

25 mai 2010 / n° 19-20

Numéro thématique – Journée mondiale sans tabac, 31 mai 2010

Special issue – World No Tobacco Day, 31 May 2010

p.209 **Éditorial / Editorial**

p.210 **Le point sur l'épidémie de cancer du poumon dû au tabagisme** *Assessment of the lung cancer epidemic due to by smoking*

p.214 **Les évolutions de la consommation de tabac en France de 1999 à 2008** *Trends in tobacco consumption in France, 1999 to 2008*

p.217 **Impact de l'interdiction de fumer dans les lieux publics sur le risque d'infarctus** *Impact on public smoking ban in public places on the incidence of myocardial infarction*

p.221 **Encadré / Impact de l'interdiction de fumer dans les lieux publics sur les hospitalisations pour syndrome coronaire aigu en France : étude EVINCOR-PMSI, résultats préliminaires** *Box / Impact of smoking ban in public places on hospitalizations for acute coronary syndrome in France: EVINCOR-PMSI Study preliminary results*

p.222 **Prix du tabac en France et conséquences sur les ventes et sur la consommation** *Tobacco prices in France and effects on sales and consumption*

Coordination scientifique du numéro / *Scientific coordination of the issue* : Catherine Hill, Institut Gustave Roussy, Villejuif, France
et pour le comité de rédaction : Pierre-Yves Bello, Cire Île-de-France, InVS, Paris, France et Isabelle Grémy, ORS Île-de-France, Paris, France

Éditorial / Editorial

Françoise Weber, Directrice générale de l'InVS et Catherine Hill, Institut Gustave Roussy

À l'occasion de la Journée mondiale sans tabac, il est très encourageant de mesurer l'importance de l'impact des vigoureuses actions anti-tabac menées ces dernières années. La prévention est un outil formidablement efficace. Ainsi, la mortalité par cancer du poumon a été divisée par deux en 10 ans chez les hommes de 40 ans. Ce succès est presque entièrement attribuable à la prévention du tabagisme parce que les autres expositions (professionnelles et pollution) ont une influence moindre et parce que le traitement du cancer du poumon a malheureusement peu progressé. En revanche, la situation est beaucoup moins bonne chez les femmes : la mortalité par cancer du poumon a été multipliée par quatre en 15 ans chez les femmes de 40 ans.

Le cancer du poumon est la conséquence la plus spécifique du tabagisme, mais le tabac augmente aussi considérablement le risque d'autres maladies respiratoires et de maladies cardiovasculaires, notamment d'infarctus du myocarde. La réduction de la consommation de tabac a donc aussi pour conséquence bénéfique de réduire le risque de ces maladies. À l'étranger, l'interdiction de fumer dans les lieux publics a généralement été associée à une réduction significative du risque d'infarctus du myocarde. En France, la réduction de la fréquence des hospitalisations pour syndrome coronarien aigu est plus difficile à mettre en évidence après la mise en œuvre de l'interdiction de fumer dans les cafés, bars et restaurants, sans doute en raison du caractère plus progressif des mesures d'interdiction, dans un contexte où les affections cardiovasculaires étaient déjà en décroissance. En effet le nombre de ces hospitalisations diminue régulièrement depuis janvier 2003 grâce aux mesures antérieures de réduction de l'exposition à la fumée de tabac dans les transports, les lieux publics et les lieux de travail, conséquence des lois Veil et Evin ; leur efficacité a donc rendu difficilement détectable les effets d'une mesure supplémentaire localisée à un secteur restreint de l'économie. Cette mesure de santé publique restait néanmoins essentielle pour protéger la santé des travailleurs du secteur de l'hôtellerie, de la restauration et des cafés.

Autre mesure de prévention, l'augmentation des prix de 2003-2004 a entraîné une importante diminution des ventes et une baisse de la prévalence du tabagisme chez les adolescents. C'est un résultat capital : réduire la proportion de jeunes entrant dans le tabagisme est de très loin la mesure la plus efficace sur le long terme. L'analyse des conséquences des augmentations des prix du tabac montre bien l'importance d'une politique du prix conduite dans un objectif de santé publique. Les augmentations de 2003-2004 ont été réalisées à l'initiative de l'État avec cet objectif : les ventes ont baissé et cette baisse n'a été compensée que pour moitié par les achats transfrontaliers. Au contraire, les augmentations ultérieures faites à l'initiative des fabricants n'ont pas eu d'effet sur le volume des ventes, en dehors du report d'une marque à l'autre vers des produits moins chers, ou des cigarettes manufacturées vers le tabac à rouler.

En conclusion, aucune action de prévention n'est plus efficace que l'arrêt du tabac. Il faut poursuivre les actions tous azimuts, en particulier sur les prix, si on veut aboutir à une réduction massive du problème. Parmi ces actions, une harmonisation de la taxation des différents produits du tabac serait une mesure de santé publique importante. Une harmonisation des taxes en Europe représenterait aussi un progrès considérable et entraînerait une augmentation de l'accise spécifique qui est en France une des plus basses d'Europe, alors que c'est le seul instrument qui permette de contrôler le prix des cigarettes les moins chères.

Le thème de la Journée mondiale sans tabac cette année est le tabagisme des femmes : en France comme dans beaucoup de pays, il est aujourd'hui une priorité majeure de santé publique.

Le point sur l'épidémie de cancer du poumon dû au tabagisme

Catherine Hill (catherine.hill@igr.fr)¹, Eric Jouglà², François Beck³

1/ Institut Gustave Roussy, Villejuif, France

2/ Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès, Inserm-CépiDc, Le Vésinet, France

3/ Institut national de prévention et d'éducation pour la santé, Saint-Denis, France

Résumé / Abstract

Introduction – La mortalité par cancer du poumon est l'indicateur le plus spécifique des effets du tabac sur la santé. Nous présentons son évolution depuis les années 1950 en France et discutons les résultats à la lumière de celle de la consommation de tabac.

Méthodes – Les données de mortalité par cancer du poumon sont issues des certificats de décès. Les données de vente et les résultats des enquêtes déclaratives sur la consommation de tabac ont permis d'estimer la consommation moyenne par sexe et âge. La consommation moyenne par sexe a été estimée en corrigeant les déclarations par les données de vente. Cette consommation par sexe a ensuite été modulée en fonction de l'âge, sur la base des proportions de fumeurs réguliers par sexe et âge qui ont été obtenues par interpolations linéaires.

Résultats – On observe une baisse récente de la mortalité par cancer bronchique dans la population masculine, conséquence de l'importante réduction du tabagisme masculin en France, et un accroissement très important du risque de décès par cancer du poumon chez les femmes qui sont entrées dans le tabagisme beaucoup plus récemment. C'est pour la classe d'âge des 35 à 44 ans que les variations sont les plus spectaculaires : la mortalité chez les hommes a été divisée par deux en 10 ans et la mortalité chez les femmes a été multipliée par quatre en 15 ans.

Conclusion – Les actions politiques des dernières décennies ont eu un effet bénéfique incontestable, mais on peut prévoir que l'épidémie va continuer chez les femmes au fur et à mesure que vieilliront les générations qui comptent une proportion importante de fumeuses régulières. On peut aussi s'attendre à un arrêt de la diminution chez les hommes dans la mesure où les ventes de tabac sont constantes depuis 2004.

Assessment of the lung cancer epidemic due to smoking

Introduction – Lung cancer mortality is the most specific indicator of the effects of tobacco smoking on health at a population level. We describe the trends in lung cancer mortality since the 1950s in France and discuss them in the light of the trends in tobacco consumption.

Methods – Cause specific lung cancer mortality data come from the death certificates. Tobacco sales and survey data have been used to estimate the sex and age-specific tobacco consumption. The sex-specific consumption has been estimated by correcting the survey data to account for the sales data. This sex-specific consumption has then been adapted to each age-group on the basis of the age and sex-specific proportions of regular smokers, derived from survey data by linear interpolation.

Results – Lung cancer mortality has been decreasing recently in the male population, as a consequence of the reduced consumption of tobacco, whereas one observes a large increase in lung cancer mortality in the female population who started smoking much more recently. By far the largest variations are observed in the age-group 35 to 44: male lung cancer mortality decreased by a factor 2 in 10 years and female lung cancer mortality increased by a factor 4 in 15 years.

Conclusion – Anti-smoking actions in the last decades have had a clear beneficial effect on the risk of lung cancer in the male population, but the epidemic in the female population will continue with the aging of the generations who started smoking regularly. One can also expect the decrease in male lung cancer mortality to stop, given the end of the downward trend in tobacco sales observed since 2004.

Mots clés / Key words

Tabac, mortalité, cancer du poumon / Smoking, mortality, lung cancer

Introduction

Le principal déterminant du risque de cancer du poumon est aujourd'hui, en France comme dans le reste du monde, le tabac et en particulier les cigarettes manufacturées. La mortalité par cancer du poumon est l'indicateur le plus spécifique des effets du tabac sur la santé [1]. L'étude de son évolution en relation avec l'évolution de la consommation de tabac a fait l'objet de nombreuses analyses, notamment par Lopez *et al.* [2] pour le monde, Shopland [3] pour les États-Unis et Peto *et al.* [1] pour les pays développés. Nous présentons son évolution en France depuis les années 1950 et discutons les résultats à la lumière de l'évolution de la consommation de tabac.

Matériel et méthodes

Consommation de tabac

Les données annuelles de ventes de cigarettes et autres produits du tabac ont été publiées jusqu'en 2003 [4] et une mise à jour est disponible sur le site web de l'Institut Gustave Roussy [5]. On trouve aussi les données de ventes mensuelles sur le site de l'Observatoire français des drogues et des toxicomanies (OFDT) [6]. Toutes les données de ventes

sont rapportées à la population adulte, c'est-à-dire âgée de 15 ans et plus. Il s'agit donc de la consommation moyenne de la population, et non de la consommation moyenne des fumeurs.

Les données des principaux sondages réalisés avant 2002 [4] et les données du Baromètre santé 2005 [7] ont été utilisées pour répartir les ventes de cigarettes entre hommes et femmes. Le principe de la méthode a été décrit précédemment [8]. En résumé, pour obtenir la consommation des hommes corrigée pour tenir compte des ventes, on multiplie les ventes totales par la proportion déclarée fumée par les hommes. La consommation déclarée fumée par les hommes est le produit de la proportion de fumeurs réguliers masculins par le nombre moyen de cigarettes déclaré et par l'effectif de la population masculine. Le résultat figure dans la colonne « tous âges » du tableau 1. Pour simplifier, les données y sont présentées de 10 ans en 10 ans et par classes d'âge de 10 ans (mais tous les calculs ont été effectués par classes d'âge de 5 ans).

À partir des données de chaque sondage réalisé entre 1953 et 2005, on a estimé les proportions de fumeurs réguliers par sexe et par classe d'âge de

5 ans. Ceci a nécessité des interpolations linéaires dans la mesure où les sondages ont utilisé des regroupements d'âges variés. Ces proportions servent à moduler la consommation moyenne (CM) en fonction de l'âge. Ainsi, si la proportion de fumeurs est de 36% dans la population adulte et de 20% dans la population de 15 à 19 ans, la CM de la population de 15 à 19 ans est estimée par la CM totale multipliée par 20 et divisée par 36. On obtient ainsi les CM de cigarettes par sexe et classe d'âge de 10 ans pour les années 1905 à 2005 (tableau 1). Autrement dit, pour chaque sexe, la CM une année donnée dans une classe d'âge de 5 ans est estimée en multipliant la proportion déclarée de fumeurs réguliers dans cette classe d'âge pour cette année par le nombre moyen de cigarettes par fumeurs pour la même année corrigé en fonction des données de ventes.

On estime enfin la CM quotidienne entre 15 ans et un âge donné pour une année donnée en faisant la moyenne des consommations antérieures. Pour obtenir la consommation moyenne cumulée sur la durée du tabagisme de la population masculine de 45 à 54 ans en 1965, on fait la moyenne des consommations de 15 à 24 ans en 1935, de 25 à

Tableau 1 Consommation de cigarettes par sexe et classe d'âge de 10 ans tous les 10 ans entre 1905 et 2005 / Table 1 Cigarette consumption by sex and 10-year age groups every 10 years between 1905 and 2005

Sexe	Année	Tous âges	Classe d'âge						
			15-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65-74	75+
Hommes	1905	0,4	0,4	0,5	0,5	0,5	0,4	0,4	0,4
	1915	0,9	0,8	0,9	0,9	0,9	0,9	0,8	0,8
	1925	1,9	1,9	2,0	2,0	2,0	1,9	1,8	1,7
	1935	3,1	3,0	3,2	3,2	3,2	3,1	2,9	2,7
	1945	2,6	2,5	2,7	2,7	2,7	2,6	2,4	2,3
	1955	6,2	6,0	6,4	6,4	6,3	6,2	5,8	5,5
	1965	7,5	7,8	7,8	7,7	7,3	6,8	6,3	6,0
	1975	8,5	8,2	9,9	9,3	8,5	7,6	6,6	6,0
	1985	8,7	8,1	10,7	9,6	8,5	7,2	5,7	4,8
	1995	7,0	6,2	9,1	8,2	6,7	4,9	3,7	2,7
2005	3,7	4,1	5,0	4,3	3,8	2,4	1,2	0,6	
Femmes	1905	0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
	1915	0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
	1925	0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
	1935	0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
	1945	0,1	0,0	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0
	1955	0,5	0,6	0,7	0,6	0,4	0,3	0,1	0,0
	1965	1,2	2,2	1,5	1,0	0,7	0,5	0,2	0,1
	1975	2,1	3,7	3,2	2,1	1,5	1,2	0,6	0,2
	1985	3,0	4,8	5,3	3,1	2,0	1,4	0,9	0,4
	1995	3,4	3,6	5,4	3,9	2,7	1,7	0,8	0,2
2005	2,4	3,0	3,2	3,2	2,3	1,0	0,6	0,2	

34 ans en 1945, de 35 à 44 ans en 1955 et de 45 à 54 ans en 1965 (données en gras dans le tableau 1). Il s'agit en effet à chaque fois de la même génération.

