet âge moyen ne dépasse néanmoins 30 ans qu'au Danemark (32,7). Le sexe ratio se situe suivant les pays entre 70 et 80 % de personnes de sexe masculin, soit à peu près la même proportion que dans l'étude française. La faible différence d'âge entre la cohorte française et les autres cohortes ne peut expliquer à elle seule les écarts de mortalité.

**Tableau 36 - Comparaison des résultats de cohortes suivies au cours des années 1990**

	Période d'inclusion	Période de suivi	Critère(s) d'inclusion	Effectifs	Taux de mortalité	RSM hommes	RSM femmes
<b>I. Études de cohorte d'usagers en traitement coordonnées par l'OEDT</b>							
Amsterdam	1985-96	1985-96	Usagers d'opiacés en programme de traitement méthadone	4 882	10,5	9,0	12,0
Barcelone	1992-96	1992-98	Usagers de drogues en consultation externe (83 % opiacés)	4 515	51	24,3	64,1
Danemark	1996	1996-98	Usagers de drogues s'engageant dans un traitement (75 % opiacés)	2 570	22,3	12,3	17,4
Dublin	1994-97	1994-97	Usagers d'opiacés s'engageant dans un traitement (centres spécialisés et médecins généralistes)	5 283	13,9	10,7	11,4
Hambourg	1990-96	1990-98	Usagers d'opiacés s'engageant dans un traitement à la méthadone	4 504	18,9	12,6	35,4
Lisbonne	1992-98	1992-99	Usagers d'héroïne s'engageant dans un traitement (centres spécialisés)	2 525	34,8	9,5	30,6
Rome	1980-95	1980-96	Usagers de drogues s'engageant dans un centre de traitement (92 % opiacés)	10 340	25,5	13,6	35,9
Vienne	1987-98	1987-98	Usagers d'opiacés en programme de traitement méthadone	4 698	14,8	11,3	14,2
<b>II. Autres études de cohorte</b>							
France	1992, 1993, 1996, 1997	1992-2002	Personne interpellée pour usage simple ou usage-revente d'héroïne, cocaïne ou crack	23 030	7,3	5,2	9,5
Stockholm (Wahren CA. et al., 1997)	---	1997	Hospitalisé pour dépendance aux drogues	1 494	15,8	6,9 (H + F)	
Rome (Bargagli A.M. et al., 2001)	1980-95	1997	Usagers de drogues s'engageant dans un traitement (centres publics et associatifs)	11 432	21,4	15,4	37,8

Italie du nord-est (Quaglio G. et al., 2001)	1985	1985-1998	Usagers de drogues injecteurs fréquentant des centres de soins	33 072	8,9	21,7
Etat Victoria, Australie (Coffey C. et al., 2003)	1988-99	1999	Jeunes personnes âgées de 10 à 20 ans condamnés à leur première peine privative de liberté	2 849	8,5	9,4

**Sources :** cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM); (Wahren CA. et al., 1997) cité par (Warner-Smith M. et al., 2001); (Bargagli A.M. et al., 2001; Coffey C. et al., 2003; EMCDDA, 2002; Quaglio G. et al., 2001)

La plus faible mortalité constatée dans la cohorte française pourrait en revanche s'expliquer, en partie du moins, par le fait que les études étrangères citées reposent le plus souvent sur un recrutement de consommateurs dans les grandes villes où les taux de mortalité sont probablement les plus élevés. Dans la cohorte française, le taux de mortalité moyen sur la période est bien plus important en Ile-de-France (11 pour 1 000 PA) que dans les autres régions. Le taux annuel culmine à 25 pour 1 000 PA en 1995, soit un niveau situé plutôt vers le haut de la fourchette des taux observés à cette date dans les différentes études. La différence de champ géographique conduit donc à relativiser les écarts de mortalité entre les cohortes étrangères et la cohorte française.

Il y a cependant également tout lieu de penser que la présence de non-consommateurs et de consommateurs occasionnels aux comportements moins risqués parmi les interpellés contribue, comme indiqué dans la partie précédente, à la sous-mortalité constatée dans l'étude française relativement aux autres pays. Les personnes en contact avec un centre de soins semblent constituer une population plus à risques que celle qui est interpellée.

Des éclaircissements sur l'origine de la sous-mortalité des interpellés de l'étude française peuvent aussi être recherchés dans les différences de mortalité suivant les causes de décès. On peut en effet se demander si la sous-mortalité s'observe sur l'ensemble des causes de décès ou plus spécifiquement sur certaines d'entre elles.

Les études permettant de faire des comparaisons sur les causes de décès sont néanmoins en nombre limité. Des informations détaillées sur cette question sont disponibles dans l'étude de Quaglio (2001), déjà citée, qui porte sur la période 1985 à 1998. La répartition des décès laisse apparaître des résultats très différents de ceux de la cohorte de personnes interpellées pour usage d'héroïne/cocaïne/crack (tableau 37). Globalement, les décès par Sida et surdose représentent plus des deux tiers (70 %) des décès de la cohorte italienne contre moins d'un tiers (30 %) pour la cohorte française. Cette différence est compensée par une proportion beaucoup plus importante chez les interpellés des « autres causes », des « causes inconnues » et à un moindre degré des décès par suicide. Cependant, ce tableau ne rend pas compte de la forte chute du taux de mortalité par Sida en Italie en fin de période, cette évolution étant liée comme en France à l'introduction des trithérapies.

**Tableau 37 - Répartition des décès par cause: cohorte de PIU d'héroïne/cocaïne/crack (PIU HCC) en France et cohorte d'UDVI en Italie**

	Total		Hommes		Femmes	
	PIU HCC France	UDVI Italie	PIU HCC France	UDVI Italie	PIU HCC France	UDVI Italie
Surdose	19,6	37,0	17,9	38,6	21,2	28,5
Sida	11,4	32,6	12,4	30,9	5,9	41,1
Accident de la circulation	10,1	9,5	11,6	9,7	5,9	8,0
Suicide	10,9	5,6	10,3	5,7	14,1	5,0
Autres causes	29,0	8,6	29,3	8,3	30,5	10,0
Inconnu	19,0	6,8	18,5	6,7	22,4	7,3

**Source :** cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM); usagers en centre de traitement (Quaglio G. et al., 2001)

Il est également possible de comparer les résultats par cause de décès de l'étude faite en France avec ceux de l'étude autrichienne menée dans le cadre des travaux coordonnés par l'OEDT (EMCDDA, 2002). Les résultats montrent, comme pour l'étude italienne, une moindre mortalité par Sida et surdose parmi les interpellés (tableau 38). Il est donc vraisemblable que la plus faible mortalité globale dans la cohorte d'interpellés pour usage d'héroïne, cocaïne et crack, relativement aux autres cohortes, soit dans une large mesure expliquée par des taux de mortalité plus faibles pour le Sida et les surdoses en France.

**Tableau 38 - Taux de mortalité par cause et par sexe: PIU en France et usagers en traitement dans différentes villes d'Europe (pour 1 000 PA)**

	Toutes causes			Sida	Surdose	Autres causes
	H + F	Hommes	Femmes	H + F	H + F	H + F
Vienne (87-98)	14,8	16,3	11,6	3,8	5,0	6,1
Barcelone (92-96)	51,0	52,3	46,0	18,9	17,5	14,6
France (92-99)	8,4	8,7	6,8	1,0	1,5	5,9

**Source :** cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM); usagers d'opiacés en centre de traitement (EMCDDA, 2002).

En ce qui concerne les décès par surdose, il faut tenir compte du nombre élevé de causes inconnues dans les causes de décès de la cohorte d'interpellés, une grande partie de ces décès étant vraisemblablement des surdoses (Lecomte D. et al., 1994a). Si on ajoutait dans le tableau 37 les décès en causes inconnues aux surdoses, on obtiendrait une proportion similaire de décès par surdoses à celle de la cohorte italienne. Par ailleurs, une comparaison rigoureuse des résultats demanderait à prendre en compte les différences éventuelles de définition et d'enregistrement des cas de surdoses dans les registres de décès des différents pays.

### Discussion de la baisse des décès constatés en France

La mise en évidence de la baisse de la mortalité des personnes interpellées du groupe héroïne/cocaïne/crack entre le début et la fin des années 1990 constitue un des résultats notables de cette étude. Relativement au nombre de personnes/années d'observation, le nombre total de décès est en diminution entre la période 1992/1993 et 1996/1998. Cette baisse est en grande partie liée à la diminution du nombre de surdoses et des décès par Sida. Les décès classés en causes inconnues, dont une partie pourraient être des surdoses, sont également en baisse, même si elle est moins prononcée. Ces éléments vont dans le sens d'une confirmation de la chute des décès par surdoses observée dans les données de l'OCRIS.

Il est possible d'envisager un impact des variations du nombre d'interpellations sur le taux de mortalité. Si on fait l'hypothèse en effet, que les consommateurs aux comportements les plus risqués (voie intraveineuse, etc.) ont la plus forte probabilité d'être interpellés, une augmentation du nombre d'interpellations se traduirait dans la cohorte par l'inclusion de personnes aux comportements de moins en moins risqués. Cette augmentation de la proportion de consommateurs moins à risques entraînerait une baisse du taux de mortalité. Il semble pourtant que ce schéma théorique ne soit pas vérifié pour les années 1990 en France. Le nombre de décès par surdose et le nombre d'interpellations pour usage d'héroïne, cocaïne ou crack ont en effet évolué conjointement au cours de cette période. Pour les deux variables la courbe augmente jusqu'en 1994, puis diminue fortement, surtout dans les années 1996 à 1998. La baisse de la mortalité n'est donc pas mécaniquement liée à l'évolution du nombre d'interpellations. L'explication pourrait résider dans la non-stationnarité de la population susceptible d'être interpellée. Cette croissance simultanée des décès et des interpellations pourrait être en effet la conséquence de l'augmentation du nombre de consommateurs d'héroïne au cours des années 1980. La dépendance aux opiacés étant un phénomène de longue durée, les entrées dans la consommation d'héroïne se sont additionnées et ont fait croître rapidement la population consommatrice, même si le nombre de nouveaux consommateurs a peut-être diminué au début des années 1990.