Mortalité par cancer du poumon

Les données de mortalité par cancer du poumon sont disponibles sur le site du CépiDc de l'Inserm par classe d'âge de 10 ans pour chaque année de 1979 à 2007 [9] et sur le site de l'Institut de veille sanitaire de 1950 à 2006 par classe d'âge de 5 ans [10] (auxquelles on a ajouté les données de 2007). Les taux tous âges ont été standardisés en prenant comme référence la population standard européenne [11]. Les taux regroupant des classes d'âge ont été standardisés en faisant la moyenne arithmétique des taux par classes d'âge de 5 ans. Les données des graphiques de mortalité par âge sont lissées par régression log linéaire par morceaux joints en utilisant le logiciel américain *Joinpoint Regression* du *National Cancer Institute* [12,13]. Ceci définit des segments de courbes exponentielles jointes correspondant à une variation annuelle constante dans chaque segment.

Résultats

Le tableau 2 présente la consommation de cigarettes par adulte et par jour pour chaque année se terminant par un 5, dans l'ensemble de la population et par sexe, ainsi que la mortalité par cancer du poumon par périodes de 10 ans (sauf pour la dernière période qui est de 8 ans). La figure 1

montre, pour chaque sexe, la consommation moyenne de cigarettes par jour et la mortalité par cancer du poumon. La consommation de cigarettes a atteint un maximum de 9,0 par adulte et par jour chez les hommes en 1980 et de 3,5 chez les femmes en 1991. La baisse a donc commencé chez les hommes 11 ans plus tôt et a été beaucoup plus marquée que chez les femmes. La mortalité par cancer du poumon a atteint un maximum en 1993

Figure 1 Consommation moyenne de cigarettes par jour et mortalité par cancer du poumon en France / Figure 1 Average consumption of cigarettes per day and lung cancer mortality in France

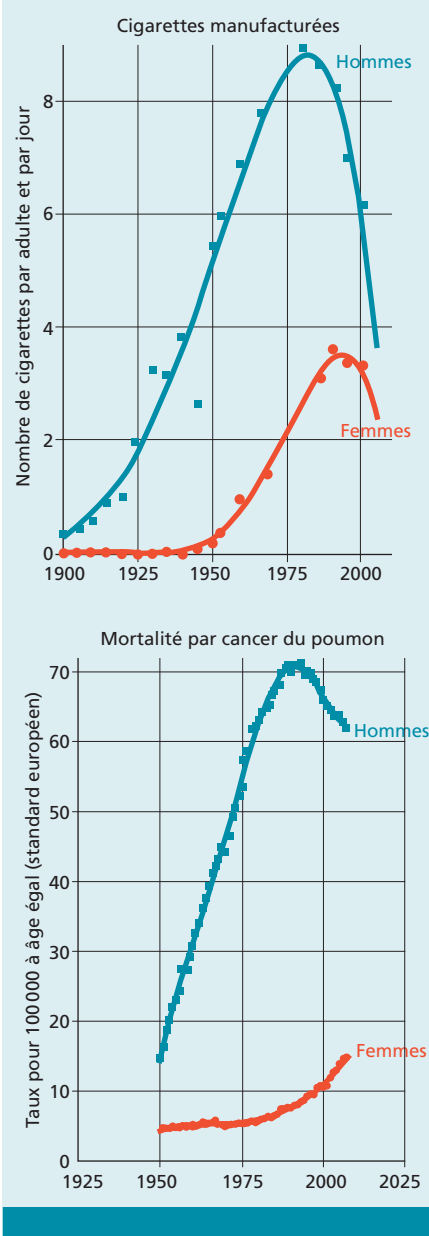


Tableau 2 Consommation de cigarettes et mortalité par cancer du poumon en France, tous âges / Table 2 Cigarette smoking and lung cancer mortality in France, all ages

Année	Nombre de cigarettes par jour			Période	Mortalité par cancer du poumon, taux pour 100 000*	
	Total	Hommes	Femmes		Hommes	Femmes
1905	0,2	0,4	0,0			
1915	0,4	0,9	0,0			
1925	0,9	1,9	0,0			
1935	1,5	3,1	0,0			
1945	1,2	2,6	0,1			
1955	3,3	6,2	0,5	1950 à 1959	22,4	4,8
1965	4,2	7,5	1,2	1960 à 1969	38,3	5,3
1975	5,2	8,5	2,1	1970 à 1979	53,6	5,3
1985	5,8	8,7	3,0	1980 à 1989	67,1	6,6
1995	5,1	7,0	3,4	1990 à 1999	69,7	9,0
2005	3,0	3,7	2,4	2000 à 2007	64,0	12,8

* À âge égal, standard Europe

Tableau 3 Mortalité par cancer du poumon par sexe en France, taux pour 100 000, en fonction de l'âge, moyenne sur 10 ans, sauf entre 2000 et 2007. En lisant le tableau en diagonale, on peut suivre les risques dans une même génération / *Table 3* Mortality from lung cancer in France by sex, rate per 100,000, depending on age, average over 10 years, except between 2000 and 2007. Reading the table diagonally contributes to highlight the risks in the same generation

Sexe	Années	Âge					
		35 à 44	45 à 54	55 à 64	65 à 74	75 à 84	85 et +
Hommes	1950 à 1959	5	28	72	93	72	39
	1960 à 1969	7	38	116	180	154	103
	1970 à 1979	12	54	147	263	270	194
	1980 à 1989	14	69	180	307	377	324
	1990 à 1999	16	73	183	316	397	364
	2000 à 2007	11	71	168	285	372	347
Femmes	1950 à 1959	2	5	12	20	23	16
	1960 à 1969	2	5	12	23	32	32
	1970 à 1979	2	5	12	23	36	40
	1980 à 1989	2	7	16	28	42	51
	1990 à 1999	4	11	21	37	52	58
	2000 à 2007	6	21	30	46	65	66

Les taux sont la moyenne des taux observés dans les classes d'âge de 5 ans pour 100 000

chez les hommes et a nettement baissé depuis. Parmi les femmes, la mortalité augmente depuis 1980 et cette augmentation s'est accélérée dans les années récentes.

Le tableau 3 présente les taux de décès par cancer du poumon en fonction de l'âge, par périodes de 10 ans (sauf pour la dernière période de 8 ans). La mortalité masculine a nettement augmenté de 1950-1959 à 1990-1999 à tous les âges à partir de 35 ans, pour ensuite baisser entre 1990-1999 et 2000-2007. Chez les femmes, la mortalité est restée très stable jusqu'à 65 ans de 1950-1959 à 1970-1979. Les augmentations observées aux âges supérieurs sont probablement davantage dues à une amélioration de la connaissance des causes de décès qu'à une réelle augmentation du risque. Entre 1970-

1979 et 2000-2007, une augmentation s'observe à tous les âges.

La mortalité par cancer du poumon chez les femmes de 35 à 54 ans dans la période 2000-2007 est proche de la mortalité chez les hommes de même âge observée durant les années 1950.

La figure 2 montre les évolutions par sexe des consommations moyennes quotidiennes de cigarettes entre 15 et 44 ans, entre 15 et 64 ans et entre 15 et 75 ans et plus. Il s'agit d'un résumé de l'exposition au tabac sur la vie entière pour ces différentes classes d'âge considérées, montrant que la différence de consommation entre les hommes et les femmes en 2005 dépend beaucoup de l'âge. La population des femmes de 35 à 44 ans a fumé en moyenne 5 cigarettes par jour, et la population

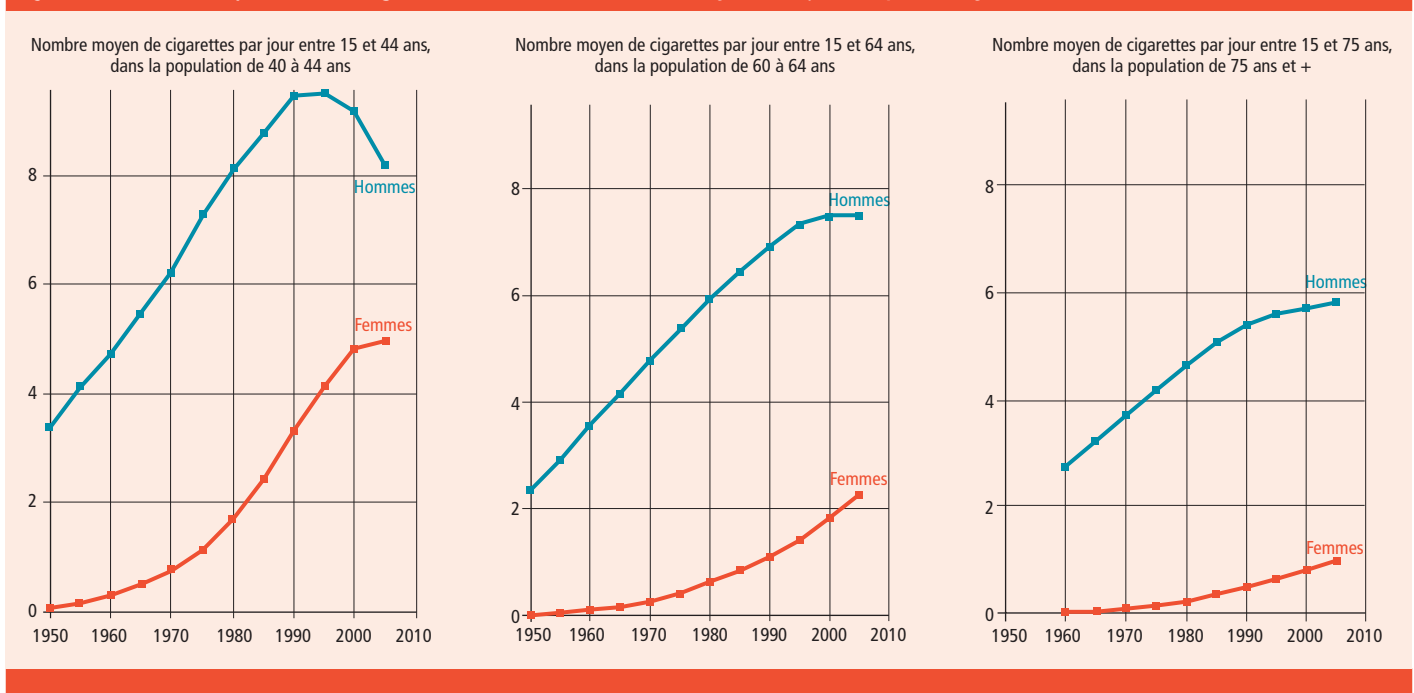
masculine 8 cigarettes par jour. La population des femmes de 75 ans et plus a fumé en moyenne une cigarette par jour et celle des hommes 5,8 cigarettes par jour à ces âges.

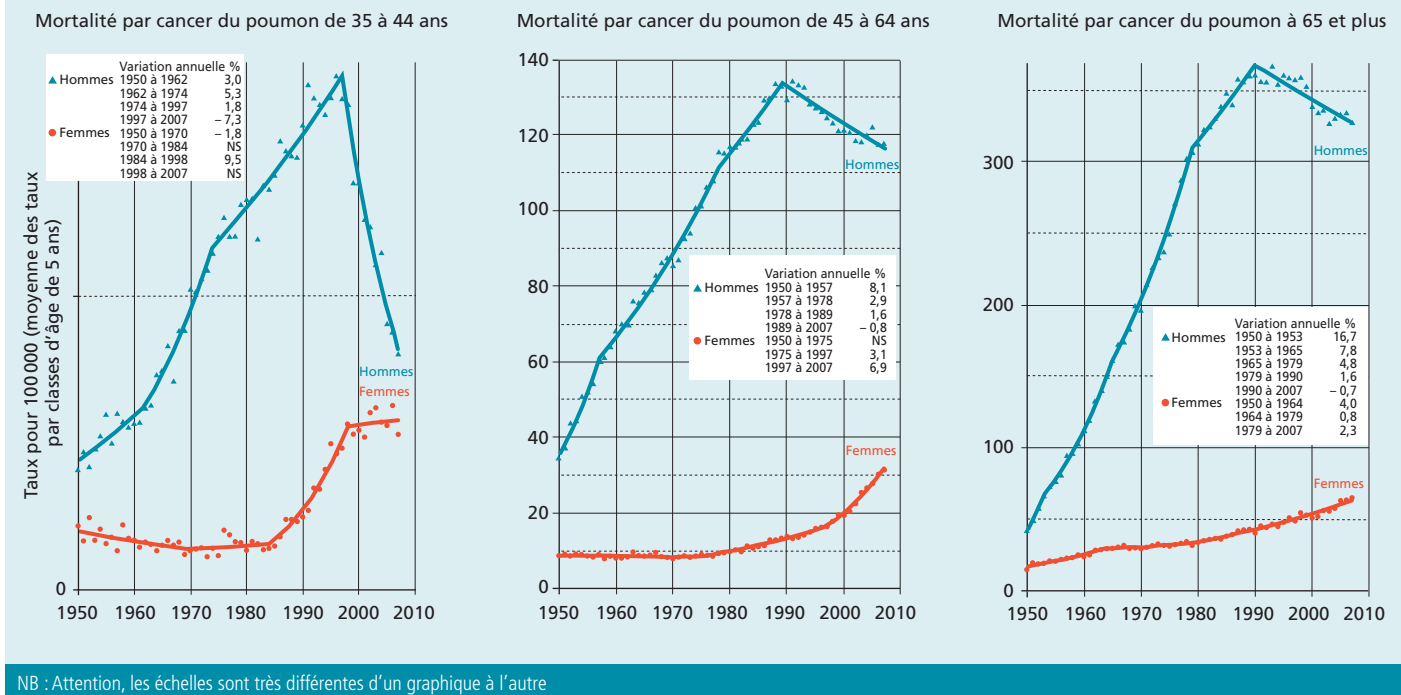
La figure 3 montre l'évolution de la mortalité par cancer du poumon chez les hommes et chez les femmes pour trois groupes d'âge : 35-44 ans, 45-64 ans et 65 ans et plus. La mortalité par cancer du poumon chez l'homme a atteint des maxima de 18 pour 100 000 entre 35 et 44 ans, 134 pour 100 000 entre 45 et 64 ans et 73 pour 100 000 à 65 ans et plus, ces maxima s'observant entre 1989 et 1997 selon la classe d'âge. Chez les femmes, les taux les plus élevés s'observent la dernière année et atteignent 6, 32 et 13 pour 100 000 selon l'âge. Le risque de décès par cancer du poumon est donc plus élevé entre 45 et 64 ans qu'à 65 ans et plus. L'écart entre hommes et femmes a augmenté jusque vers 1990 et diminué ensuite. En 2007, l'écart de mortalité entre sexes est faible entre 35 et 44 ans (8 vs. 6 pour 100 000) du fait d'une histoire tabagique très similaire.

Pour surveiller l'épidémie due au tabac, l'indicateur le plus sensible et le plus précoce est la mortalité par cancer bronchique entre 35 et 44 ans. C'est l'âge où le risque est suffisamment important pour pouvoir être estimé d'une façon fiable et c'est aussi l'âge où l'on peut détecter le plus spécifiquement les effets du tabagisme des 20 ou 30 dernières années. Les variations de la mortalité par cancer bronchique entre 35 et 44 ans sont extrêmement marquées : le risque de décès par cancer du poumon chez les hommes a diminué de moitié en 10 ans, alors que le risque chez les femmes a été multiplié par quatre entre 1984 et 1999. Ces variations résultent respectivement de la diminution du nombre moyen de cigarettes fumées entre 15 et 44 ans chez les hommes au cours des 10 dernières années et de son augmentation chez les femmes.

On observe aussi une hausse de la mortalité de 6,9% par an chez les femmes de 45 à 64 ans entre 1997 et 2007, reflétant l'accroissement de leur consommation de tabac dans les 30 à 50 dernières années.

Figure 2 Consommation quotidienne de cigarettes manufacturées en France / *Figure 2* Daily consumption of cigarettes manufactured in France





Discussion

La mortalité par cancer bronchique diminue actuellement dans la population masculine, en particulier entre 35 et 44 ans, à la suite de l'importante réduction du tabagisme masculin en France. En revanche, le risque de décès par cancer du poumon des femmes s'accroît fortement. L'étude de la mortalité en fonction de l'âge montre l'importance des données relatives à la tranche d'âge 35-44 ans. C'est dans cette classe d'âge que l'impact des modifications de comportement vis-à-vis du tabac sur la mortalité par cancer du poumon est le plus important. La mortalité entre 35 et 44 ans est en effet le résultat des expositions des 20 à 25 dernières années dans la mesure où l'entrée dans le tabagisme se fait massivement entre 15 et 20 ans. La mortalité à 70 ans dépend pour sa part du tabagisme des 50 dernières années.

Ces données montrent aussi que les femmes encourrent les mêmes risques que les hommes quand elles fument autant.

Nous n'avons tenu compte ni des fumeurs occasionnels, ni du tabac à rouler, ni des cigares, mais ces consommations représentent un volume faible par rapport à la consommation de cigarettes des fumeurs réguliers. Nous n'avons pas non plus tenu compte de la contrebande du tabac ni des achats transfrontaliers dans l'étude de la consommation. Selon les données des douanes, la contrebande serait restée relativement constante dans les 10 dernières années et 30% du tabac de contrebande est destiné à la consommation française [14]. Les douanes estiment que les saisies représentent 10% de la contrebande ; il faudrait donc augmenter de 1 à 2% les données de ventes pour tenir compte du tabac de contrebande à destination de la France. Le volume des achats transfrontaliers a été estimé au moyen de sondages financés par l'industrie du tabac. Ces achats auraient représenté jusqu'à 15% de la consommation en 2007 et correspondraient à 10%

de la consommation au début de 2009 [15]. Si l'on voulait tenir compte de ces données, il faudrait aussi disposer d'informations sur les ventes en France faites aux ressortissants des pays où le tabac est plus cher, notamment les habitants du Royaume-Uni. Les données de mortalité reposent sur la cause initiale du décès telle qu'elle figure sur le certificat de décès. Ces données sont susceptibles de varier en fonction des progrès des diagnostics médicaux. Ainsi, une partie de la diminution de la mortalité par cancer du poumon chez les femmes de 35 à 44 ans observée entre 1950 et 1970 est-elle probablement due à la diminution du nombre des certificats de décès portant la mention « cancer du poumon » alors qu'il s'agissait de métastases pulmonaires. Une partie de l'augmentation de la prévalence dans la population âgée et très âgée peut être également due à l'amélioration de la connaissance des causes de décès dans ces populations. Les évolutions récentes de la mortalité par cancer du poumon entre 35 et 44 ans sont d'autant plus intéressantes qu'elles vont en sens contraire chez les hommes et chez les femmes et que la qualité des soins est probablement restée relativement constante dans cette classe d'âge au cours de la période.

On aurait également pu considérer les variations de l'incidence du cancer du poumon plutôt que la mortalité. Les données sont très liées : d'une part, le cancer du poumon ayant une létalité très élevée, les nombres de cas et de morts sont assez proches ; d'autre part, comme il n'existe pas de registre national des cancers du poumon en France, les données d'incidence nationale sont estimées à partir des données d'incidence et de mortalité dans les 17 départements où existe un registre et à partir des données nationales de mortalité.

Les actions politiques de lutte contre le tabagisme des dernières décennies ont eu un effet bénéfique remarquable, mais on peut prévoir que l'épidémie va continuer chez les femmes au fur et à mesure

que vieilliront les générations qui ont beaucoup fumé. On peut également s'attendre à un ralentissement de la diminution de la mortalité chez les hommes dans la mesure où les ventes de cigarettes sont restées à peu près constantes de 2004 à 2009.

Références

- [1] Peto R, Lopez AD, Boreham J, Thun M. Mortality from smoking in developed countries 1950-2000 (2nd edition: updated June 2006). <http://www.ctsu.ox.ac.uk/%7Eetobacco>
- [2] Lopez AD, Mathers CD, Ezzati M, eds. Global burden of disease and risk factors. Washington: The International Bank for Reconstruction and Development / The World Bank, 2006.
- [3] Shopland DR. Tobacco use and its contribution to early cancer mortality with a special emphasis on cigarette smoking. *Environ Health Perspect.* 1995;103 Suppl 8:131-42.
- [4] Hill C, Laplanche A. Tabac : les vrais chiffres. Paris : La Documentation française 2004.
- [5] http://www.igr.fr/doc/cancer/pdf/prevention/maj2009_2_le_tabac_en_france.pdf
- [6] <http://www.ofdt.fr/ofdt/fr/t091208.pdf>
- [7] Beck F, Guilbert P, Gautier A (dir.). Baromètre santé 2005. Attitudes et comportements de santé. Saint-Denis : Inpes, 2007 ; 608 p.
- [8] Hill C, Laplanche A. Évolution de la consommation de cigarettes en France par sexe. *Bull Epidemiol Hebd.* 2005;21-22:94-7.
- [9] www.cepidc.vesinet.inserm.fr
- [10] Hill C, Doyon F, Mousannif A. Évolution de la mortalité par cancer en France de 1950 à 2006. Saint-Maurice : Institut de veille sanitaire, mai 2009 ; 272 p. http://www.invs.sante.fr/publications/2009/evolution_mortalite_cancer_france_1950_2006/index.html
- [11] Waterhouse JAH, Muir CS, Correa P, Powell J, eds. Cancer incidence in five continents. Lyon: IARC, 1976;3:456.
- [12] Kim HJ, Fay MP, Feuer EJ, Midthune DN. Permutation tests for joinpoint regression with applications to cancer rates. *Stat Med.* 2000;19:335-51; erratum: 2001;20:655.
- [13] National Cancer Institute. Joinpoint Regression Program. Disponible sur : <http://srab.cancer.gov/joinpoint>
- [14] <http://www.douane.gouv.fr/data/file/5727.pdf>
- [15] Revue des tabacs. Mars 2009 ; p. 51.

Les évolutions de la consommation de tabac en France de 1999 à 2008

Serge Karsenty (serge.karsenty@univ-nantes.fr)¹, Albert Hirsch²

1/ Laboratoire Droit et changement social, Université de Nantes, France
2/ Ligue nationale contre le cancer, Paris, France

Résumé / Abstract

Introduction – En France, le Plan cancer de 2003 à 2007 constitue la troisième période de politique publique active contre le tabac. L'examen des sources statistiques disponibles de 1999 à 2008 questionne l'efficacité de trois mesures caractéristiques : l'augmentation des prix du tabac, sa restriction d'accès aux mineurs de moins de 16 ans et l'interdiction de fumer dans les lieux à usage collectif.

Méthodes – Plusieurs sources de données ont été examinées ainsi que la littérature associée à leur publication. Les ventes légales en France, les estimations des achats hors frontières de produits consommés en France, les données de prévalence des adultes et des adolescents ont parfois autorisé l'analyse longitudinale.

Résultats – Les augmentations des prix du tabac ont provoqué une chute des ventes domestiques légales de 31% entre 2002 et 2008 après ajustement à la population. Les produits d'origine non domestique représenteraient de 12 à 20% de la consommation totale selon les sources, les méthodes de calcul et les années. La prévalence du tabagisme quotidien des 15-75 ans a diminué de 12% entre 1999 et 2005 sans inversion de tendance ultérieure. À 15 et 16 ans, la prévalence des fumeurs réguliers a diminué de 45% entre 1999 et 2007.

Discussion-conclusion – L'estimation des achats hors frontières et de leur évolution est impossible en l'absence de données fiables et vérifiables. La tendance des prévalences globales connues est cohérente avec les données de vente mais l'analyse est insuffisante en l'absence de données homogènes attendues en 2010. L'évolution du tabagisme des adolescents est un succès pour le plan cancer.

Trends in tobacco consumption in France, 1999 to 2008

Background – The first French program against cancer was carried out from 2003 to 2007. It included many important legal measures to reduce tobacco smoking. Three of them, increasing tobacco prices, restricting youth access and smoking in public areas, raised the question of their possible assessment through various data gathered from 1999 to 2008.

Methods – Several data sources and linked publications were examined. Legal sales in France, estimations of foreign tobacco products purchases, prevalences in adults and youth could sometimes, but not always, allow longitudinal analysis.

Results – Increasing tobacco prices induced a 31% drop in domestic legal sales adjusted for population size between 2002 and 2008. Foreign tobacco products would account for 12% to 20% of the total consumption depending on the sources, reckonings and year. Daily smoking prevalence in people aged 15-75 decreased by 12% between 1999 and 2005 without trend reversal later on. In youths aged 15 and 16 daily smoking prevalence decreased by 45% between 1999 and 2007.

Discussion-conclusion – Estimating the importance of purchases out of France and their trends is not possible due to the lack of reliable and published data. Trends in total population smoking prevalence can fit with the domestic sales data but a new analysis is needed when new data are available in 2010. The cancer plan has revealed to be a success in terms of trends in adolescent smoking.

Mots clés / Key words

Tabac, politiques publiques, évaluation, contrebande / Tobacco smoking, control policies, evaluation, smuggling

Introduction

Dès 1964, la consommation de tabac pouvait être identifiée comme un problème de santé publique majeur dans les pays développés [1]. En France, elle a notamment été l'objet de politiques publiques de prévention au cours de trois périodes caractéristiques : lors de l'adoption de la loi Veil du 9 juillet 1976, puis celle de la loi Évin du 10 janvier 1991, également consacrée à la prévention de l'alcool et, plus récemment, lors de la mise en œuvre du premier « Plan cancer : 2003-2007 » repris par la loi de santé publique du 9 août 2004. Ce dernier dispositif de lutte contre le cancer ne se limitait pas à la lutte contre la consommation de tabac, mais les mesures de prévention du tabagisme y étaient fortes et nombreuses [2]. Bien que les tentatives d'évaluation ou de bilan de ces trois périodes de politique publique soient parcelaires, de qualité hétérogène et généralement peu satisfaisantes, elles existent [3-6] et soulignent l'intérêt de travaux mieux outillés et plus rigoureux à l'avenir. Les propositions d'action publique contre le tabagisme incluses dans le premier Plan cancer étaient nombreuses et les objectifs globaux étaient chiffrés : diminution de 30% du tabagisme des jeunes, de 20% du tabagisme des adultes.