Il reste que le champ d'observation est limité aux personnes interpellées et la baisse de la mortalité constatée ici pourrait être compensée par une hausse chez les personnes non interpellées. Il serait cependant difficile de justifier une évolu-

tion très différente de la mortalité chez des usagers n'ayant pas été interpellés. Si l'on accepte l'hypothèse que l'interpellation des consommateurs d'héroïne, cocaïne et crack est plus probable dans les milieux défavorisés, il y a au contraire tout lieu de penser que le risque de décès est plus faible chez les non interpellés. Il serait assez surprenant que les décès baissent chez les interpellés et augmentent chez les non interpellés.

Les causes de la baisse des décès ont été souvent discutées. La chute des décès par Sida est incontestablement liée à l'introduction des trithérapies. La diminution des décès par surdose est quant à elle souvent mise en rapport avec l'introduction des traitements de substitution et l'adoption plus généralement de la politique de réduction des risques. Il a cependant aussi été avancé que le renversement de tendances de la mortalité par surdose est apparu en 1995, précédant ainsi l'introduction massive des traitements de substitution en 1996 (traitement à la BHD disponible en officine en février 1996). Il n'est pas possible d'apporter à ce propos de preuves définitives et il ne rentre pas dans les objectifs de ce rapport de mener une discussion approfondie sur ce sujet.

Dans les différentes études coordonnées par l'OEDT, à l'exception de celles du Portugal et de Rome, les taux ont eu tendance, au cours des années 1990, à baisser ou à stagner, et à converger vers des valeurs situées entre 10 à 20 pour 1 000 PA. Une comparaison détaillée, portant à la fois sur la période et sur les causes de décès n'est possible qu'avec une étude italienne menée à Rome (Bargagli A.M. et al., 2001).

**Tableau 39 - Taux de mortalité par cause et par sexe : PIU en France et usagers pris en charge (UP) à Rome (pour 1 000 PA)**

	UP Rome		PIU HCC France	
	1993-1994	1995-1997	1993-1994	1995-1997
<b>Toutes causes</b>				
Hommes	22,69	21,88	8,7	7,3
Femmes	24,05	24,98	10,6	4,4
<b>Sida</b>				
Hommes	10,36	9,23	1,8	0,9
Femmes	13,98	14,15	0,0	0,1
<b>Surdose</b>				
Hommes	6,19	5,66	2,4	1,4
Femmes	4,14	4,91	3,2	1,0
<b>Autres causes</b>				
Hommes	6,19	5,66	4,4	5,0
Femmes	4,14	4,91	7,3	3,3

Source : cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRIS, INSEE et INSERM); usagers en centre de traitement (Bargagli A.M. et al., 2001)

Les données du tableau montrent que la rupture de tendance observée en France au milieu des années 1990 pour les décès par sida et par surdose n'est pas perceptible dans les résultats de la cohorte italienne. En fait, comme dans le cas de l'étude de Quaglio (2001), les décès par sida commencent à décroître fortement en 1997 et en 1998, en raison, comme en France, de l'introduction des traitements par trithérapie. On voit bien ici l'importance que prend la période d'observation pour mener les comparaisons. Par ailleurs, dans la cohorte de Quaglio, la séroprévalence du VIH parmi les inclus atteint presque 50 %, chiffre deux fois plus élevé qu'en France, où la prévalence du VIH atteignait 24 % chez les injecteurs fréquentant les centres spécialisés de soins aux toxicomanes en 1994 (OFDT, 2002). Les décès par surdose ne connaissent en revanche pas en Italie le même mouvement à la baisse qu'en France en dépit de l'adoption de mesures facilitant l'accès à la méthadone. L'auteur de l'étude italienne en conclut d'ailleurs que les politiques publiques ne peuvent influencer que très légèrement sur les décès par surdose.

La comparaison des résultats suscite des questions nécessitant une connaissance approfondie de l'histoire de l'épidémie de consommation d'héroïne et des politiques publiques ainsi que des modalités de codage des causes de décès dans chacun des pays. Il n'est possible dans le cadre de cette étude que de soulever des interrogations auxquelles devront répondre des travaux spécifiques.

### Mortalité masculine et féminine

Dans la cohorte de personnes interpellées pour usage d'héroïne, cocaïne et crack le taux de mortalité est plus élevé chez les hommes que chez les femmes. Cette différence est cependant assez faible (risque minoré d'environ 30 %) <sup>37</sup>. Ce résultat est similaire à celui obtenu sur l'ensemble des études de cohorte coordonnées par l'OEDT (risque de décès chez les femmes inférieur de 20 % à celui des hommes).

Cette mortalité légèrement plus faible des femmes interpellées pour usage d'héroïne, cocaïne et crack, se traduit de façon apparemment paradoxale par une surmortalité plus élevée chez les femmes (RSM de 9) que chez les hommes (RSM de 5) par rapport à la population du même âge et du même sexe. Cette différence de RSM est due au fait que les femmes ont dans l'ensemble de la population française un risque bien plus faible que les hommes de décéder à ces âges, alors que le risque est assez peu différent entre hommes et femmes interpellées.

37. Cf. le chapitre relatif aux analyses multivariées, tableau n° 25.

### LES FACTEURS EXPLICATIFS DE LA MORTALITÉ

Les résultats obtenus par l'intermédiaire des taux bruts de mortalité, des ratios standardisés de mortalité, des courbes de survie ou du modèle de Cox peuvent être rapprochés des conclusions relatives par Gremy, I. et Rubino, C. (1997) sur la mortalité des toxicomanes. Plusieurs facteurs de risques de surmortalité mis en avant par les auteurs se retrouvent également parmi la population des personnes interpellées, à savoir :

- le sexe ;
- l'âge ;
- le produit à l'origine de la dépendance ;
- l'ancienneté dans la toxicomanie.

Même si les informations disponibles indiquent que la mortalité des personnes interpellées est plus faible que celles des toxicomanes (Bargagli A.M. et al., 2001 ; EMCDDA, 2002 ; Quaglio G. et al., 2001 ; Warner-Smith M. et al., 2001), il n'en demeure pas moins que les facteurs qui influencent le risque de décéder sont similaires dans les deux populations.

### Synthèse

Cette étude constitue la première analyse de la mortalité d'une cohorte de personnes en contact avec la drogue réalisée en France. L'appariement du fichier des personnes interpellées pour usage de drogues avec celui des personnes physique (RNIPP) de l'INSEE et de celui des causes de décès de l'INSERM, réalisé dans le cadre d'une procédure stricte garantissant l'anonymat, constitue un mode d'approche original permettant de traiter à moindre coût un nombre de cas très supérieur à ce qui est envisageable dans les études de cohorte prospectives habituelles.

L'utilisation de données d'interpellation pour usage de stupéfiants s'accompagne cependant d'un certain nombre de limites. La principale a trait à l'absence d'information sur la réalité de la consommation et sur les modes de consommation des personnes interpellées. Des individus interpellés pour usage ou usage-revente, peuvent n'être pas consommateurs (revendeurs uniquement) ou des consommateurs occasionnels. Plus la part de ces personnes est importante dans la cohorte et plus le taux de mortalité sera minoré, sous-estimant ainsi la mortalité liée à la consommation d'opiacés. Par ailleurs, les personnes interpellées pour usage d'une seule substance sur la période d'étude peuvent être également consommatrices régulières d'autres substances sans jamais avoir été interpellées pour son usage. Des PIU de cannabis peuvent ainsi être consommateurs d'héroïne, ce qui modifie fortement leur risque de décès, et augmente dans de fortes proportions les taux de mortalité de ce groupe. Il apparaît ainsi que les chiffres de mortalité de la cohorte cannabis sont largement biaisés et ne peuvent prétendre exprimer les conséquences de l'usage de cannabis. La troisième limite de cette étude tient à ce que les interpellés pourraient constituer une population à risque accru de décès (popula-

tion plus défavorisée, moins en contact avec le système de soins) indépendamment de toute consommation de substance illicite. Il ne serait alors pas possible d'attribuer l'ensemble de la sur-mortalité constatée à la seule consommation de substances, une partie de la mortalité pouvant être liée à l'appartenance à un groupe ou des groupes sociaux particuliers. Il faut noter en dernier lieu que seules les personnes de nationalité française sont incluses dans l'étude. Il est cependant difficile de savoir dans quel sens seraient modifiés les résultats si les personnes interpellées de nationalité étrangère n'étaient pas exclues de l'étude.

Cette étude fait apparaître une mortalité des PIU d'héroïne, cocaïne ou crack cinq fois plus élevée que celle des hommes de l'ensemble de la population française, et neuf fois plus élevée chez les femmes, à structure d'âge égale dans les deux cas. Il est à noter que la mortalité dans la cohorte d'interpellés reste un peu plus importante chez les hommes que chez les femmes et que la surmortalité féminine plus importante s'explique par le fait que les femmes ont dans l'ensemble de la population une mortalité beaucoup plus faible que celle des hommes.

La surmortalité globale, bien que déjà très élevée, est plus faible que dans les études étrangères qui portent toutes sur des consommateurs dépendants aux opiacés pris en charge dans les structures de soins. Cette différence de recrutement pourrait expliquer une partie des écarts de mortalité : dans les centres de soins les cohortes ne comprennent que des personnes consommatrices, *a priori* en difficulté avec leur consommation de substances. Par ailleurs, le recrutement dans les études étrangères est centré sur les grandes capitales où, comme on peut le voir en France, les taux de mortalité ont sans doute tendance à être plus élevés que dans le reste de chaque pays. En France, la mortalité constatée dans la seule région Ile-de-France est beaucoup plus comparable à celle constatée dans les autres études.