Sur un ensemble de 70 mesures, neuf (les mesures 4 à 12) étaient consacrées à la « guerre au tabac ». Trois d'entre elles retiennent l'attention car, leur mise en œuvre ayant été rapide et complète, l'évaluation d'efficacité qui mérite d'en être faite ne se heurte pas à un manque d'effectivité. Les trois préconisations formulées comme suit : « Augmenter significativement et régulièrement le prix de vente du tabac », « Interdire la vente de tabac aux mineurs de moins de 16 ans », « Faire appliquer l'interdiction de fumer dans les lieux collectifs » ont été suivies dans les faits par des actions publiques sans ambiguïté.

La vente de tabac aux mineurs de moins de 16 ans a été interdite par la loi 2003-715 du 31 juillet 2003, précisée par le décret du 6 septembre 2004. L'interdiction de fumer dans les lieux collectifs, présente dans la loi de 1991, a été systématisée par le décret du 15 novembre 2006. Sa mise en œuvre au début de 2007 et de 2008 a été considérée comme relativement satisfaisante par les suivis d'indicateurs mis en place pour l'évaluation de la loi de santé publique de 2004 [7]. Le taux d'imposition du tabac est passé de 76% du prix de vente en 2003 à 80,39% en 2007 [5], générant deux augmentations de prix en 2003 et une au début de

2004, soit une augmentation globale de 42,3% en prix constants de 2002 à 2004. Bien que ces hausses significatives n'aient pas été « régulières » puisqu'elles ont été bloquées par un moratoire fiscal de quatre années (2004-2007) couvrant le terme du Plan cancer, leur effet sur la consommation peut être analysé [8].

Plusieurs questions se posent, dont certaines ont déjà malencontreusement trouvé des réponses catégoriques dans les médias français. La hausse des prix du tabac a-t-elle eu pour effet de diminuer le nombre de fumeurs réguliers ? Cet effet est-il irréversible ? Les achats hors frontières compensent-ils les diminutions de vente observées en France ? L'interdiction de vente de tabac aux mineurs de moins de 16 ans a-t-elle permis de diminuer les incidences en tabagisme ? L'interdiction totale de fumer dans les lieux à usage collectif a-t-elle entraîné un nombre significatif d'arrêts du tabac ? Le présent article se propose d'analyser l'ensemble des données pertinentes disponibles pour la période 1999-2008 comme un moyen d'identifier les possibilités et les difficultés d'évaluer les effets des principales mesures de lutte contre le tabagisme du premier Plan cancer qui s'est situé dans la deuxième partie de cette décennie.

Méthodes

La méthode utilisée a consisté à faire une revue sélective des sources statistiques disponibles et de la littérature associée à ces sources, en focalisant cette relecture sur la question des effets de trois mesures du Plan cancer 2003-2007.

Les consommations de tabac sont connues à partir de sources imparfaites, mais elles en permettent l'analyse longitudinale.

Les livraisons effectuées auprès des débitants de tabac, qui disposent en France d'un monopole, permettent d'apprécier correctement les quantités vendues sur le territoire national. Ces chiffres sont communiqués par la société Altadis. Le nombre d'unités vendues par mois ou par an n'ayant pas de signification épidémiologique, il faut s'appuyer sur un calcul en grammes de tabac s'approchant du poids réel des produits vendus et le rapporter à la population adulte de l'année considérée. Ce calcul est régulièrement mis à jour et rendu public par l'Institut Gustave Roussy [9]. Les consommations relevant d'achats à l'étranger peuvent être estimées à partir des particularités des ventes dans les départements français proches de frontières avec des pays dont les prix du tabac sont attractifs, par des enquêtes ponctuelles sur la provenance des paquets de cigarettes retrouvés dans les centres de traitement des déchets [10,11] ou par des données de sondages auprès de fumeurs dont le commanditaire *Japan Tobacco International (JTI) France* ne publie ni la méthode, ni les résultats dans leur intégralité, mais se réfère implicitement au professionnalisme de l'Ifop pour crédibiliser cette source [12].

Les prévalences sont estimées à partir d'enquêtes en population menées d'une part par l'Institut national de prévention et d'éducation pour la santé (Inpes) : les Baromètres santé, de périodicité quinquennale, et d'autre part l'Observatoire français des drogues et des toxicomanies (OFDT) : enquête régulièrement menée auprès des jeunes convoqués aux journées d'appel de préparation à la défense, qui mesure les prévalences tabagiques régulières à 17 ans [13]. Par ailleurs, une enquête est régulièrement menée par l'Inserm et l'OFDT auprès des jeunes Français scolarisés âgés de 15 ou 16 ans au moment de l'enquête et permet de connaître l'évolution des prévalences du tabagisme régulier ainsi que d'autres caractéristiques du rapport des jeunes au tabac [14].

Résultats

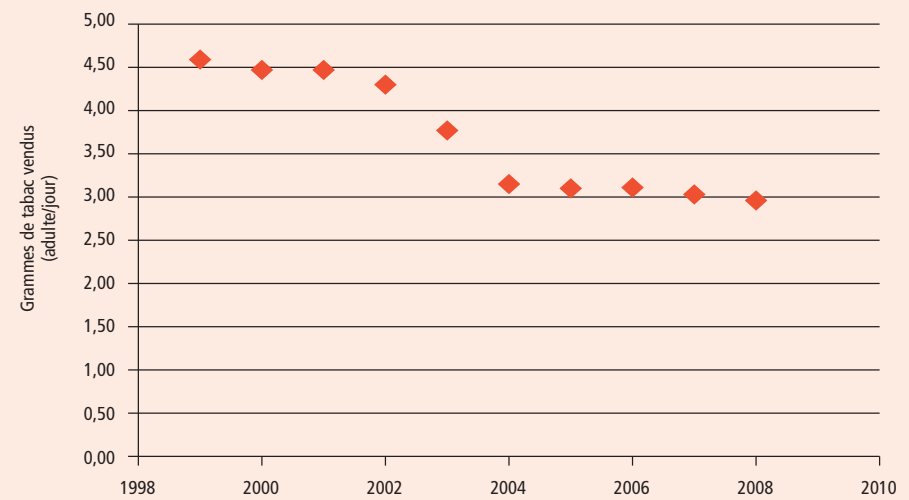
Les ventes de tabac

Si l'on s'en tient aux ventes de tous types de produits du tabac effectuées en France, ramenées à une mesure en grammes de tabac et rapportées à la population adulte des 15 ans et plus, l'effet des hausses de prix des années 2003 et 2004 est très net (figure 1). La diminution est de 31% entre 2002 et 2008.

Cependant, en raison de forts mouvements d'achats transfrontaliers qui se sont manifestés dès 2003 et ont fait l'objet d'études, il n'est plus possible d'accorder à cette source statistique la même valeur qu'auparavant.

Selon la première étude de l'OFDT [10], fondée sur l'analyse de la diminution anormale des ventes de 23 départements frontaliers, les achats transfrontaliers destinés à une consommation en France auraient représenté environ 17% du total des achats domestiques en 2004. Cette étude a été reprise et poursuivie sur les années 2005 et 2006 [11]. De

Figure 1 Ventes totales de tabac en France par adulte de plus de 15 ans et par jour / Figure 1 Daily sales of tobacco in France per adult aged 15 and over



Source : Catherine Hill, IGR

2004 à 2006, ces achats auraient représenté de 14% à 17% des ventes totales en France. Des études ponctuelles sur les emballages de paquets de cigarettes retrouvés dans les centres de tri et de traitement des déchets ménagers permettraient de montrer que 18,6% de l'ensemble des paquets de l'échantillon consommés en France en 2005 n'avaient pas, à l'origine, été achetés en France, ce chiffre tombant à 15,5% en 2006.

Selon les sondages commandités par le JTI, au moment des enquêtes mensuelles de 2004, 14,3% des fumeurs ont, en moyenne annuelle, présenté à l'enquêteur un paquet de cigarettes identifié comme ayant été, à l'origine, acquis hors de France. Les réponses peuvent être considérées comme représentatives des habitudes d'achat des fumeurs, mais non des origines de l'ensemble des paquets fumés en France. En effet, si les gros fumeurs sont plus fréquemment acheteurs sur les voies parallèles, la proportion de paquets d'origine étrangère est plus élevée que celle qui indique la proportion de fumeurs. Et l'inverse est vrai, s'il s'agit plutôt de petits fumeurs. Bien que les croisements entre cette minorité de fumeurs et les quantités habituellement fumées ne soient pas divulgués, si l'on fait l'hypothèse d'une distribution aléatoire de la source d'achat chez les fumeurs et donc de probabilités égales pour l'enquêteur de rencontrer un petit ou un gros fumeur parmi les personnes faisant des achats d'origine étrangère, le chiffre des consommations en France serait donc, en 2004, environ

18% plus élevé que celui indiqué par les ventes domestiques. L'évolution des achats hors frontières indiqués par cette source ne souffre pas de biais si l'on admet que les méthodes de l'Ifop sont stables dans le temps. Cette proportion de 14,3% de fumeurs profitant d'achats délocalisés en 2004 passe à 12,6% en 2005, 12,9% en 2006, s'élève à nouveau à 14,5% en 2007 puis redescend à 12,3% en 2008. Ce dernier chiffre serait sans intérêt particulier s'il n'indiquait une tendance qui s'est accentuée au cours des cinq premiers mois de 2009, avec seulement 8,7% de fumeurs de cette catégorie.

Les prévalences tabagiques chez les 15-75 ans

Les prévalences de fumeurs chez les adultes (15 à 75 ans) sont estimées avec la meilleure précision par les enquêtes quinquennales du Baromètre santé [15]. Selon les données du Baromètre santé 2000, la prévalence des fumeurs réguliers en France était de 29,5%. Elle passait à 26,1% en 2005. Cet écart de 3,4 points révèle donc une diminution de 12% du nombre des fumeurs réguliers en cinq ans. D'autres enquêtes aux échantillons substantiels montrent un maintien de cette baisse au cours des années 2006 et 2008 (tableau 1). Néanmoins, dans ces deux autres enquêtes, les constitutions d'échantillon n'incluant pas les détenteurs de téléphone portable exclusif ne permettent pas de prendre en compte les 2,5 points de baisse supplémentaires tels qu'ils s'affichent.

Tableau 1 Tabagisme quotidien des 15-75 ans selon diverses enquêtes / Table 1 Daily tobacco smoking of people aged 15-75 in various surveys

	Baromètre santé Inpes	Sondage Ipsos	Baromètre santé Inpes	Sondage Atoo	Baromètre nutrition Inpes
Année	2000	2003	2005	2006	2008
Taille d'échantillon (N)	14000	3000	30000	3000	4000
Hommes (%)	32,8	29,7	29,7	30,4	27,7
Femmes (%)	26,3	21,6	22,6	21,4	19,7
Ensemble	29,5	25,6	26,1	25,8	23,6

Source : Inpes

Les prévalences tabagiques chez les adolescents

Deux enquêtes en population de bonne qualité [13,14] donnent des indications précieuses à des âges décisifs pour l'accrochage au tabac à long terme.

À 17 ans, l'usage quotidien du tabac concernait 41,1% des jeunes interrogés en 2000 et 28,9% en 2008, révélant une diminution de 27% [13]. À 15 et 16 ans, la prévalence du tabac quotidien est passée de 31% en 1999 à 17% en 2007, soit une diminution de 45% [14].

Une analyse des opinions sur l'accès au tabac recueillies au cours de la même enquête remarque que les non-fumeurs comportent en 2007 un nombre moins élevé de répondants qui pensent qu'il est assez facile ou très facile de se procurer des cigarettes. « La baisse est de plus de 20 points entre 2003 et 2007 alors que [cette opinion] était restée stable entre 1999 et 2003 », écrivent les auteurs [16]. Enfin, dans l'enquête Baromètre santé, les évolutions du statut tabagique des 12-15 ans entre 2000 et 2005 ont été remarquées [17]. Entre 2000 et 2005, la prévalence du tabagisme (régulier et occasionnel) est passée de 18,1% à 10,9% chez les filles et de 10,9% à 6,5% chez les garçons.

Discussion

Comme cela a déjà été souligné à propos des campagnes d'éducation [18], un programme de lutte contre le tabac ambitieux et multimodal a de meilleures probabilités d'être plus efficace que des programmes focalisés et ponctuels en raison de la synergie des facteurs. Mais il est également plus difficile d'en obtenir une évaluation de qualité.

L'effet exclusif des augmentations de prix de 2003 et 2004 paraît important, mais n'a pas pu être évalué avec la même précision que lors des augmentations de 1991 à 1996 [19]. Non seulement la consommation générée par les achats hors frontières n'est pas connue, mais son évolution entre 2003 et 2008 paraît affectée de mouvements de hausse ou de baisse qu'il est impossible d'associer avec précision à un mouvement propre de la consommation ou à des variations dues à des alternances de délocalisations/relocalisations des achats pour des consommateurs donnés. Ces alternances peuvent se produire en raison de facteurs mal connus : activité des douanes, lassitude à l'égard des procédures parallèles ou inversement routinisation du « *bootlegging* », variations des prix dans les pays d'approvisionnement, adaptation aux prix intérieurs stabilisés en monnaie courante, ainsi que d'autres caractéristiques mal connues des marchés parallèles. La diminution des prévalences parmi les 15-75 ans, observable entre 2000 et 2005, peut raisonnablement être imputée à la hausse des prix, l'observation ayant été faite que cette diminution était déjà largement acquise en novembre et décembre 2003, immédiatement après les deux premières augmentations et alors que la troisième était anticipée [20]. Si l'on fait l'hypothèse d'une sous-estimation de deux points de prévalence en raison de la non prise en compte des détenteurs de téléphones portables exclusifs, plus fréquents chez les jeunes, dans les enquêtes dont nous disposons, la prévalence tabagique globale des adultes aurait été stable entre 2005 et 2008. Il est trop tôt, et les méthodes d'enquête sont insuffisamment homogènes pour en déduire soit que les arrêts du tabac liés aux hausses

de prix ont été précaires, soit que les interdictions de fumer en public de 2007 et 2008 n'ont pas eu d'effet sur les arrêts du tabac. Il est néanmoins fort probable que les intentions d'arrêt et la croissance passagère des demandes d'aide à l'arrêt du tabac n'ont pas eu d'effets proportionnels à court terme. Seuls les résultats de l'enquête Baromètre santé 2010 actuellement en cours permettront de faire progresser l'analyse sur ces trois questions.

La prévalence tabagique des adolescents peut être considérée comme une mesure d'incidence dans ce comportement, dans la mesure où très peu de carrières tabagiques sont initiées après 19 ans. Corrélativement, les diminutions de prévalence à 16 ou 17 ans sont obtenues de façon presque exclusive par la croissance des proportions de ceux qui n'ont jamais fumé ou jamais fumé régulièrement. Après considération des chiffres cités plus haut, il est possible d'assurer que le plan cancer a, dans ce domaine, très substantiellement atteint ses objectifs. Trois facteurs se sont conjugués qui peuvent être associés à cette évolution. L'influence des prix est particulièrement importante pour les jeunes et pour des consommateurs potentiels ou débutants. L'interdiction de vente aux moins de 16 ans a eu des effets qui sont à rechercher davantage dans un mouvement d'autocensure à l'achat que dans une contrainte matérielle effective, puisqu'il est toujours possible d'acheter du tabac avant 16 ans chez certains débiteurs. Enfin, l'interdiction systématique de fumer en milieu scolaire a non seulement été ponctuée par décret au début de 2007, mais elle avait été renforcée dans les lycées dès le début du plan cancer [21].

Conclusion

L'absence d'enquête permanente vérifiable et publiée sur l'origine des produits du tabac fumés en France compromet tout effort d'évaluation rigoureuse des politiques de hausse des taxes sur ces produits, même si leur bien-fondé est démontré avec des marges d'incertitude acceptables.

Les pratiques d'achats délocalisés en général et transfrontaliers en particulier, doivent être prises en considération avec une meilleure acuité par les pouvoirs publics, non seulement parce qu'elles permettent le contournement des politiques internes de santé publique, mais aussi parce qu'elles constituent un cheval de Troie pour la consommation de produits contrefaits.

Les autorisations d'importer des produits du tabac pour « usage personnel » ouvrent la porte à des pratiques de « *bootlegging* » de grande envergure. En revanche, il n'y a pas de limites juridiques aux moyens potentiels de faire respecter le monopole de vente sur le territoire français. Des initiatives dans ce domaine sont urgentes et aisément applicables, dans la perspective de renouer avec le principe de hausses des taxes importantes et répétées.

Les éléments d'évaluation du premier Plan cancer sollicités dans cette étude montrent qu'il faut attendre de nouvelles enquêtes et un terme plus long pour exprimer un avis synthétique. Néanmoins, il est déjà perceptible que les niveaux d'efficacité des mesures sont différents selon qu'ils s'attaquent aux incidences ou aux prévalences du comportement tabagique. Ainsi, quels que soient les résultats du Baromètre santé 2010, la question de l'efficacité des aides à l'arrêt pour les fumeurs dont les carrières tabagiques sont bien installées devrait être à nouveau posée, en accordant une plus grande attention aux méthodes d'évaluation des moyens mis en œuvre.

Remerciements

Nous sommes particulièrement redevables à Catherine Hill de l'Institut Gustave Roussy pour le traitement des données de vente régulièrement rendu public, Jean-Louis Wilquin et Romain Guignard de l'Inpes pour la communication et la discussion des données de prévalence, et Christian Ben Lakhdar de l'OFDT pour son rôle pionnier dans l'étude des achats transfrontaliers.

Références

- [1] U.S. Public Health Service Smoking and Health. Report of the Advisory Committee to the Surgeon General of the Public Health Service. Washington DC: U.S. Department of Health Education and Welfare, Public Health Service, Center for Disease Control, PHS publication no. 1103, 1964.
- [2] Mission interministérielle pour la lutte contre le cancer. Plan cancer : 2003-2007. Paris : ministère de la Santé, 2004.
- [3] Hirsch A, Hill C, Frossart M, Tassin JP, Pechabrier M. Lutter contre le tabagisme ; Propositions au ministre délégué chargé de la Santé et de la Famille. Paris : La Documentation française, 1988.
- [4] Commissariat général du Plan, Conseil national de l'évaluation. La loi relative à la lutte contre le tabagisme et l'alcoolisme ; rapport d'évaluation. Paris : La Documentation française, 2000.
- [5] Danet S, Haury B. L'état de santé de la population en France ; indicateurs associés à la loi relative à la politique de santé publique : rapport 2008. Paris : Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques, 2009.
- [6] Haut conseil de la santé publique. Évaluation du plan cancer ; rapport final. Paris : La Documentation française, janvier 2009.
- [7] Objectif 4 : Tabagisme passif. In : L'état de santé de la population en France ; indicateurs associés à la loi relative à la politique de santé publique : rapport 2008. Paris : Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques, 2009 :92-5.
- [8] Besson D. Consommation de tabac : la baisse s'est accentuée depuis 2003. Insee Première. 2006;1110.
- [9] Hill C, Laplanche A. Le tabac en France : les vrais chiffres. Paris : La Documentation française, 2004. Mise à jour 2009 : http://www.igr.fr/doc/cancer/pdf/prevention/maj2009_le_tabac_en_france.pdf
- [10] Ben Lakhdar C. Contrebande et vente de tabac 1999-2004. Tendances OFDT. 2005 (44), 4 p.
- [11] Ben Lakhdar C. Quantitative and qualitative estimates of cross-border tobacco shopping and tobacco smuggling in France. Tob Control. 2008;17:12-6.
- [12] Agence Media Thème. Un outil performant pour analyser la provenance des achats transfrontaliers. Les Cahiers de la Compétitivité (diffusion Le Monde), 9 juillet 2009.
- [13] Legleye S, Spilka S, Le Nezet O, Laffiteau C. Les drogues à 17 ans ; résultats de l'enquête Escapad 2008. Tendances OFDT. 2009 (66), 6 p.
- [14] Legleye S, Spilka S, Le Nezet O, Hassler C, Choquet M. Alcool, tabac et cannabis à 16 ans. Évolutions, usages récents, accessibilité et modes de vie : premiers résultats du volet français de l'enquête ESPAD 2007. Tendances OFDT. 2009 (64), 6 p.
- [15] Beck F, Guilbert P, Gautier A. Baromètre santé 2005. Attitudes et comportements de santé. Saint-Denis : Inpes, 2008.
- [16] Spilka S, Le Nézet O, Beck F, Choquet M, Legleye S. Le tabagisme des adolescents suite à l'interdiction de vente aux mineurs de moins de 16 ans en France. Bull Epidemiol Hebd. 2008;21-22:187-90.
- [17] Peretti-Watel P, Beck F, Wilquin JL. Les Français et la cigarette en 2005 : un divorce pas encore consommé. In : Beck F, Guilbert P, Gautier A. (dir.). Baromètre santé 2005. Attitudes et comportements de santé. Saint-Denis : Inpes, 2008 : 77-110.
- [18] Pechacek T. Campagnes d'éducation sanitaire : évaluation des résultats. In : Slama K, Karsenty S, Hirsch A. (dir.). La lutte contre le tabagisme est-elle efficace ? Évaluations et perspectives. Paris : Inserm, 1992 : 185-196.
- [19] Anguis M, Dubeaux D. Les fumeurs face aux récentes hausses du prix du tabac. Insee Première 1997 ; 551.
- [20] Wilquin JL. Tabagisme : le recul se confirme. In : Guilbert P, Gautier A. (dir.). Baromètre santé 2005. Premiers résultats. Saint-Denis : Éditions Inpes, 2006 : 29-37.
- [21] Karsenty S, Diaz-Gomez C. Le tabac dans les lycées français de 2002 à 2006. Bull Epidemiol Hebd. 2007;21:178-80.

Impact de l'interdiction de fumer dans les lieux publics sur le risque d'infarctus

Sylvie Guérin (sylvie.guerin@igr.fr), Isabelle Borget

Service de biostatistique et d'épidémiologie, Institut Gustave Roussy, Villejuif, France

Résumé / Abstract

Introduction – L'exposition au tabagisme passif augmente de 25 à 30% le risque d'infarctus du myocarde. Treize études épidémiologiques et deux métaanalyses récentes ont évalué l'impact des interdictions de fumer dans les lieux publics, mises en place depuis 2002 aux États-Unis et en Europe, sur le risque de survenue d'un infarctus. L'objectif de cet article est de faire la synthèse de ces deux métaanalyses.

Méthodes – Cette synthèse bibliographique repose sur la comparaison des méthodes utilisées et des résultats obtenus dans les deux métaanalyses, qui ont inclus respectivement 10 et 12 études épidémiologiques.

Résultats – L'effet global de l'interdiction de fumer sur le risque de survenue d'un infarctus du myocarde a été estimé à partir d'un modèle à effet aléatoire dans les deux métaanalyses. Une méta-régression permettant d'explorer les sources d'hétérogénéité entre les études incluses a été réalisée dans les deux métaanalyses. Les deux métaanalyses ont montré une réduction globale du risque de survenue d'un infarctus, entre la période antérieure et la période postérieure, estimée à 17% [IC95% : 8,0-25,0] dans la méta-analyse de Meyers *et al.* et à 19% [IC95% : 15,0-22,0] dans celle de Lightwood *et al.* Dans les deux, il a été montré que la réduction du risque d'infarctus était d'autant plus importante que la durée de la surveillance augmentait.

Conclusion – Les résultats de ces deux métaanalyses sont relativement homogènes et démontrent une relation significative entre une interdiction de fumer dans les lieux publics et une baisse du risque d'infarctus du myocarde. Cependant, la force de ce lien ne peut être quantifiée avec précision car de nombreux facteurs n'ont pu être pris en compte dans les études.

Impact on public smoking ban in public places on the incidence of myocardial infarction

Introduction – Second-hand smoke increases the risk of myocardial infarction by 25 to 30%. Thirteen epidemiological studies and two recent meta-analyses have evaluated the impact of smoking bans in public places, instituted since 2002 in the United States and in Europe, on the risk of myocardial infarction. The objective of the manuscript is to review these two meta-analyses.

Methods – This literature review is based on the methods and results of the two meta-analyses. The meta-analyses of Meyers *et al.* and Lightwood *et al.* have included respectively ten and twelve studies.

Results – The global effect of smoking bans on the risk of myocardial infarction was assessed with a random-effects model in both meta-analyses. A meta-regression was also performed to identify heterogeneity sources. The two meta-analyses have shown a reduction of the risk of myocardial infarction, between the pre and post-ban period, assessed at 17% [95% CI:8.0-25.0] in Meyers *et al.* meta-analysis and at 19% [95% IC:15.0-22.0] in Lightwood *et al.* one. Both meta-analyses have shown that the longer the post-ban follow-up was, the stronger the reduction of the myocardial infarction risk was.

Conclusion – Results of the two meta-analyses were quite similar and demonstrated a significant link between ban smoking in public places and risk of infarction. It is however difficult to quantify this association with precision as many factors could not be taken into account in these studies.

Mots clés / Key words

Tabagisme passif, interdiction de fumer, incidence, infarctus / Second hand smoke, smoking ban, incidence, myocardial infarction

Introduction

L'infarctus du myocarde est une affection fréquente et grave, qui prédomine chez l'homme et apparaît plus fréquemment chez les personnes ayant des facteurs de risque cardiovasculaires tels que le tabagisme, le diabète, l'hypertension artérielle et une dyslipidémie. En France, on dénombre environ 120 000 infarctus par an, responsables de 50 000 décès [1]. D'après une récente expertise de l'Académie des sciences des États-Unis [2], l'exposition au tabagisme passif augmente d'environ 25 à 30% le risque de maladies coronariennes et d'infarctus du myocarde chez les non-fumeurs [3-5]. Ce constat a conduit à l'interdiction de fumer dans les lieux publics, les bars, les restaurants et/ou les lieux de travail, aux États-Unis à partir de 2002, puis au Canada et en Europe à partir de 2004. À ce jour, 13 études épidémiologiques ont évalué l'impact de ces interdictions sur le risque de survenue d'un infarctus du myocarde. Ces études ont donné lieu à deux métaanalyses publiées respectivement en septembre 2009 par Meyers *et al.* dans *The Journal of the American College of Cardiology* [6] et en octobre 2009 par Lightwood *et al.* dans *Circulation* [7]. L'objectif de cet article est de faire une synthèse des résultats de la littérature et de discuter l'effet de l'interdiction de fumer dans les lieux publics et/ou au travail sur le risque de survenue d'un infarctus du myocarde dans la population générale.