Seules trois études étrangères permettent de distinguer les différentes causes de décès. Dans les trois cas, le plus faible taux de mortalité en France est lié à une moindre mortalité par surdose et par Sida. L'écart constaté pour cette dernière cause peut s'expliquer soit par la prévalence du VIH à l'inclusion particulièrement élevée dans deux études étrangères, soit par la période de suivi. En effet, la période 1992-1999 utilisée pour la France permet à la baisse de la mortalité par Sida, liée à l'introduction des trithérapies, de s'exprimer plus pleinement que dans les études étrangères (deux études portant du milieu des années 1980 jusqu'en 1998 et une étude achevée en 1996). L'écart de mortalité par surdose se réduit en partie si l'on tient compte de l'importance des décès de cause inconnue en France, dont une partie pourrait être des surdoses.

Cette étude met en évidence une baisse de la mortalité des PIU d'héroïne, cocaïne ou crack entre la première et la deuxième moitié des années 1990. Ce mouvement de baisse résulte principalement de la diminution du taux de mortalité par Sida et par surdose et, dans une moindre mesure, des décès de cause inconnue. La baisse très prononcée de la mortalité par Sida est liée à l'introduction des trithérapies. Il est plus difficile d'attribuer la baisse des surdoses à une cause unique. On peut tout au plus, sans être en mesure de prouver une relation de cause à effet, rap-

procher le mouvement de baisse de la mortalité par surdose de l'introduction des traitements de substitution (1994/1995 pour la méthadone, 1996 pour la buprénorphine haut dosage).

## CONCLUSION

---

Cette étude permet pour la première fois en France de donner des éléments chiffrés sur la surmortalité de personnes présumées consommatrices d'héroïne, de cocaïne ou de crack. Les hommes interpellés pour usage ou usage-revente d'une de ces substances ont un risque cinq fois plus élevé de décéder que la moyenne des hommes français à structure d'âge égale. Les femmes interpellées pour le même motif, très peu nombreuses relativement aux hommes, ont un risque de décès neuf fois plus élevé que la moyenne des femmes françaises. Le taux de mortalité reste néanmoins plus élevé chez les hommes interpellés que chez les femmes.

La surmortalité des personnes interpellées pour usage d'héroïne, cocaïne et crack s'explique comme on pouvait s'y attendre par l'importance des taux de mortalité par Sida et par surdose dans cette population. L'intérêt de cette étude est néanmoins de montrer que les taux de mortalité sont également significativement plus élevés dans cette population pour la quasi-totalité des autres causes de décès. Conditions de vie plus précaires et consommation de substances expliquent sans doute conjointement la surmortalité généralisée dans cette cohorte. Il est difficile de savoir comment interviennent l'un et l'autre facteur, qui sont d'ailleurs en interrelation. Ce travail montre aussi que la problématique de la mortalité des consommateurs de drogues ne se réduit pas au décès par Sida et par surdose.

Le troisième résultat important de cette étude est de venir confirmer le mouvement de baisse des décès par surdose observé au cours des années 1990, évolution qui a souvent été mise en question car le dénombrement des cas de surdoses est toujours partiel. Par construction, dans cette étude, tous les décès d'une même population sont observés. Or la baisse des décès par pharmacodépendance au milieu des années 1990 est manifeste et n'est pas compensée par une augmentation d'une autre cause. Les taux sont en fait orientés à la baisse pour l'ensemble des causes de décès, mais de façon incomparablement plus élevée pour les décès par Sida et surdose que pour les autres causes. Ce résultat semble par ailleurs montrer que les décès par surdose recensés par l'OCRTIS et ceux recensés par l'INSERM (avec malheureusement pour cette dernière source un retard important) restent des indicateurs intéressants pour suivre l'évolution des décès par surdose, même s'ils en sous estiment le niveau en terme absolu.

Les principales limites des données utilisées ont été détaillées dans la partie discussion : absence d'informations sur les consommations et les modes de consommations, calcul de la surmortalité sans prise en compte des différences de statuts socio-professionnels entre les interpellés pour usage d'héroïne, cocaïne ou crack et

la population dans son ensemble. Malgré ces limites, les résultats obtenus pour la cohorte d'interpellés pour usage d'héroïne, cocaïne et crack peuvent être considérés comme des approximations de la mortalité et de la surmortalité chez les consommateurs de ces substances. Les cohortes étrangères qui reposent sur l'inclusion de consommateurs en traitement sélectionnent des personnes présentant des risques plus élevés de décès (consommation régulière, souvent par voie intraveineuse). Les taux de mortalité sont alors logiquement plus élevés que ceux obtenus dans cette étude. Néanmoins, d'autres facteurs explicatifs (champ géographique, période de suivi) permettent de relativiser ces écarts.

Dans le cas des personnes interpellées pour usage de cannabis, en revanche, les résultats en termes de mortalité peuvent être largement biaisés par la présence de consommateurs cachés de substances à plus haut niveau de risques. Globalement, les personnes de la cohorte cannabis se différencient nettement de celles de la cohorte héroïne/cocaïne/crack (par l'âge, le statut professionnel, la répartition par cause de décès). Mais compte tenu de la rareté des décès dans cette population de jeunes, quelques décès de consommateurs cachés d'héroïne peuvent substantiellement modifier les résultats. Il apparaît donc difficile d'approcher la mortalité liée à la consommation de cannabis à partir des résultats d'une cohorte de personnes interpellées pour usage de cannabis. D'une part, il faudrait pouvoir vérifier que la mortalité des personnes interpellées pour usage de cannabis ne serait pas identique à celle de non consommateurs interpellés pour d'autres petits délits, traduisant ainsi une probable spécificité des jeunes faisant l'objet d'une interpellation, qu'ils soient consommateurs de cannabis ou non. D'autre part, il serait particulièrement crucial de pouvoir disposer d'informations sur les consommations d'autres produits, ce qui ne paraît possible que dans des études de cohorte reposant sur des personnes vues dans les centres de soins. Ce type d'information permettrait également d'enrichir considérablement l'analyse de la mortalité liée à la consommation d'héroïne, cocaïne et crack. Enfin, on a pu voir à quel point les comparaisons avec les cohortes étrangères étaient difficiles. L'existence d'études de cohorte de consommateurs de drogues illicites vus dans les centres de soins dans la plupart des pays de l'Union européenne constitue une très forte incitation pour la mise en place d'une étude de ce type en France. Le mouvement d'harmonisation du recueil de données sur les patients accueillis dans les structures de soins, engagé par l'OFDT en collaboration avec les pouvoirs publics et des représentants des professionnels du champ, devrait permettre de réaliser aujourd'hui ce type d'étude plus facilement que dans le passé.

## BIBLIOGRAPHIE

ANTOINE (D.), VIGUIER (D.), *La prise en charge des toxicomanes dans les structures sanitaires et sociales en novembre 1995*, Paris, DRESS/DGS, 1998.

BARGAGLI (A.M.), SPERATI (A.), DAVOLI (M.), FORASTIERE (F.), PERUCCI (C.A.), « Mortality among problem drug users in Rome: an 18 year follow-up study, 1980-97 », *Addiction*, 96, 10, 2001, p. 1455-1463.

BARRÉ (M.D.), GODEFROY (T.), CHAPOT (C.), *Le consommateur de produits illicites et l'enquête de police judiciaire : étude exploratoire à partir des procédures de police judiciaire*, Paris, OFDT, 2000.

BELLO (P.-Y.), TOUFIK (A.), GANDILHON (M.), GIRAUDON (I.), *Phénomènes émergents liés aux drogues en 2002 - Rapport TREND- juin 2003*, Paris, OFDT, 2003.

BOUYER (J.), HÉMON (D.), CORDIER (S.), DERRIENNIC (F.), *Epidémiologie : principes et méthodes quantitatives*, Paris, INSERM, 1995, 498 p.

COFFEY (C.), VEIT (F.), WOLFE (R.), CINI (E.), PATTON (G.), « Mortality in young offenders: retrospective cohort study », *BMJ*, 326, 1064, 2003.

COLLET (M.), MENAHEM (G.), PARIS (V.), PICARD (H.), *Précarités, risque et santé. Enquête menée auprès des consultants de centres de soins gratuits, Questions d'économie de la Santé*. CREDES, 2003.

DESEQUELLES (A.), *Consommation de stupéfiants en France : expertise d'un système d'information et mesure du phénomène*, Droit, sciences sociales et politiques, sciences économiques et de gestion, Paris, Université Montesquieu - Bordeaux IV, 1997.

EMCDDA, *Co-ordination of implementation, follow-up and analysis of cohort studies on mortality among drug users in European Union member States (phase 2)*, EMCDDA, 1999.



EMCDDA, *Mortality of drug users in the EU: co-ordination of implementation of new cohort studies, follow-up and analysis of existing cohort and development of new methods and outputs*, EMCDDA, 2002.

ENSAE Junior études, *Étude du fichier FNAILS des interpellations pour usage de stupéfiants au niveau de l'individu*, Paris, OFDT, 1998, 55 p.

FOVEA, *L'analyse de survie*, FOVEA, Traitement statistique des études cliniques, date inconnue, 4 p.

GREMY (I.), RUBINO (C.), *Tendances de la mortalités chez les toxicomanes : étude bibliographique sur les enquêtes de cohortes*, Paris, ORS Ile-de-France, Toxicomanie, 1997, 65 p.

HILL (C.), COM-NOUGUE (C.), KRAMAR (A.), MOREAU (T.), O'QUIGLEY (J.), SENOUSI (R.), CHASTANG (C.), INSERM, *Analyse statistique des données de survie*, Paris, Flammarion, 1996, 190 p.

JOUGLA (E.), « Tests statistiques relatifs aux indicateurs de mortalité en population », *Revue d'Epidémiologie et de Santé Publique*, 45, 1, 1997, p. 78-84.

LECOMTE (D.), HATTON (F.), MICHEL (L.), LE TOULLEC (A.), « Décès par usage de stupéfiant en Ile-de-France », *BEH - Bulletin Epidémiologique Hebdomadaire*, 35, 1994a, p. 159-161.