Matériels et méthodes

Études individuelles

Le tableau 1 présente les principales caractéristiques des 13 publications prises en compte dans les deux métaanalyses, classées par pays et durée croissante de surveillance post-interdiction. En Amérique du Nord, les effets de l'interdiction de fumer ont été évalués dans sept villes ou régions des États-Unis : Pueblo dans le Colorado (deux études avec un suivi respectif de 18 mois et 36 mois [8,9]), Helena dans le Montana [10], le comté de Monroe dans l'Indiana [11], Bowling Green dans l'Ohio [12], à New York [13], dans le Massachusetts [14] et au Canada dans la ville de Saskatoon [15]. Cinq études concernent l'Europe. Trois d'entre elles se sont déroulées dans des régions italiennes à la suite de l'interdiction nationale du 10 janvier 2005 [16,17,18], une en Écosse [19] et une en Irlande [20]. Ces études diffèrent par la taille de la population étudiée : sept parmi les 13 ont été menées dans des régions où on dénombre plus d'un million d'habitants, tandis que les six autres concernent des populations dont la taille n'excède pas 700 000 habitants. Selon les publications, la durée de surveillance variait de deux à 36 mois après la mise en place de l'interdiction. Toutes les études se sont intéressées à la survenue du premier épisode d'infarctus du myocarde (codé I21 en CIM-10), quatre ont recensé en plus les infarctus récurrents (CIM-10 : I22)[10,11,15,20], trois ont

considéré d'autres syndromes coronariens tels que l'angine de poitrine (CIM-10 : I20), les autres cardiopathies ischémiques aiguës (CIM-10 : I24) ou encore les cardiopathies ischémiques chroniques (CIM-10 : I25). La plupart des études se sont intéressées à l'ensemble de la population quel que soit l'âge, sauf quatre qui ont restreint leurs analyses aux plus de 18, 35 ou 40 ans [12,13,17,18]. Dans l'ensemble de ces publications, le taux d'incidence de(s) l'évènement(s) considéré(s) après l'interdiction de fumer a été comparé à celui qui était observé avant l'interdiction, sauf pour les études réalisées à Helena (États-Unis) et en Écosse pour lesquelles il a été comparé les nombres d'admissions avant et après l'interdiction. Deux études parmi les 13 ont réalisé une analyse stratifiée sur l'âge et le sexe [16,17]. Dans la plupart de ces études, les risques relatifs de survenue d'un infarctus après l'interdiction par rapport à avant l'interdiction, ainsi que leur intervalle de confiance, ont été estimés à l'aide d'une régression de Poisson.

Métaanalyses

Les métaanalyses de Meyers et Lightwood ont inclus respectivement 10 et 12 des 13 études de la littérature (tableau 1). Pour chaque métaanalyse, l'effet global de l'interdiction de fumer sur le risque de survenue d'un infarctus a été estimé à partir d'un modèle à effet aléatoire, compte tenu de la forte hétérogénéité entre études, mise en évidence lors de l'utilisation d'un modèle à effet fixe. Un graphique

Tableau 1 Caractéristiques des 13 études incluses dans les métaanalyses de Meyers ou Lightwood sur l'impact de l'interdiction de fumer sur la survenue d'infarctus du myocarde / **Table 1** Characteristics of the 13 studies included in Meyers or Lightwood's meta-analyses on the impact of smoking ban on myocardial infarction

Pays	Lieu	Taille de la population	Date d'interdiction de fumer	Durée post-interdiction (mois)	Études incluses		Période d'enregistrement des infarctus	CIM 10	Âges
					Meyers 2009	Lightwood 2009			
États-Unis	Helena	68 140	Juin 02-Déc 02	6	x	x	Déc 97-Nov 03	I21-I22	Tous
États-Unis	État de New York	18 976 457	Juil 03	17	x	x	Janv 95-Déc 04	I21	35+
États-Unis	Pueblo, Colorado	698 229	Juil 03	18	x	x	Janv 02-Déc 04	I21	Tous
États-Unis	Monroe Conty, Indiana	239 332	Août 03	22	x		Août 03-Mai 05	I21-I22	Tous
États-Unis	Massachusetts	6 300 000	Juil 04	30		x	Juil 94-Déc 06	I21-I22;I24	Tous
États-Unis	Bowling Green, Ohio	29 636	Mars 02	36	x	x	Janv 99-Juin 05	I20-I25;I50	18+
États-Unis	Pueblo, Colorado	698 229	Juil 03	36		x	Janv 02-Juin 06	I21	Tous
Canada	Saskatoon	202 340	Juil 04	12	x	x	Juil 00-Juin 05	I21-I22	Tous
Europe	4 régions, Italie	7 033 451	Janv 05	2	x	x	Janv 01-Mars 05	I21	40-64
Europe	Piémont, Italie	4 300 000	Janv 05	6	x	x	Fév 01-Juin 05	I21	Tous
Europe	Rome, Italie	2 663 182	Janv 05	12	x	x	Janv 00-Déc 05	I21-I22;I24	35-84
Europe	Écosse	3 000 000	Avril 06	10	x	x	Juin 05-Mars 07	I21	Tous
Europe	République d'Irlande	1 100 000	Mars 04	12		x	Mars 04-Mars 05	I21-I22	Tous

Abréviation : CIM 10, Classification internationale des maladies

en entonnoir a été réalisé afin de rechercher les éventuels biais de publication dans chaque méta-analyse : pour chaque étude, l'estimation obtenue est mise en relation avec la précision de l'observation. Une régression basée sur les résultats de chaque étude en fonction de la durée post-interdiction a été réalisée dans les deux méta-analyses (méta-régression). Afin de faciliter la lecture de cet article, nous présenterons exclusivement dans les tableaux et graphiques les résultats de la méta-analyse de Lightwood qui est celle qui inclut la plus grande population surveillée et le plus grand nombre

d'événements. Seuls les taux d'incidence pour 100 000 personnes-années avant et après l'interdiction sont issus de l'article de Meyers car ils n'étaient pas fournis dans la publication de Lightwood.

Résultats

Études individuelles

Le tableau 2 présente, pour chaque étude, le nombre total d'événements observés avant et après l'interdiction, les taux d'incidence associés à ces deux périodes issus de la publication de Meyers ou des

publications originales, ainsi que les risques relatifs de survenue d'un événement après l'interdiction par rapport à avant, estimés par Lightwood. Dans toutes les études, une diminution de l'incidence des infarctus du myocarde, par rapport à la période avant la mise en place de l'interdiction de fumer, a été enregistrée, au moins dans une classe d'âge. Les variations du taux d'incidence avant et après l'interdiction sont plus importantes dans les régions américaines pour lesquelles les durées d'observation sont plus longues que pour les études européennes et canadiennes.

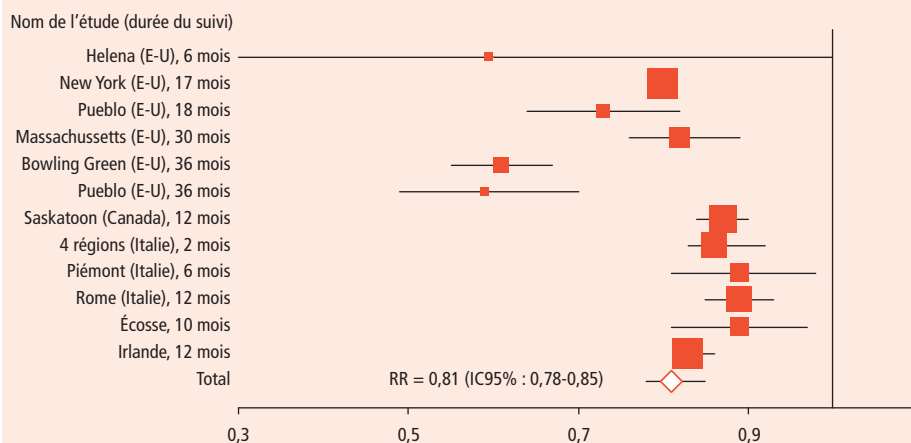
Tableau 2 Taux d'incidence d'infarctus du myocarde avant et après l'interdiction de fumer dans les lieux publics dans 13 régions ou États / **Table 2** Incidence rates of myocardial infarction before and after the smoking ban in public areas in 13 regions or States

Pays	Zone géographique	Taille de la population	Durée post-interdiction (en mois)	Nombre d'événements	Taux d'incidence pour 100 000 PA		Risque relatif [IC à 95%]
					Avant	Après	
États-Unis	Helena	68 140	6	304	170	102	0,60 [0,21-0,99]
États-Unis	État de New York	18 976 457	17	462 396	483	445	0,800 [0,799-0,802]
États-Unis	Pueblo, Colorado	698 229	18	2 794	257	187	0,73 [0,64-0,82]
États-Unis	Monroe Conty, Indiana	239 332	22	56	14	7	–
États-Unis	Massachusetts	6 300 000	30	–	–	–	0,82 [0,76-0,89]
États-Unis	Bowling Green, Ohio	29 636	36	–	277	223	0,61 [0,55-0,67]
États-Unis	Pueblo, Colorado	698 229	36	4 954	257	152	0,59 [0,49-0,70]
Canada	Saskatoon	202 340	12	1 689	176	152	0,87 [0,84-0,90]
Italie	4 régions	7 033 451	2	2 136	159	149	0,86 [0,83-0,92]
Italie	Piémont	4 300 000	6	17 153	200	204	0,89 [0,81-0,98] ¹
							1,05 [1,00-1,11] ²
Italie	Rome	2 663 182	12	7 305	252	253	0,89 [0,85-0,93] ³
							0,92 [0,88-0,97] ⁴
							1,02 [0,98-1,07] ⁵
Écosse	Écosse	3 000 000	10	5 919	129	107	0,83 [0,82-0,86]
Irlande	Irlande	1 100 000	12	3 300	–	–	0,89 [0,81-0,97]
	Total	45 308 996					0,81 [0,78-0,85]

Abréviation : IC à 95%, intervalle de confiance à 95%.

¹ chez les moins de 60 ans ² chez les 60 ans et plus ³ chez les 35-64 ans ⁴ chez les 65-74 ans ⁵ chez les 75-84 ans

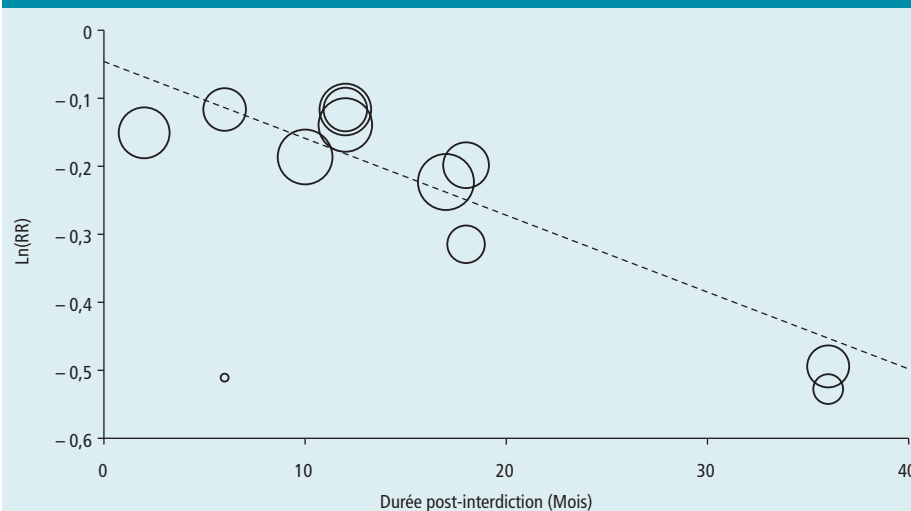
Figure 1 Risque relatif d'infarctus du myocarde après l'interdiction de fumer dans les lieux publics par rapport à avant l'interdiction selon la métaanalyse à effet aléatoire de Lightwood / *Figure 1* Relative risk of myocardial infarction following the smoking ban in public areas compared to before the ban according to Lightwood's random meta-analysis



Abréviations : RR = risque relatif ; IC95% = intervalle de confiance à 95%

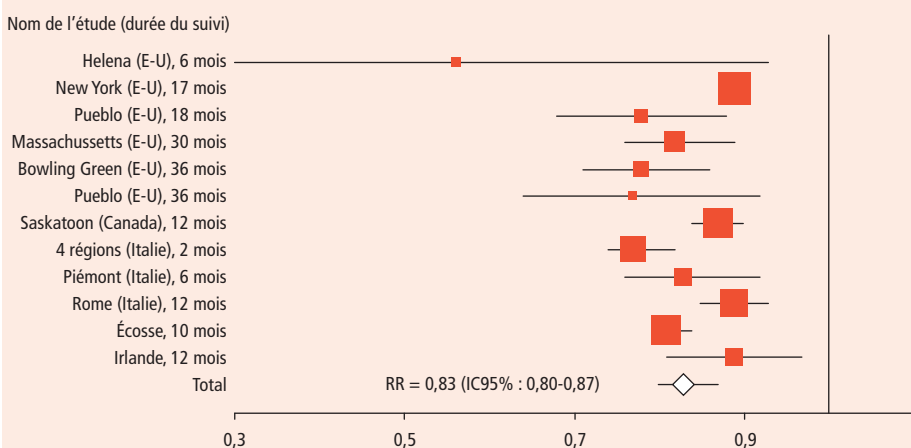
Le centre du carré donne le risque relatif présenté dans le tableau 2. La taille de chaque carré est proportionnelle au poids de chaque étude dans la métaanalyse. Le trait horizontal donne l'intervalle de confiance à 95% du risque relatif présenté dans le tableau 2