LECOMTE (D.), HATTON (F.), RENAUD (G.), LE TOULLEC (A.), « Les suicides en Ile-de-France chez les sujets de 15 à 45 ans. Résultats d'une étude coopérative (Institut médico-légal de Paris - S.C.8 de l'INSERM) », *BEH - Bulletin Epidémiologique Hebdomadaire*, n°2, 1994b, p. 5-6.

LEPERE (B.), GOURARIER (L.), SANCHEZ (M.), ADDA (C.), PEYRET (E.), NORDMANN (F.), BEN SOUSSEN (P.), GISSELBRECHT (M.), « Diminution du nombre de surdoses mortelles à l'héroïne, en France, depuis 1994. A propos du rôle des traitements de substitution », *Annales de Médecine Interne*, 152, (Suppl. au n°3), 2001, p. 1S5-1S12.

LERT (F.), *Swap*, n°11, 2000,

OCRTIS, *Usage et trafic de produits stupéfiants en France en 2001*, Paris, Direction générale de la police nationale/Direction centrale de la police judiciaire, 2002.

OCRTIS, *Usage et trafic de produits stupéfiants en France en 2002*, Paris, Direction générale de la police nationale/Direction centrale de la police judiciaire, 2003, 119 p.

OFDT, *Drogues et dépendances : indicateurs et tendances 2002*, Paris, OFDT, 2002, 368 p.

ORGANISATION MONDIALE DE LA SANTÉ, *Manuel de la classification statistique internationale des maladies, traumatismes et causes de décès*, Genève, 1977.

PÉQUIGNOT (F.), JOUGLA (E.), LE TOULLEC (A.), BOVET (M.), « Mortalité par suicide chez les jeunes en France en 1997 et évolution depuis 1980 », *BEH - Bulletin Epidémiologique Hebdomadaire*, N°9, 2000.

QUAGLIO (G.), TALAMINI (G.), LECHI (A.), VENTURINI (L.), LUGOBONI (F.), MEZZELANI (P.), « Study of 2708 heroin-related deaths in north-eastern Italy 1985-98 to establish the main causes of death », *Addiction*, 96, 2001, p. 1127-1137.

SALEM (G.), RICAN (S.), JOUGLA (E.), DREES, *Atlas de la santé en France. Volume I: Les causes de décès*, Paris, John Libbey, 1999, 189 p.

SANCHEZ-CARBONELL (X.), SEUS (L.), « Ten-year survival analysis of a cohort of heroin addicts in catalonia; the EMETYST project », *Addiction*, 95, 6, 2000, p. 941-948.

TELLIER (S.), *La prise en charge des toxicomanes dans les structures sanitaires et sociales, novembre 1999*, Paris, DRESS/Ministère de l'emploi et de la Solidarité, document de travail n°19, 2001.

THIRION (X.), MICALLEF (J.), BARRAU (K.), DJEZZAR (S.), SANMARCO (J.-L.), LAGIER (G.), « Observation of psychoactive substance consumption: methods and results of the French OPPIDUM programme », *European addiction research*, 7, 1, 2001, p. 32-36.

TILHET-COARTET (S.), HATTON (F.), LOPEZ (C.), PEQUIGNOT (F.), MIRAS (A.), JACQUART (C.), JOUGLA (E.), MALICIER (D.), « Importance des données médico-légales pour la statistique nationale des causes de décès », *La presse médicale*, 29, n°4, 2000, p. 181-185.

WAHREN (C.), BRANDT (L.), ALLEBECK (P.), « Has mortality in drug addicts increased? A comparison between two hospitalized cohorts in Stockholm », *International Journal of Epidemiology*, 26, 1997, p. 1219-1226.

WARNER-SMITH (M.), LYNKEY (M.), WAYNE (H.), MONTEIRO (M.), « Challenges and approaches to estimating mortality attributable to the use of selected illicit drugs », *European Addiction Research*, 7, 3, 2001, p. 104-116.

## ANNEXES

## ANNEXE MÉTHODOLOGIQUE

---

### ANALYSE DESCRIPTIVE

Médiane : on appelle médiane d'une série statistique ordonnée la valeur du caractère statistique qui partage la série ordonnée en deux séries partielles de même effectif.

Écart-type : est la mesure de dispersion la plus couramment utilisée en statistique lorsque l'on emploie la moyenne pour calculer une tendance centrale. L'écart-type mesure la dispersion autour de la moyenne. Il est aussi utile quand on compare la dispersion de deux ensembles de données qui ont approximativement la même moyenne. La dispersion des mesures autour de la moyenne est plus étroite dans le cas d'un ensemble de données dont l'écart-type est plus petit. Généralement, plus les valeurs sont largement distribuées, plus l'écart-type est élevé.

Pour l'analyse des études de cohorte, l'unité statistique est la personne-temps. Le calcul des effectifs nécessaires est réalisé non pas sur la base du nombre de sujets mais sur celle du nombre de personnes-temps (année, mois, jours...) générés par les sujets constituant la cohorte.

#### 1/ Calcul des personnes années

Chaque sujet génère un nombre de personnes-temps qui est le nombre d'unités de temps (année, mois, jour...) pendant lesquels le sujet a été exposé au facteur risque de décéder ou encore la durée de sa présence dans l'étude, si à l'issue de celle-ci il n'est pas décédé.

Pour obtenir le nombre de personnes années, il faut donc compter pour chaque sujet la durée pendant laquelle il a été susceptible d'être enregistré comme un « nouveau cas », puis cumuler ses valeurs pour l'ensemble des sujets.

Dans cette étude, on considéra comme unité de temps l'année, et le calcul des personnes temps sera donc exprimé en personnes-années (PA).

#### 2/ Taux de mortalité calculé à partir des PA (ou taux de prévalence de la mortalité par tranche d'âge)

Soit M le nombre de décès et N le nombre de personnes de la population. Par définition, la prévalence P est égale à :

$$P = \frac{M}{N}$$

La mortalité peut aussi être étudiée en fonction de différentes variables. Les taux de mortalité calculés par sexe, âge, catégorie socioprofessionnelle... sont appelés « taux spécifiques ».

Si l'on s'intéresse à un sous-groupe de population, son taux de mortalité est :

$$\frac{\text{nombre de décès du sous-groupe pour une période donnée}}{\text{effectif de la population du sous-groupe pendant la même période}} * 1000$$

Selon Jouglà (Jouglà E., 1997), l'intervalle de confiance d'un taux de décès est :

$$T = t \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{t}{Np}}$$

avec T le taux de décès théorique

t le taux de décès et

Np le nombre de personnes années

### 3/ Taux d'incidence de la mortalité calculé à partir des PA

Le taux d'incidence quantifie l'apparition de nouveaux cas de mortalité dans une population d'individus vivants. Les mesures d'incidences font toujours référence à une période de temps qu'il faut préciser. Ce taux permet de prendre en compte les situations où le temps de participation à l'étude varie d'un sujet à l'autre.

Soit m le nombre de décès pendant la période  $[t, t + \Delta t[$  et PA le nombre de personnes années à risque de décéder cumulé sur la période  $[t, t + \Delta t[$ .

Le taux d'incidence, ou taux d'incidence de la mortalité dans notre cas, est défini par :

$$TI = \frac{m}{PA}$$

Le taux d'incidence de la mortalité s'exprime alors personnes-années.

Son intervalle de confiance à 95 % se calcule de la manière suivante :

$$IC = \pm 1,95 \sqrt{\frac{m}{PA}}$$

## STANDARDISATION

Les mesures de risque de mortalité (prévalence, incidence) sont des taux bruts, mais la plupart du temps, elles sont destinées à comparer différents groupes de sujets ou différentes populations. On sait que l'âge, le sexe, ou la catégorie socio-professionnelle sont liés au risque de mortalité et si leur répartition est différente dans les deux populations, la comparaison des risques de décéder s'en trouve affectée. Les méthodes de standardisation permettent de rendre comparables les mesures de risque (prévalence, incidence), la standardisation par âge étant une des méthodes de standardisation les plus utilisées.

Il existe deux méthodes principales de standardisation : la standardisation directe et la standardisation indirecte.

### 1/ Standardisation directe ou méthode de population type

Le taux comparatif de mortalité est défini comme le taux que l'on observerait dans la population étudiée si elle avait la même structure par âge qu'une population de référence. On le calcule en pondérant les taux de mortalité par âge observés dans la sous-population par la structure par âge de la population de référence.

#### Ses avantages :

- le taux exprime une fréquence de décès,
- les taux entre hommes et femmes sont comparables.

#### Ses inconvénients :

- les taux de mortalité par âge doivent être robustes (effectifs de population suffisamment grands) ;
- il est nécessaire de disposer d'une population de référence (par âge) ;
- on a besoin de connaître les taux spécifiques de mortalité par âge des populations à comparer.

Dans le cadre de cette étude, la standardisation indirecte sera préférée à la standardisation directe. D'une part parce que les taux de mortalité dans chaque groupe d'âge ne sont pas suffisamment robustes dans les sous-populations étudiées (ex : PIU de cocaïne ou de crack, personnes interpellées de sexe féminin). D'autre part, la valeur du taux comparatif calculé à partir de la standardisation directe est liée à la structure par âge de la population de référence (en l'occurrence la population française dans notre cas). Si la population française est choisie comme référence, population relativement âgée et beaucoup plus âgée que la population composant la cohorte d'étude, on accordera à l'indice synthétique un poids relativement important aux causes de décès liées au processus de vieillissement (maladies du cœur ou cancers).

## 2/ Standardisation indirecte ou méthode de mortalité type: le ratio standardisé de mortalité (RSM)

« Dans la standardisation indirecte, la population de référence fournit un ensemble de taux de mortalité par classe d'âge (ici la population générale française). Ces taux sont ensuite appliqués à la structure par âge de la population étudiée (ici les usagers interpellés) afin de calculer un nombre "attendu" de malades (ici des décès) dans la population étudiée, qui est comparé au nombre observé » (Bouyer J. et al., 1995, p. 219).

Le SMR fournit directement un indice comparatif de l'incidence de la mortalité dans le groupe étudié par rapport à la population générale, mais ne donne pas d'indice de fréquence standardisé de la mortalité dans ce groupe.

### Ses avantages :

- on peut travailler sur de petits effectifs ;
- on n'a pas besoin de connaître les taux spécifiques par âge à comparer ;
- les conclusions en termes de comparaison sont faciles à faire.

### Ses inconvénients :

- ne donne pas une information sur la fréquence des décès (n'est qu'un indice comparatif) ;
- les indices masculins et féminins ne sont pas comparables entre eux car l'indice masculin est calculé à partir des taux de mortalité masculins et l'indice féminin est calculé à partir des taux de mortalité féminins ;
- les taux spécifiques de mortalité par âge de la population de référence doivent être connus.

## ANALYSE DE SURVIE

Les méthodes d'analyse de survie associent la fréquence et le délai de survenue de l'événement étudié et permettent (Fovea, date inconnue) :

- d'obtenir une courbe de survie : description graphique des taux de survenue de l'événement étudié dans un ou plusieurs groupes de traitement ;
- de déterminer la probabilité de survenue de l'événement étudié après un certain délai ;
- de comparer la probabilité de survenue de l'événement étudié entre différents groupes de traitement ;
- de mesurer l'influence d'une variable explicative (âge, sexe, sévérité de la maladie...) sur la probabilité de survenue de l'événement étudié (test du Logrank ajusté) ;

$$\text{SMR} = \frac{\text{nombre total de décès observés dans la sous-population (M)}}{\text{nombre total de décès attendus dans la sous-population (E)}}$$

Un SMR supérieur à 1 signifie qu'il existe un excédent de mortalité dans la sous-population par rapport à la mortalité de la population de référence (un SMR de 130 indique une surmortalité de 30 %).

Un SMR inférieur à 1 signifie qu'il existe une mortalité plus faible dans la sous-population par rapport à la mortalité de la population de référence (un SMR de 75 indique une sous-mortalité de 25 %).

Une fois calculé le SMR, on teste sa significativité et on calcule les intervalles de confiance.

### Test de signification du SMR :

Il s'agit de tester l'hypothèse  $H_0$  :  $\text{SMR} = 1$ . Le test le plus couramment utilisé est celui de Breslow et Day (1987) qui consiste à calculer :

$$\chi^2 = \frac{\left( \left| M - E \right| - \frac{1}{2} \right)^2}{E}$$

qui suit une loi de  $\chi^2$  à 1 ddl.

### Intervalle de confiance du SMR :

Les bornes inférieures et supérieures de l'intervalle de confiance (au risque 1-a) du SMR ( $\text{SMR}_i$  et  $\text{SMR}_s$ ) sont données par :

$$\text{SMR}_i = \frac{M}{E} \left( 1 - \frac{1}{9M} - \frac{Z_{\alpha/2}}{3\sqrt{M}} \right)^3$$

$$\text{SMR}_s = \frac{M+1}{E} \left( 1 - \frac{1}{9M+1} - \frac{Z_{\alpha/2}}{3\sqrt{M+1}} \right)^3$$

- de stratifier *a posteriori*, sur la variable explicative, les groupes à comparer et de calculer un nouveau degré de signification.

La courbe de survie donne une estimation de la proportion de sujets qui seront encore en vie, passé un certain délai après l'observation du sujet. L'estimation tient compte des sujets incomplètement suivis.

Deux méthodes existent pour la construction d'une courbe de survie :

- la méthode actuarielle où les périodes de calcul du taux de survie sont prédéterminées et de même durée (1 mois, 3 mois, 6 mois...). Cette méthode a pour avantage de limiter le nombre de points,
- la méthode de Kaplan-Meier, la plus utilisée actuellement, où l'on calcule un taux de survie à chaque survenue d'un épisode de l'événement étudié.

Au vu du grand nombre d'observations et de la période relativement longue d'observation, la méthode actuarielle aurait été la plus adaptée mais nous avons néanmoins privilégié l'analyse par la méthode de Kaplan-Meier. « On utilise en général l'estimateur de Kaplan-Meier quand il y a peu d'événements et l'estimateur actuariel dans le cas contraire, pour des raisons de temps de calcul et parce que le tracé de KM est peu lisible quand il y a beaucoup d'événements » (Hill C. et al., 1996).

### 1/ Estimation non paramétrique<sup>38</sup> de Kaplan-Meier

L'estimation des taux de survie par la méthode de Kaplan-Meier est similaire à celui du calcul du risque de décès (ou taux d'incidence) et repose sur l'idée intuitive suivante : être encore en vie après l'instant  $t$ , c'est être en vie juste avant  $t$  et ne pas mourir à l'instant  $t$  (Hill C. et al., 1996). La période de suivi est découpée en intervalles dont les bornes sont les dates où un événement se produit. Au sein de chaque intervalle, le risque  $R(t)$  est constant ainsi que le taux de survie  $S(t) = 1 - R(t)$  puisqu'aucun événement ne se produit.

On peut comparer 2 taux de survie (taux de survie de 2 traitements A et B par exemple) à un moment donné, 6 mois par exemple, en appliquant la formule :

$$Z = \frac{S_a - S_b}{\sqrt{\text{var } S_a + \text{var } S_b}}$$

38. Un test paramétrique requiert un modèle à fortes contraintes (normalité des distributions, égalité des variances) pour lequel les mesures doivent avoir été réalisées dans une échelle au moins d'intervalle. Ces hypothèses sont d'autant plus difficiles à vérifier que les effectifs étudiés sont réduits.

Un test non paramétrique est un test dont le modèle ne précise pas les conditions que doivent remplir les paramètres de la population dont a été extrait l'échantillon. Cependant, certaines conditions d'application doivent être vérifiées. Les échantillons considérés doivent être aléatoires [lorsque tous les individus ont la même probabilité de faire partie de l'échantillon] et simples [tous les individus qui doivent former l'échantillon sont prélevés indépendamment les uns des autres], et éventuellement indépendants les uns des autres [emploi de tables de nombres aléatoires]. Les variables aléatoires prises en considération sont généralement supposées continues.

Sa et Sb étant les taux de survie calculés à 6 mois.

Il semble cependant plus pertinent de comparer les courbes de survie dans leur ensemble.

Deux méthodes sont principalement employées :

- le test du Logrank,
- le modèle de Cox.

Le test du Logrank ne permet de prendre en compte qu'un seul facteur, le modèle de Cox permet d'en étudier plusieurs simultanément.

### 2/ Test du Log rank (Fovea)

Le test du Log rank a été décrit par Mantel en 1966. Le principe en est le suivant : si pour un jour donné, la moitié des patients observés sont dans le groupe A et la moitié dans le groupe B, alors en moyenne la moitié des décès devrait survenir dans le groupe A et la moitié dans le groupe B, à moins que le traitement A soit beaucoup moins efficace que le traitement B, ou l'inverse.

Ainsi, on recense dans chacun des 2 groupes, le nombre observé de décès ( $O_a$  et  $O_b$ ) pendant une période considérée. On détermine ensuite le nombre estimé de décès que l'on devrait observer si la mortalité était la même dans les 2 groupes ( $E_a$  et  $E_b$ ). On compare  $O_a$  à  $E_a$ ,  $O_b$  à  $E_b$  au moyen d'un test du Chi2 dont l'interprétation se lit dans une table pour un degré de liberté (1 ddl). Si l'on compare  $k$  courbes de survie, on utilise alors un test du Chi2 avec  $(k-1)$  ddl.

Le test du Log rank permet également de calculer, dans chaque groupe, le taux relatif de décès ( $O/E$ ). Le rapport des taux relatifs de décès de chacun des 2 groupes s'appelle le risque relatif (RR).

$$X = \frac{O_a/E_a}{O_b/E_b}$$

Cela permet de conclure que le risque de décès dans le groupe A est  $X$  fois supérieur à celui dans le groupe B ( $X = RR$ ).

### 3/ Modèle et régression de Cox

Le modèle de Cox proche du modèle de régression logistique est un modèle multivarié qui permet d'exprimer la relation entre le risque instantané ( $t$ ) de survenue de l'événement étudié et des facteurs de risque exprimés sous la forme de variables  $X_i$ .

Le modèle de Cox est utilisé en épidémiologie pour étudier les relations entre une maladie M (ou un décès) et les facteurs de risques  $X_i$  lorsque que l'on doit prendre en compte la date de survenue de la maladie (ou du décès).

Il est généralement étudié dans les enquêtes de cohorte. En effet, dans ce type d'enquête, la durée de suivi n'étant pas la même pour tous les sujets, le modèle de Cox permet donc d'exprimer la relation entre l'incidence instantanée associée à la survenue d'un événement et des variables  $X_i$  qui peuvent être qualitatives ou quantitatives.

Le modèle de Cox repose sur une hypothèse importante, celle des risques proportionnels : le rapport des risques instantanés de 2 individus ne dépend pas du temps, c'est-à-dire que l'hypothèse d'un risque relatif de décéder constant dans le temps est vérifié.

### Le modèle de Cox

Il est fondé sur l'hypothèse que l'incidence instantanée  $\lambda(t, x_1 \dots x_n)$  dans chaque strate caractérisée par les variables  $x_1$  à  $x_n$  est à tout instant proportionnelle à l'incidence instantanée  $\lambda_0(t)$  de la catégorie de référence.

Il s'écrit :

$$\lambda(t, x_1 \dots x_n) = \lambda_0(t) * \exp \left( \sum_{j=1}^n \beta_j x_j \right)$$

Par définition, le risque relatif à l'instant  $t$ ,  $RR(t)$ , exprimé avec l'incidence instantanée est :

$$RR(t) = e^{\beta}$$

Interprétation des estimations :

$x_1$  (0 (=référence) ou 1) et  $x_2$  (0 (=référence) ou 1) /  $\beta_j$   $x_1 = -0.36$  et  $\beta_j$   $x_2 = 0.06$

RR du groupe de référence ( $x_1 = 0$ ;  $x_2 = 0$ ) est égal à :  $e^{(-0.36*0+0.06*0)} = 1$

RR du groupe ( $x_1 = 0$ ;  $x_2 = 1$ ) est égal à :  $e^{(-0.36*0+0.06*1)} = 1,06$

RR du groupe ( $x_1 = 1$ ;  $x_2 = 1$ ) est égal à :  $e^{(-0.36*1+0.06*1)} = 0,74$

La forme de la fonction  $\lambda_0(t)$  n'est pas précisée. Les résultats du modèle ne permettent donc pas de calculer, pour un sujet dont les valeurs de  $X_i$  sont connues, son incidence instantanée propre à la maladie? ( $t, x_1 \dots x_n$ ) mais seulement d'évaluer le risque supplémentaire apporté par l'exposition à tel ou tel facteur de risque.