Figure 2 Risque relatif de survenue d'un infarctus du myocarde en fonction de la durée de surveillance post-interdiction de fumer / *Figure 2* Relative risk of myocardial infarction according to post-ban follow-up



L'équation de la droite de tendance est $\ln(RR) = -0.046 - 0.0113/\text{mois} * T$

Figure 3 Risques relatifs standardisés à 12 mois après l'interdiction de fumer / *Figure 3* 12-month standardized relative risks after smoking ban



Abréviations : RR = risque relatif ; IC95% = intervalle de confiance à 95%

Le centre du carré donne le risque relatif à 12 mois présenté dans le tableau 2. La taille de chaque carré est proportionnelle au poids de chaque étude dans la métaanalyse. Le trait horizontal donne l'intervalle de confiance à 95% du risque relatif présenté dans le tableau 2

Métaanalyses

Les deux métaanalyses ont montré une réduction du risque de survenue d'un infarctus du myocarde entre la période antérieure et la période postérieure à l'interdiction de fumer. Ces réductions sont estimées à 17% [IC95% : 8,0-25,0] dans la métaanalyse de Meyers et à 19% [IC95% : 15,0-22,0] dans celle de Lightwood. La figure 1 illustre les résultats obtenus par Lightwood : la taille des carrés est proportionnelle au « poids » de chaque étude, défini à partir de la taille de la population étudiée et de la durée du suivi post-interdiction ; le trait horizontal représente l'intervalle de confiance à 95% de l'estimation du risque relatif. Les études sont présentées dans le même ordre que dans les tableaux 1 et 2, par pays et par ordre croissant de durée de suivi.

Dans les deux métaanalyses, le graphique en entonnoir ne met pas en évidence de biais de publication. La figure 2 illustre les résultats de la métarégression de Lightwood entre l'effet observé dans chaque étude et la durée du suivi post-interdiction. La taille des bulles est proportionnelle au poids de chaque étude. Le risque relatif d'infarctus du myocarde est significativement associé à la durée du suivi et décroît de 13% par année de suivi supplémentaire. D'après Lightwood, la durée du suivi explique 76% de la variance inter-étude. À partir des résultats de la métarégression, Lightwood *et al.* ont estimé les risques relatifs et les intervalles de confiance associés à une durée de suivi égale à 12 mois. La figure 3 illustre les résultats de la métaanalyse obtenus à partir des risques relatifs standardisés (standard : 12 mois). Cet ajustement a permis de réduire la variabilité inter-études et fournit une estimation du risque global 12 mois après l'interdiction, égale à 0,83 [IC95% : 0,80-0,87]. L'hétérogénéité résiduelle provient vraisemblablement du facteur géographique, des différences entre les événements étudiés et des changements d'exposition au tabagisme passif faisant suite à l'interdiction de fumer.

Discussion

Interdiction de fumer et risque d'infarctus

Les résultats de ces 13 études et deux métaanalyses tendent à mettre en évidence l'existence d'une association entre une interdiction de fumer dans tous les lieux fermés et couverts qui accueillent du public et la survenue d'infarctus. Les résultats de ces 13 études sont cohérents car tous montrent une diminution du risque d'infarctus au moins dans une classe d'âge, variant de 6 à 47% suivant l'étude. D'après les résultats de Lightwood, le risque d'infarctus du myocarde, 12 mois après la mise en place de l'interdiction de fumer par rapport à la période antérieure, diminuerait de 13% à 20%. Pour sept des 13 études, la durée de surveillance est inférieure ou égale à 12 mois et pour trois d'entre elles, la durée d'observation pré-interdiction est inférieure à 12 mois. Ces durées d'observation relativement courtes avant et/ou après l'interdiction de fumer ont pu biaiser les estimations de risque. Pour les deux études stratifiées sur l'âge et le sexe, les risques relatifs utilisés dans les deux métaanalyses diffèrent : Meyers *et al.* semblent avoir utilisé le risque global ajusté sur l'âge tandis que Lightwood *et al.* ont retenu exclusivement le risque associé à la classe d'âge des moins de 60 ans pour lequel on observe une baisse significative du risque d'infarctus,

ce qui peut être à l'origine d'un biais dans le résultat de la métaanalyse.

La quantification précise de l'effet suite à une interdiction de fumer est très difficile à estimer car il existe une forte variabilité entre les études. Les caractéristiques propres à chaque interdiction de fumer sont très variables d'un pays ou d'un État à l'autre et doivent être prises en compte lors d'une revue des résultats de la littérature. Ces caractéristiques incluent les lieux concernés par l'interdiction (lieux publics, lieux de travail, restaurants, bars), le niveau d'application de ces interdictions, le durcissement éventuel de l'interdiction au cours de la période de suivi. D'autres sources de variabilité entre études sont à prendre en compte : il s'agit de la prévalence d'autres facteurs de risque de l'infarctus tels que le diabète et l'obésité, le type d'évènement étudié, du niveau d'exposition au tabagisme passif, de la préexistence ou non de mesures d'interdiction, du taux de fumeurs et du type d'analyse statistique utilisée. Sur la base de l'ensemble de ces études, nous pouvons conclure à un impact de l'interdiction de fumer dans les lieux publics sur la baisse du risque d'infarctus.

Exposition passive à la fumée et risque d'infarctus

Seules deux études parmi les 13 (Monroe dans l'État d'Indiana et l'Écosse) permettent d'estimer directement la baisse du risque d'infarctus engendrée par une diminution de l'exposition au tabagisme passif, car ce sont les deux seules études qui comparent l'incidence d'infarctus au sein d'une population de non-fumeurs avant et après l'interdiction. Ces études étant relativement petites et hétérogènes, elles ne permettent pas à elles seules de rendre compte de l'amplitude de la diminution du risque d'infarctus dans une population de non-fumeurs. Les onze autres études fournissent une preuve indirecte de la relation existant entre une exposition passive à la fumée et le risque d'infarctus, car on ne peut distinguer les effets observés lors d'une interdiction de fumer résultant d'une baisse de l'exposition au tabagisme passif de ceux issus d'une baisse de la prévalence de fumeurs. Des études sur des biomarqueurs de l'exposition au tabagisme passif, tels que la concentration en cotinine, ont montré que l'exposition au tabagisme passif était largement réduite après la promulgation

d'une interdiction de fumer. Sur la base de l'ensemble de ces études, il semble qu'une diminution de l'exposition au tabagisme passif ait un impact sur le risque de survenue d'un infarctus du myocarde.

Conclusion

Les résultats de ces deux métaanalyses sont relativement homogènes et montrent une relation significative entre l'interdiction de fumer dans les lieux publics et la baisse du risque d'infarctus du myocarde. La force de cette relation ne peut être quantifiée avec précision car de nombreux facteurs non pris en compte dans ces études ont leur importance. Ces résultats vont dans le sens des résultats de l'étude cas-témoins *Interheart* incluant 15 000 cas d'infarctus dans 52 pays et montrant une augmentation du risque variant de 24 à 62% suivant le niveau d'exposition au tabagisme passif (1-7 heures vs. plus de 22 heures/semaine) [21].

Remerciements

Les auteurs remercient Catherine Hill et Agnès Laplanche pour leur relecture et leurs conseils avisés.

Références

- [1] Berdeaux A. La cardioprotection pharmacologique contre l'infarctus du myocarde : réalités et actualités. *Ann Pharm Fr.* 2007;65(5):315-24.
- [2] Committee on Secondhand Smoke Exposure and Acute Coronary Events, Institute of Medicine. *Secondhand smoke exposure and cardiovascular effects: making sense of the evidence.* Washington, D.C.: The National Academies Press; 2009.
- [3] Law MR, Morris JK, Wald NJ. Environmental tobacco smoke exposure and ischaemic heart disease: an evaluation of the evidence. *BMJ.* 1997;315(7114):973-80.
- [4] He J, Vupputuri S, Allen K, Prerost MR, Hughes J, Whelton PK. Passive smoking and the risk of coronary heart disease - a meta-analysis of epidemiologic studies. *N Engl J Med.* 1999;340(12):920-6.
- [5] Barnoya J, Glantz SA. Cardiovascular effects of secondhand smoke: nearly as large as smoking. *Circulation.* 2005;111(20):2684-98.
- [6] Meyers DG, Neuberger JS, He J. Cardiovascular effect of bans on smoking in public places: a systematic review and meta-analysis. *J Am Coll Cardiol.* 2009;54(14):1249-55.
- [7] Lightwood JM, Glantz SA. Declines in acute myocardial infarction after smoke-free laws and individual risk attributable to secondhand smoke. *Circulation.* 2009;120(14):1373-9.
- [8] Reduced hospitalizations for acute myocardial infarction after implementation of a smoke-free ordinance –

City of Pueblo, Colorado, 2002-2006. *MMWR Morb Mortal Wkly Rep.* 2009;57(51):1373-7.

[9] Bartecchi C, Alsever RN, Nevin-Woods C, Thomas WM, Estacio RO, Bartelson BB, et al. Reduction in the incidence of acute myocardial infarction associated with a citywide smoking ordinance. *Circulation.* 2006;114(14):1490-6.

[10] Sargent RP, Shepard RM, Glantz SA. Reduced incidence of admissions for myocardial infarction associated with public smoking ban: before and after study. *BMJ* 2004;328(7446):977-80.

[11] Seo DC, Torabi MR. Reduced admissions for acute myocardial infarction associated with a public smoking ban: matched controlled study. *J Drug Educ.* 2007;37(3):217-26.

[12] Khuder SA, Milz S, Jordan T, Price J, Silvestri K, Butler P. The impact of a smoking ban on hospital admissions for coronary heart disease. *Prev Med.* 2007;45(1):3-8.

[13] Juster HR, Loomis BR, Hinman TM, Farrelly MC, Hyland A, Bauer UE, et al. Declines in hospital admissions for acute myocardial infarction in New York state after implementation of a comprehensive smoking ban. *Am J Public Health.* 2007;97(11):2035-9.

[14] Massachusetts Department of Public Health. Massachusetts sees fewer heart attack deaths since implementation of smoke-free workplace law. 12-11-2008. Boston, MA.

[15] Lemstra M, Neudorf C, Opondo J. Implications of a public smoking ban. *Can J Public Health.* 2008;99(1):62-5.

[16] Barone-Adesi F, Vizzini L, Merletti F, Richiardi L. Short-term effects of Italian smoking regulation on rates of hospital admission for acute myocardial infarction. *Eur Heart J.* 2006;27(20):2468-72.

[17] Cesaroni G, Forastiere F, Agabiti N, Valente P, Zuccaro P, Perucci CA. Effect of the Italian smoking ban on population rates of acute coronary events. *Circulation.* 2008;117(9):1183-8.

[18] Vasselli S, Papini P, Gaelone D, Spizzichino L, De Campora E, Gnani R, et al. Reduction incidence of myocardial infarction associated with a national legislative ban on smoking. *Minerva Cardioangiol.* 2008;56(2):197-203.

[19] Pell JP, Haw S, Cobbe S, Newby DE, Pell AC, Fischbacher C, et al. Smoke-free legislation and hospitalizations for acute coronary syndrome. *N Engl J Med.* 2008;359(5):482-91.

[20] Cronin E, Kearney P, Sullivan P. Impact of a national smoking ban on the rate of admissions to hospital with acute coronary syndromes (Abstract). *Eur Heart J.* 2007;28, 585.

[21] Teo KK, Ounpuu S, Hawken S, Pandey MR, Valentin V, Hunt D, et al. INTERHEART Study Investigators. Tobacco use and risk of myocardial infarction in 52 countries in the INTERHEART study: a case-control study. *Lancet.* 2006;368(9536):647-58.

Encadré / Box – Impact de l'interdiction de fumer dans les lieux publics sur les hospitalisations pour syndrome coronaire aigu en France : étude EVINCOR-PMSI, résultats préliminaires / Impact of smoking ban in public places on hospitalizations for acute coronary syndrome in France: EVINCOR-PMSI Study preliminary results

Daniel Thomas (daniel.thomas@psl.aphp.fr)¹, Fabienne Séguret², Jean-Pierre Cambou³, Marie Tremblay², Sylvie Escolano⁴, Jean-Philippe Empana⁴, Xavier Jouven⁴

1 / Institut de Cardiologie, Groupe hospitalier Pitié-Salpêtrière, Paris 2/ Unité des Bases nationales d'activité hospitalière, Département d'information médicale, CHU Lapeyronnie Montpellier, France 3/ jean-pierre.cambou@orange.fr 4/ Unité Inserm U970, Centre de recherche cardiovasculaire de Paris, France

Des résultats préliminaires de l'étude EVINCOR (EValuation de l'Impact de l'Interdiction de fumer sur les syndromes CORonaires aigus)*, ont été récemment rapportés [1].