Dans le modèle l'intérêt est centré sur l'association entre  $X_i$  et la survenue du décès. Celle-ci est mesurée par les coefficients  $\beta_j$ .

Le fait que  $\beta_j$  ne dépende pas de  $t$  implique que l'association entre  $X_i$  et la survenue du décès est constante dans le temps.

Le calcul des intervalles de confiance et des tests des coefficients du modèle de Cox sont : le test de Wald, rapport de vraisemblance et score test. Quand l'échantillon est de taille suffisante, ces tests sont équivalents.

Détail des variables composant le modèle de régression de Cox, utilisé avec la méthode « pas à pas descendante » :

- SEXE : sexe (hommes [référence], femmes) ;
- AGE : âge (moins de 25 ans [référence]; 25 à 34 ans, 35 ans et plus) ;
- RECL\_ILS : type d'interpellation (usage simple [référence], usage-revente) ;
- COHORT : année d'inclusion (92/93 [référence], 96/97) ;
- DROGUE : drogues (cannabis [référence], héroïne/cocaïne/crack, ecstasy) ;
- INTERP\_IDF : interpellation en île de France (oui [référence], non) ;
- NAIS\_IDF : naissance en île de France (oui [référence], non) ;
- CSP : CSP (chômeur ou sans profession [référence], employé/ouvrier, étudiant, autres) ;
- NATIONALITE : nationalité (française [référence], étrangère) ;
- NB\_INTERP : nombre total d'interpellations (1 [référence], 2, 3 et plus) ;
- 1ere\_INTERP : première interpellation (92/93 [référence], 94/95, 96/97) ;
- MEME\_PDT : interpellation(s) pour le même produit sur la période 1992-2001 (1 interpellation [référence]; plusieurs interpellation, même produits à l'origine; plusieurs interpellations, plusieurs produits à l'origine).

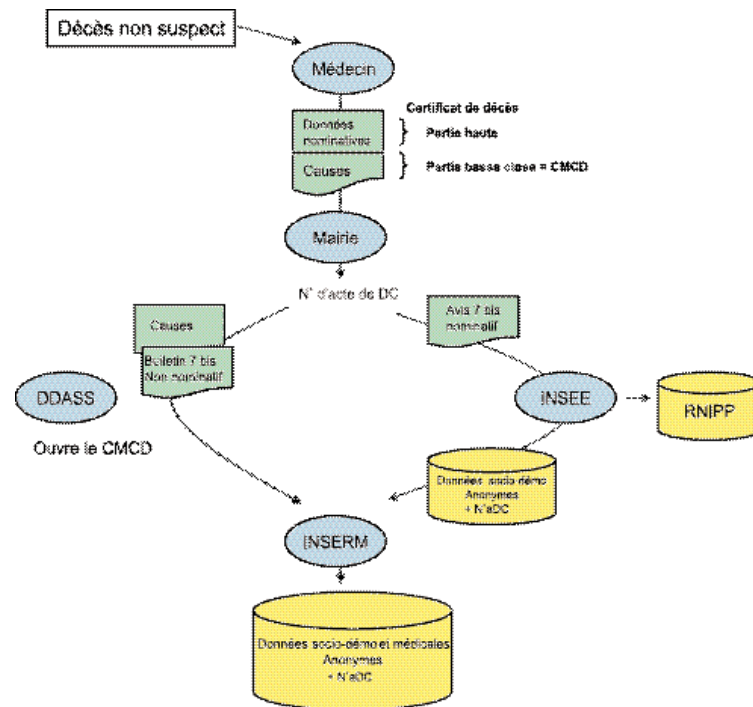
Description de la méthode « pas à pas descendante ».

Les variables sont testées pour entrer dans le modèle une par une, en se basant sur le niveau de significativité des tests statistiques. La variable qui a une significativité inférieure à 0,05 est entrée dans le modèle. Après chaque nouvelle entrée, les variables qui sont déjà dans le modèle sont testées pour un possible retrait (test basé sur la significativité du test de Wald, le ratio du maximum de vraisemblance et les critères conditionnels éventuels). La variable avec une probabilité plus grande que 0,1 est retirée et le modèle est ré-estimé. Lorsqu'aucune autre variable ne satisfait les critères de retrait, les covariables non encore dans le modèle sont évaluées pour entrer. La construction du modèle s'arrête lorsque plus aucune variable ne rencontre les critères d'entrée ou de sortie, ou quand le modèle actuel est similaire au modèle précédent.

## CIRCUIT D'ENREGISTREMENT DES DÉCÈS ET PRATIQUE DE CERTIFICATION

En cas de mort naturelle, l'enregistrement des décès suit le circuit suivant :

Figure 6 - Circuit d'enregistrement des décès (mort non suspecte) en France



Source : OFDT

Le médecin qui constate le décès remplit l'intégralité du certificat de décès :

- la partie haute, nominative, destinée à l'état civil ; y sont indiquées des informations relatives au domicile du décédé, la date et l'heure du décès ainsi que des informations sur les diverses opérations funéraires effectuées,
- la partie inférieure, anonyme (cachetée par le médecin), qui comporte les renseignements médicaux (causes de décès et états morbides). À ce stade, les éléments permettant d'identifier le décès sont le nom de la commune et la date du décès.

Le certificat est remis à la mairie de la commune du décès qui conserve la partie supérieure, renseigne le numéro d'acte du décès et établit le bulletin de décès, également composé de deux documents :

- le bulletin n° 7, anonyme,
- l'avis n° 7 bis, nominatif transmis à l'INSEE pour la mise à jour du RNIPP.

Le médecin de santé publique de la DDASS correspondante est destinataire des documents non nominatifs : la partie du certificat comportant les causes médicales de décès et le bulletin n° 7. Il prend connaissance des causes de décès, dans un souci de surveillance des causes préoccupantes de décès pouvant survenir dans son département.

Les deux documents parviennent ensuite à l'INSERM, au CépiDc, afin d'établir la statistique médicale des causes de décès. Ils sont enrichis par des données sociodémographiques anonymes provenant de l'INSEE.

En cas de mort suspecte, le médecin qui la constate doit faire obstacle à l'inhumation et ne remplit pas la partie inférieure du certificat puisque la détermination des causes de décès doit faire l'objet d'examen complémentaires (Desesquelles A., 1997). Le parquet décide alors de l'opportunité d'ouvrir une procédure judiciaire et, toujours à la demande du procureur de la République, le cadavre est confié au médecin légiste de l'Institut médico-légal ou d'un service de médecine légale hospitalo-universitaire. Le permis d'inhumer ne peut être obtenu qu'après cet examen.

Le bulletin de décès est ensuite transmis à la DDASS, comme dans le circuit classique.

Parallèlement, la partie inférieure du certificat de décès est envoyée à l'INSERM, mais sans aucune information relative aux causes de décès. Celui-ci est donc classé (provisoirement normalement) en cause inconnue (799.9 de la CIM9). La transmission des résultats de l'examen médico-légal à l'INSERM permettra par la suite de reclasser ce décès mais la pratique est variable (voir ci-après).

Ainsi, normalement, toutes les surdoses devraient être enregistrées en premier lieu dans la rubrique « symptômes, signes et états morbides mal définis », au même titre que les suicides et les accidents (puisque dans le certificat de décès, les cau-



ses ne sont pas indiquées en début de procédure). Seuls les décès liés à la toxicomanie de manière indirecte (Sida ou autres complications somatiques) devraient être transmis à l'INSERM, avec la mention de pharmacodépendance en cause associée (Desesquelles A., 1997). Ce n'est pas forcément le cas.

À l'inverse, il arrive parfois que l'INSERM reçoive une information sur les causes du décès même si une procédure judiciaire a été engagée. Cela se produit lorsque le médecin a rempli la partie inférieure du certificat de décès alors que le permis d'inhumation n'avait pas été accordé ou lorsque, après avoir pratiqué les expertises médicales, le médecin légiste remplit le certificat de décès qui est transmis par la police à la DDASS ou encore lorsque des informations sur les causes de décès sont indiquées sur le permis d'inhumation<sup>39</sup> (la police ne peut parfois pas attendre le résultat des examens toxicologiques pour procéder à l'inhumation).

On le voit donc, même si la pratique de certification est entourée par certaines règles, notamment en ce qui concerne les morts suspectes ou le remplissage des causes de décès, la pratique est difficilement contrôlable et il n'est pas exclu que certains médecins enregistrent un décès en mort naturelle pour éviter à la famille du défunt la procédure médico-légale.

Dans leur analyse régionale de la mortalité, Salem, Rican et Jouglà soulignent les biais affectant la comparabilité des données et parfois même la fiabilité des informations. Ils ont trait soit à la pratique de certification des médecins, soit à la codification réalisée à l'INSERM (Salem G. et al., 1999, p.51) :

- la qualité de la certification des médecins peut varier d'une région à l'autre, mais le degré d'homogénéité des pratiques de codification est difficile à évaluer. Il existe aussi un biais culturel (ex : le suicide est plus difficile à déclarer dans certaines régions), difficile également à estimer. Les méthodes utilisées pour comparer les pratiques de certification consistent soit à soumettre à plusieurs échantillons de médecins des cas cliniques fictifs, soit à mener, comme le fait l'INSERM, des enquêtes complémentaires auprès des médecins certificateurs,
- au niveau du processus de codage, il est très difficile d'éviter une certaine variabilité suivant le codeur, malgré des procédures très fines. Pour contrôler ce biais, l'INSERM fait coder les certificats selon un roulement qui garantit un « balayage géographique » exhaustif par chacun des codeurs.

Jusqu'en 1999, les causes de décès étaient codées suivant la 9<sup>e</sup> version de la Classification internationale des maladies (CIM 9).

39. Il est indiqué sur l'extrait d'un procès-verbal aux fins d'inhumation que : « Il résulte en outre, du procès-verbal et du rapport du médecin, que cette mort doit être attribuée à :... »

## CLASSIFICATION INTERNATIONALE DES MALADIES

L'origine de la CIM peut être attribuée à différents essais de nomenclatures ou classifications des maladies et/ou des causes de décès. Au début du XX<sup>e</sup> siècle, une « Nomenclature internationale des causes de décès » est adoptée par plusieurs pays et le principe d'une révision décennale de cette classification est retenu. L'Organisation mondiale de la santé prend en charge la gestion de la CIM en 1946, au moment de la sixième révision.

La conférence internationale pour la neuvième révision de la CIM s'est tenue à Genève en 1975 (Organisation mondiale de la santé, 1977).

En France, cette version a été utilisée par le service SC8 de l'INSERM (ex-CepiDe) pour les décès de 1979 à 1999. Les décès survenus depuis 2000 seront codés sur la base de la 10<sup>e</sup> révision de la CIM, qui n'était pas opérationnelle au moment de l'étude.

La 9<sup>e</sup> révision permet une utilisation à différents niveaux de détail, suivant la capacité des pays à fournir avec une plus ou moins grande précision la description des décès et des maladies.

Les causes de décès suivant le CIM 9 sont codées en 4 chiffres, chaque nouveau chiffre apportant une précision supplémentaire dans la description de la cause (par exemple : 304.0 correspondant à un décès classé parmi les troubles mentaux – troubles névrotiques, de la personnalité et autres non psychotiques – pharmacodépendance, type morphinique). Mais certains pays n'utilisent qu'un niveau de détail à 3 chiffres. Il semble même que le principe d'une classification unique ait été abandonnée en 1995 pour un modèle d'une classification centrale à laquelle peuvent se rattacher d'autres classifications complémentaires (Salem G. et al., 1999, p.47-48).

La 9<sup>e</sup> version comporte plus de 6 000 codes à 4 chiffres. 310 codes ont été utilisés dans cette étude, apparaissant en cause initiale, immédiate ou associée. Pour simplifier la lecture, ils ont été regroupés en 9 grandes catégories, parmi les 17 classes de premier niveau proposées dans la 9<sup>e</sup> version de la CIM, auxquelles s'ajoute la classification supplémentaire des causes extérieures de traumatismes et empoisonnements, très utilisée pour le classement des causes de décès.

Lorsque la cause du décès est un traumatisme ou un empoisonnement, un codage spécifique est appliqué : la cause extérieure du traumatisme (accident, suicide, etc.) est codée en cause initiale et la nature de la lésion (traumatisme crânien, intoxication par médicaments, etc.) en cause immédiate. La cause initiale est alors codée suivant la classification supplémentaire des causes extérieures de traumatismes et empoisonnements. Les codes sont identifiés par la lettre E (E800 à E999). Comme la recommandation est de ne retenir que la cause initiale du décès dans les tableaux simplifiés de la mortalité, c'est donc la cause extérieure du décès et non la nature du traumatisme qui est fréquemment mentionnée.

Dans cette étude, la plupart des tableaux présentent les 9 grandes catégories de causes de décès. Le niveau de détail introduit ensuite dépend des effectifs des décès constatés chez les individus interpellés pour usage et n'est plus forcément à l'image des tableaux habituellement présentés. Il s'agissait également de reprendre le niveau de détail habituellement diffusé par l'INSERM pour décrire la mortalité de la population française par âge et par sexe (nécessaire pour les calculs de standardisation).

**Tableau 40 - Détail des causes de décès utilisées dans cette étude, pour la cause initiale de décès**

Causes de décès (codes de la CIM 9)	Description de la classe	Nombre de cas dans la cohorte (sur 794 décès)
Maladies infectieuses et parasitaires (001-139)	« Maladies généralement reconnues contagieuses ou transmissibles et quelques maladies d'origine inconnue mais présumées infectieuses »	89
<i>dont sida avéré et infection par le VIH</i>	Codes introduits en 1987. Auparavant, ces maladies étaient classées en 279.1, c'est-à-dire parmi les troubles immunitaires, avec les déficits immunitaires cellulaires.	80
Tumeurs (140-239)	Toutes les tumeurs sont classées dans cette catégorie (qu'elles aient ou non une activité fonctionnelle)	29
Troubles mentaux (290-319)	Cette rubrique réunit des pathologies très variées. Chaque sous-rubrique fait donc l'objet d'une description précise. « Cette différence a paru justifiée par le caractère particulier des problèmes que pose au psychiatre le manque relatif d'informations complémentaires provenant des laboratoires sur lesquelles il puisse baser son diagnostic »	129
<i>dont pharmacodépendance (304)</i>	« État, psychique et parfois aussi physique, résultant de la prise d'une drogue, caractérisé par des réactions de comportement ou autres comprenant toujours un besoin compulsif de prendre une	123

Causes de décès (codes de la CIM 9)	Description de la classe	Nombre de cas dans la cohorte (sur 794 décès)
	drogue, de façon continue ou périodique, afin d'en éprouver les effets psychiques et parfois de supprimer le malaise consécutif à son absence. Il peut ou non y avoir accoutumance. Une personne peut être dépendante de plus d'une drogue ». À l'exclusion des abus de drogues chez une personne non dépendante (305)	
Maladies du système nerveux et des organes des sens (320-389)	Pas de description commune pour ce chapitre. On retrouve surtout dans cette étude des cas d'épilepsie	5
Maladies de l'appareil circulatoire (390-459)	<i>Idem</i> Parmi les cardiopathies renseignées dans cette étude, on trouve essentiellement des infarctus aigus du myocarde, insuffisance cardiaque...	34
Maladie de l'appareil respiratoire (460-519)	La cause la plus fréquente pour cette étude est les cas d'asthme	10
Maladie de l'appareil digestif (520-579)	Essentiellement, pour cette étude, des cas d'hépatite chronique	17
Causes extérieures de traumatismes et empoisonnements (E800-E999)	Codes destinés à la classification des causes extérieures responsables de traumatismes, empoisonnements ou autres effets adverses. Ses rubriques utilisées en association avec une autre rubrique de la CIM indiquant la nature de la lésion (souvent elle-même classée en « lésions traumatiques et empoisonnements » (800-999)	341
<i>dont accidents de la circulation (E810-E819, E826-E829)</i>	- E810-E819 : accidents de la circulation impliquant des véhicules à moteur ; 4 <sup>e</sup> chiffre parfois utilisé pour désigner la personne décédée (conducteur, passager, piéton...) Essentiellement des E919.9 : accident de la circulation de nature non précisée impliquant un véhicule à moteur- E826-E829 : autres accidents de véhicules routiers (sans moteur) - E850-E858 : intoxication accidentelle par médicaments et produits biologiques, c'est-à-dire des accidents dus à l'utilisation de médicaments et de produits biologiques au cours d'actes médicaux ou chirurgicaux et des surdosages de ces substances, erreurs d'administration ou de prise ou prises par inadvertance (à l'exception des administrations dans un but	118
<i>intoxication accidentelle (E850-E869)</i>		14

Causes de décès (codes de la CIM 9)	Description de la classe	Nombre de cas dans la cohorte (sur 794 décès)
	de suicide ou d'homicide ou dans l'intention de nuire et à l'exception des médicaments prescrits et administrés correctement à dose thérapeutique ou prophylactique, mais responsables d'un effet adverse)	
autres accidents et séquelles (E800-E949 n.c. n° préc.) suicides (E950-E959)	- E860-E869: intoxication accidentelle par d'autres substances solides et liquides, des gaz et des vapeurs (rubriques essentiellement prévues pour indiquer la cause extérieure des états d'intoxication classés en 980-989, c'est-à-dire en intoxications par des substances essentiellement non médicinales à l'origine) Le plus souvent, la cause de ces accidents n'est pas précisée.	56
homicides (E960-E969)	Cette rubrique comprend la tentative de suicide et les traumatismes provoqués par soi-même, précisés intentionnels. Les sous-catégories correspondent au type de suicide (par substance, par gaz, par pendaison, par submersion...) Cette rubrique comprend la tentative d'homicide et les traumatismes faits par une autre personne, avec l'intention de blesser ou de tuer, par un moyen quelconque (à l'exclusion des blessures de guerre et des traumatismes résultant d'une intervention de la force publique)	98
Symptômes, signes et états morbides mal définis (780-799)	Ce chapitre comprend les symptômes; signes et résultats anormaux de laboratoire ou d'autres procédés d'investigation, et les états morbides mal définis pour lesquels n'est formulé aucun diagnostic qui puisse être classé ailleurs. En général, on y retrouve les états et les symptômes les moins nettement définis, qui orientent avec autant de vraisemblance vers plusieurs affections ou divers appareils du corps humain, et sans que le cas ait été suffisamment étudié pour permettre un diagnostic définitif. Dans cette étude, la plupart des cas sont classés en 799, c'est-à-dire en causes mal définies et inconnues de la morbidité et de la mortalité.	140

Extraits de: (Organisation mondiale de la santé, 1977) et chiffres provenant de: cohorte de personnes interpellées pour usage de stupéfiants, OFDT (données OCRTIS, INSEE et INSERM).

## LISTE DES SIGLES

BHD	Buprénorphine haut dosage
CEIP	Centres d'évaluation et d'information sur la pharmacodépendance
CépiDe	Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès
CFES	Comité français pour l'éducation à la santé (actuellement INPES)
CIM	Classification internationale des maladies
CMU	Couverture maladie universelle
CNIL	Commission nationale de l'informatique et des libertés
CSP	Catégorie socioprofessionnelle
DDASS	Direction départementale des affaires sanitaires et sociales (ministère de la Santé, de la Famille et des personnes handicapées et ministère des Affaires sociales, du Travail et de la Solidarité)
DGS	Direction générale de la santé (ministère de la santé)
DOM	Département d'Outre mer
DREES	Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Ministère de la Santé, de la Famille et des personnes handicapées et ministère des Affaires sociales, du Travail et de la Solidarité)
ENSAE	Ecole nationale de la statistique et de l'administration économique
FNAILS	Fichier national des auteurs d'infractions à la législation sur les stupéfiants
HCC	Héroïne, cocaïne, crack
IDF	Région Ile-de-France
IFR	Institut fédératif de recherche
ILS	Infraction à la législation sur les stupéfiants
IML	Institut médico-légal
INPES	Institut national de prévention et d'éducation pour la santé
INSEE	Institut national de la statistique et des études économiques
INSERM	Institut national de la santé et de la recherche médicale
KM	Kaplan-Meier (Courbe de survie)

NS	Non significatif
OCRTIS	Office central pour la répression du trafic illicite de stupéfiants (ministère de l'Intérieur)
OEDT	Observatoire européen des drogues et des toxicomanies (EMCDDA en anglais)
OFDT	Observatoire français des drogues et des toxicomanies
OPPIDUM	Observation des produits psychotropes ou détournés de leur utilisation médicamenteuse
ORS	Observatoire régional de santé
PA	Personnes Années
PACA	Provence-Alpes-Côte d'Azur
PIU	Personnes interpellées pour usage
RNIPP	Répertoire national d'identification des personnes physiques
RR	Risque relatif (modèle de régression)
RSM	Ratio standardisé de mortalité
TOM	Territoire d'outre-mer
UDVI	Usager de drogues par voie intraveineuse
UP	Usager pris en charge
UR	Usage-revente
US	Usage simple
VHB	Virus de l'hépatite B
VHC	Virus de l'hépatite C
VIH	Virus de l'immunodéficience humaine

## LISTE DES TABLEAUX ET FIGURES

### TABLEAUX

Tableau 1 : Reclassement des interpellations pour usage ou usage-revente	28
Tableau 2 : Reclassement des interpellation en fonction des substances à leur origine	29
Tableau 3 : Répartition des PIU suivant le produit à l'origine de l'interpellation	31
Tableau 4 : Répartition des PIU par sexe, suivant le produit à l'origine de l'interpellation	32
Tableau 5 : Âge moyen des PIU en fonction du sexe et du produit à l'origine de l'interpellation	33
Tableau 6 : Répartition des PIU par catégorie socioprofessionnelle, suivant le produit à l'origine de l'interpellation	34
Tableau 7 : Répartition suivant l'infraction et le produit à l'origine de l'interpellation	35
Tableau 8 : Répartition des individus suivant la région d'interpellation	36
Tableau 9 : Délai moyen entre l'année de la première interpellation et l'année d'inclusion suivant le produit à l'origine de l'interpellation	40
Tableau 10 : Répartition des individus décédés par sexe et par produit	43
Tableau 11 : Répartition des individus décédés suivant le produit et la catégorie socioprofessionnelle	44
Tableau 12 : Répartition des individus décédés suivant la région d'interpellation	45
Tableau 13 : Répartition des individus décédés suivant le produit et l'infraction	47
Tableau 14 : Nombre de décès recensés par année	48
Tableau 15 : Délai entre la première interpellation et la survenue du décès (en années)	49
Tableau 16 : Taux bruts de mortalité par tranches d'âge, par sexe et par produit (pour mille PA)	52
Tableau 17 : Risque de décéder par sexe, en fonction du produit impliqué dans l'infraction	53
Tableau 18 : Taux bruts de mortalité par âge et par région (pour 1000 PA)	55

Tableau 19 : Taux bruts de mortalité par tranches d'âge, produits et infraction (pour mille PA)	56
Tableau 20 : Taux bruts de mortalité par tranche d'âge, année d'interpellation et produit (pour 1 000 PA)	57
Tableau 21 : Risque de décéder par sexe, en fonction de l'année d'inclusion et du produit impliqué dans l'infraction	59
Tableau 22 : RSM, ensemble des interpellés, selon le produit à l'origine de l'interpellation	67
Tableau 23 : Résultats du modèle de régression, ensemble des individus	72
Tableau 24 : Résultats du modèle de régression, PIU de cannabis	75
Tableau 25 : Résultats du modèle de régression, PIU d'héroïne/cocaïne/crack	76
Tableau 26 : Répartition des décès par cause et par produit	81
Tableau 27 : Répartition des décès par cause et par sexe	83
Tableau 28 : Taux de mortalité (pour 1 000 PA) par cause de décès	84
Tableau 29 : Répartition des décès de la cohorte par cause et par produit et de la population française décédée entre 15 et 54 ans en 1997	87
Tableau 30 : Répartition des décès par cause et par produit de la cohorte et comparaison avec les taux de mortalité de la population française de 1997 chez les hommes	88
Tableau 31 : Répartition des décès par cause et par produit des PIU d'héroïne/cocaïne/crack et comparaison avec les taux de mortalité de la population française de 1997 chez les femmes	89
Tableau 32 : RSM par cause et par produit pour les femmes	91
Tableau 33 : RSM par cause et par produit pour les femmes	93
Tableau 34 : Effectifs des « décès liés à l'usage de drogues » chez les PIU	94
Tableau 35 : Caractéristiques des personnes prises en charges, personnes interpellées	108
Tableau 36 : Comparaison des résultats de cohortes suivies au cours des années 1990	113
Tableau 37 : Répartition des décès par cause : cohorte de PIU d'héroïne/cocaïne/crack (PIU HCC) en France et cohorte d'UDVI en Italie	115
Tableau 38 : Taux de mortalité par cause et par sexe : PIU en France et usagers en traitement dans différentes villes d'Europe (pour 1 000 PA)	115
Tableau 39 : Taux de mortalité par cause et par sexe : PIU en France et usagers pris en charge (UP) à Rome (pour 1 000 PA)	117
Tableau 40 : Détail des causes de décès utilisées dans cette étude, pour la cause initiale de décès	144

## FIGURES

Figure 1 : Répartition régionale du nombre de personnes interpellées pour usage d'héroïne/cocaïne/crack par habitant de 15 à 49 ans	37
Figure 2 : Répartition régionale du nombre de personnes interpellées pour usage de cannabis par habitant de 15 à 49 ans	38
Figure 3 : Répartition régionale des taux bruts de mortalité (pour 1 000 PA)	54
Figure 4 : Courbes de survie des individus interpellés pour héroïne/cocaïne/crack suivant l'année d'interpellation	58
Figure 5 : Courbes de survie des individus interpellés pour cannabis et héroïne/cocaïne/crack suivant l'année de la première interpellation	63
Figure 6 : Circuit d'enregistrement des décès (mort non suspecte) en France	140

## GRAPHIQUES

Graphique 1 : Répartition des PIU par âge lors de l'interpellation, suivant le produit à l'origine de l'infraction	33
Graphique 2 : Répartition des individus suivant le nombre total d'interpellations et le produit à l'origine de l'interpellation	39
Graphique 3 : Répartition des personnes décédées suivant le nombre total d'interpellations et le produit à l'origine de l'interpellation	47
Graphique 4 : Évolution de la mortalité suivant le produit à l'origine de l'interpellation, 1992-2001	60
Graphique 5 : Taux bruts de mortalité suivant le produit et le nombre total d'interpellations (pour 1 000 PA)	
Graphique 6 : Taux brut de mortalité suivant l'année de la première interpellation (pour 1 000 PA, personnes incluses en 1996 et 1997)	62
Graphique 7 : RSM par tranches d'âges suivant le produit à l'origine de l'interpellation (période 1992-2001)	67
Graphique 8 : Évolution annuelle des RSM suivant le produit, hommes, 1992-2001	68
Graphique 9 : Évolution des RSM, suivant le produit et l'âge lors de l'interpellation, hommes	69
Graphique 10 : Évolution des RSM, suivant le produit et l'âge lors de l'interpellation, femmes	69
Graphique 11 : Taux de mortalité par cause suivant l'année de décès, pour les PIU d'héroïne/cocaïne/crack (pour 1 000 PA)	85
Graphique 12 : Taux de mortalité par cause suivant l'année de décès, pour les PIU de cannabis (pour 1 000 PA)	85

Graphique 13 : Évolution comparée des décès par pharmacodépendance des PIU (pour 1 000 décès de PIU d'héroïne/cocaïne/crack), de l'OCRTIS et de l'INSERM (en nombre de décès)	96
Graphique 14 : Décès par pharmacodépendance suivant l'année d'interpellation et l'année de décès (pour 1 000 décès de PIU d'héroïne/cocaïne/crack)	97
Graphique 15 : Décès par sida par année de décès (pour 1000 décès de PIU d'héroïne, cocaïne, crack)	99
Graphique 16 : Taux bruts de mortalité annuel, 1992-2001, comparaison entre les personnes interpellées pour usage d'héroïne et des enquêtes européennes coordonnées par l'OEDT (pour 1 000 PA)	112

**OFDT**

Observatoire français des drogues et des toxicomanies

3, avenue du Stade de France

93218 Saint-Denis La Plaine Cedex

Tél: 33 (0) 1 41 62 77 16

Fax: 33 (0) 1 41 62 77 00

[www.ofdt.fr](http://www.ofdt.fr)

**Citation recommandée**

LOPEZ (D.), MARTINEAU (H.), PALLE (C.), *Mortalité liée aux drogues illicites - Étude d'une cohorte rétrospective de personnes interpellées pour usages de stupéfiants*, Saint-Denis, OFDT, 2004, 154 p.

**Maquette et mise en page : Frédérique Million/Adaptation : Sylvie Allouche**

**Photographie en couverture : Isabelle Rozenbaum (Photo Alto)**

**Impression : Imprimerie Y. Masson - Paris - Tél. : 01 44 83 62 00**

---