Contexte

Dans la quasi-totalité des pays ayant adopté une législation d'interdiction de fumer dans les lieux publics a été constatée, au moins dans une tranche d'âge, une diminution importante et rapide de l'incidence des syndromes coronaires aigus [2,3]. En France, le décret du 15 novembre 2006 modifiant la Loi Evin et interdisant de fumer dans les lieux publics, est entré en application dans les entreprises, les transports, les administrations, les lieux d'enseignement et les établissements de soins depuis le 1^{er} février 2007, et dans les cafés, hôtels, restaurants, discothèques et casinos depuis le 1^{er} janvier 2008 [4].

Objectif

Repérer et mesurer si le nombre d'hospitalisations pour syndrome coronaire aigu (SCA) a diminué de façon significative après les dates d'application du décret par rapport à la période antérieure.

Méthode

Cette étude comprend deux volets :
– EVINCOR-USIC : étude longitudinale en 2 phases, avant et après le 1^{er} janvier 2008, analysant dans 32 unités de soins intensifs cardiologiques (USIC) le statut tabagique actif et passif des patients hospitalisés pour SCA. Les résultats de ce volet seront rapportés ailleurs ;
– EVINCOR-PMSI : analyse de l'évolution des admissions hospitalières pour SCA de janvier 2003 à juin 2009 par sélection dans les bases nationales PMSI (Banque de données de la Fédération hospitalière de France, issue de l'Agence technique de l'information hospitalière) des séjours incluant un code CIM-10 I21 (infarctus aigu du myocarde), I20.0 (angor instable) en diagnostic principal (ou en diagnostic associé si le Groupe homogène de malades (GHM) était un GHM d'infarctus), avec recherche de l'impact de chaque phase d'application du décret. Ce sont les résultats préliminaires de ce volet de l'étude qui sont rapportés ici.

Résultats

La série brute du nombre mensuel d'hospitalisations montre une diminution relativement régulière du nombre d'hospitalisations pour SCA sur l'ensemble de la période entre 2003 et 2009 avec une tendance linéaire significative ($p < 0,01$) (figure), mais cette diminution n'est pas plus

marquée après février 2007 ni après janvier 2008. Par rapport à la période de référence (avant le 1^{er} février 2007), pour chaque période analysée après cette date, le risque relatif (ratio du taux d'admissions standardisés dans la période analysée/taux d'admissions standardisés avant février 2007), étudié par régression de Poisson, n'est pas significatif.

Discussion

Cette première analyse ne permet pas d'établir un lien entre l'application du décret et l'évolution des hospitalisations pour SCA.

Ce résultat, différent de ceux retrouvés dans d'autres pays (États-Unis, Italie, Écosse), pourrait être expliqué par :

- une diminution franche et régulière des hospitalisations pour SCA depuis plusieurs années, largement en amont de l'application du décret, rendant d'autant plus difficile la mise en évidence d'un effet supplémentaire ;
- un niveau moindre d'exposition au tabagisme passif de la population française avant l'application du décret, en raison de l'application de la loi Evin en vigueur depuis une quinzaine d'années. Cette hypothèse s'appuie en particulier sur l'analyse comparée des niveaux déclarés d'exposition au tabagisme passif dans les lieux publics par les patients (non fumeurs) hospitalisés pour SCA avant l'interdiction de fumer, respectivement en Écosse et en France : 23,7% dans l'étude écossaise [5] vs. 3,3% dans EVINCOR-USIC ;
- l'application du décret en deux temps, diminuant les chances de pouvoir mettre en évidence son effet ;
- les limites de l'outil de mesure (PMSI) : précision et exhaustivité probablement hétérogènes sur l'ensemble de la période analysée et évolution de la définition et des moyens diagnostiques des SCA pendant cette période ;

– l'absence de prise en compte de facteurs de confusion potentiels autres que l'âge et le sexe : décès non hospitalisés, évolution du tabagisme actif, autres interventions de prévention, facteurs climatiques, particularités régionales.

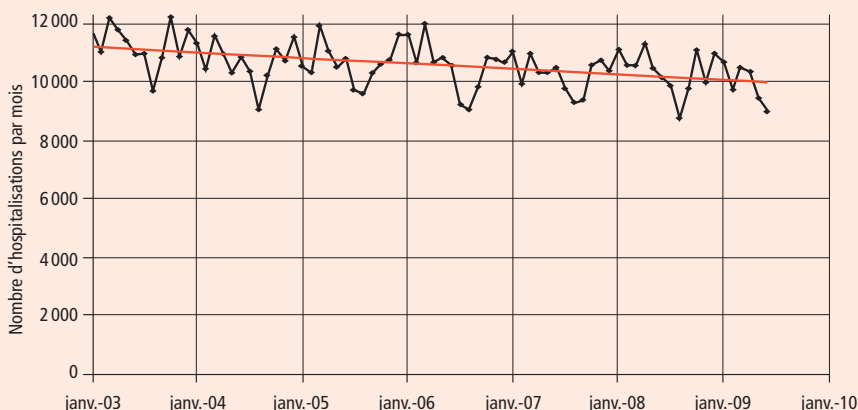
Des analyses complémentaires sont en cours : analyse prenant le patient et non le séjour comme unité d'analyse ; réévaluation des résultats avec les données 2009 consolidées.

Même si, à ce jour, nous n'avons pas pour la France une démonstration claire d'un impact sur l'incidence des hospitalisations pour SCA, étant donné, d'une part, les effets délétères scientifiquement démontrés du tabagisme passif et, d'autre part, les résultats de l'ensemble des études réalisées dans d'autres pays, ce décret représente certainement, parallèlement aux autres mesures de lutte contre le tabagisme, une avancée majeure en termes de santé publique.

Références

- [1] Thomas D. Passive smoking and acute coronary syndromes: effects of smoking ban in the French population (EVINCOR study). XX^{èmes} Journées européennes de la Société française de cardiologie. Paris. 13-16 janvier 2010.
- [2] Meyers DG, Neuberger JS, He J. Cardiovascular effect of bans on smoking in public places: a systematic review and meta-analysis. *J Am Coll Cardiol.* 2009;54:1249-55.
- [3] Lightwood JM, Glantz SA. Declines in acute myocardial infarction after smoke-free laws and individual risk attributable to secondhand smoke. *Circulation* 2009;120:1373-9.
- [4] Décret n° 2006-1386 du 15 novembre 2006 fixant les conditions d'application de l'interdiction de fumer dans les lieux à usage collectif. JORF du 16 novembre 2006.
- [5] Pell JP, Haw S, Cobbe S, Newby DE, Pell AC, Fischbacher C, et al. Smoke-free legislation and hospitalizations for acute coronary syndrome. *N Engl J Med.* 2008;359(5):482-91.

Figure Série brute du nombre mensuel d'hospitalisations pour syndrome coronaire aigu en France entre 2003 et 2009 (Étude EVINCOR-PMSI)



*Étude menée par le Groupe de travail Épidémiologie-Prévention de la Société française de cardiologie avec l'aide de la Fédération française de cardiologie.

Prix du tabac en France et conséquences sur les ventes et sur la consommation

Catherine Hill (catherine.hill@igr.fr)

Institut Gustave Roussy, Villejuif, France

Résumé / Abstract

Introduction – Le prix des cigarettes a augmenté deux fois de 6%, en août 2007 et en octobre 2009, et pourtant les ventes n'ont pas diminué. Ceci est différent de ce qui avait été observé en 2003 et 2004, où les prix avaient augmenté et les ventes avaient baissé. Pour comprendre la différence d'effet entre les hausses de 2003-2004 et celles de 2007 et 2009, il faut étudier le prix du tabac, la structure de sa taxation, et discuter les achats transfrontaliers et la contrebande.

Méthodes – Les prix des produits du tabac sont publiés au Journal officiel à chaque changement de prix, la dernière publication datant de janvier 2010. Le calcul du prix par gramme de tabac pour chaque type de produit (cigarette, tabac à rouler, cigare et cigarillo, etc.) permet d'identifier pour chaque produit celui qui est le moins cher. Les données sur la taxation des produits du tabac se trouvent sur le site Internet de la Commission européenne, et l'évolution des ventes au cours de ces 60 dernières années est publiée. Les achats transfrontaliers ont fait l'objet de diverses estimations. L'ensemble de ces données permet d'étudier l'impact de l'augmentation des prix sur les ventes et sur la consommation de tabac.

Résultats – À poids de tabac égal, les cigarettes manufacturées sont en France 2,4 fois plus chères que le tabac à rouler (5,07 € pour 20 cigarettes contre 2,08 € pour 16g de tabac à rouler). Les cigarettes représentent 79% des ventes de tabac en 2009, le tabac à rouler 13% et les cigares 7%. Les cigarettes sont taxées à raison de 74% du prix de vente plus une taxe fixe de 0,34 € pour 20 cigarettes ; ceci conduit à une taxation proportionnellement plus importante pour les cigarettes les moins chères. Le tabac à rouler est taxé à 75% et les cigares et cigarillos à 44% seulement. Les ventes ont fortement baissé entre 2002 et 2004, et cette baisse a été pour moitié compensée par une augmentation des achats transfrontaliers que l'on évalue à 13% de la consommation de tabac. Les augmentations de prix ont donc été efficaces pour la santé publique en 2003 et 2004, au contraire des augmentations de 2007 et 2009 qui n'ont pas entraîné de diminution des ventes.

Conclusion – L'analyse des évolutions du prix, des ventes et de la consommation de tabac tenant compte des achats transfrontaliers met en évidence l'importance de la politique fiscale vis-à-vis du tabac en France. Pour qu'une politique des prix soit efficace du point de vue de la santé publique, les augmentations doivent être décidées par l'État et consister principalement en augmentations du droit d'accise spécifique qui est aujourd'hui en France un des plus bas d'Europe. Il faudrait aussi aligner les prix des différents produits du tabac en harmonisant les taxes pour éviter les effets de substitution. Enfin, il faudrait, à terme, arriver à une harmonisation fiscale européenne.

Mots clés / Key words

Tabac, prix, taxation, ventes, consommation / Tobacco, price, taxation, sales, consumption

Tobacco prices in France and effects on sales and consumption

Introduction – Even though the price of cigarettes increased twice by 6%, in August 2007 and in October 2009, sales did not decrease. This is different from what was observed in 2003-2004, when price increases led to a large decrease in tobacco sales. To understand those differences, one needs to study the price of tobacco products, their taxation and discuss cross border sales and smuggling.

Methods – The price of tobacco products is published by the "Journal Officiel" of the French Republic whenever there are price modifications; the most recent publication is dated January 2010. From this publication, one can identify the cheapest of each product: cigarettes, fine cut smoking tobacco, cigars etc. The information on taxation is found on the EC website, and the yearly sales data for the last 60 years have been published. Cross border sales have been estimated by different authors. Based on these data, one can study the effect of price increases on sales and on consumption.

Results – For the same weight of tobacco, manufactured cigarettes are 2.4 times more expensive than fine cut smoking tobacco (5.07 € for 20 cigarettes vs. 2.08 € for 16g of fine cut tobacco). Cigarettes represent 79% of tobacco sales in 2009, fine cut tobacco 13% and cigars 7%. The taxation of cigarettes consists of 74% of the retail selling price plus a specific excise tax equal to 0.34 € for 20 cigarettes, the result of which being that the cheapest cigarettes are in proportion more heavily taxed. The taxation rate is 75% of the retail selling price for fine cut tobacco, and 44% only for cigars. Important price increases in 2003 and 2004 led to a marked decrease in sales between 2002 and 2004. However, half of the sales reduction has been compensated for by cross border acquisitions, which are estimated to represent today 13% of tobacco consumption. In 2003 and 2004, the large price increases have thus been beneficial from a public health point of view. On the contrary, the moderate price increases in 2007 and 2009 had no effect on sales.

Conclusion – The analysis of the trends in tobacco price, sales and consumption accounting for cross border sales demonstrates the importance of the structure of tobacco taxes. To be efficient in terms of public health, the tax increases must concentrate on increasing the specific excise tax which is in France one of the lowest in Europe. One should also aim at an equal pricing of the different tobacco products for the same weight of tobacco by harmonising the taxation of the different products. Lastly, a long term aim would be a common European taxation system.

Introduction

Le prix des cigarettes a fortement augmenté entre 2003 et 2004 et, en conséquence, les ventes ont nettement baissé. Depuis, les ventes des cigarettes sont restées remarquablement stables, malgré deux augmentations des prix de 6%, en 2007 et en 2009. Pour comprendre la différence d'effet entre les hausses de 2003-2004 et celles de 2007 et 2009, il faut étudier le prix du tabac, la structure de sa taxation, analyser la relation entre le prix du tabac et les ventes et corriger les ventes par ajout d'une estimation des achats transfrontaliers.

Méthodes

Les prix des produits du tabac sont publiés au Journal officiel à chaque changement de prix, la dernière publication datant de janvier 2010 [1]. Elle contient une liste d'environ 7000 prix. Les données sont présentées par fournisseur, en séparant les nouveaux et les anciens produits, et triées par type de produit, les produits eux-mêmes étant classés par ordre alphabétique de nom de marque. On calcule le prix unitaire pour chaque type de produit, c'est-à-dire le prix par cigarette, par cigare ou cigarillo et par gramme de tabac, afin de trier

le prix et d'identifier ainsi le produit le moins cher pour chaque type de produit.

Les données sur la taxation des produits du tabac se trouvent sur le site Internet de la Commission européenne [2].

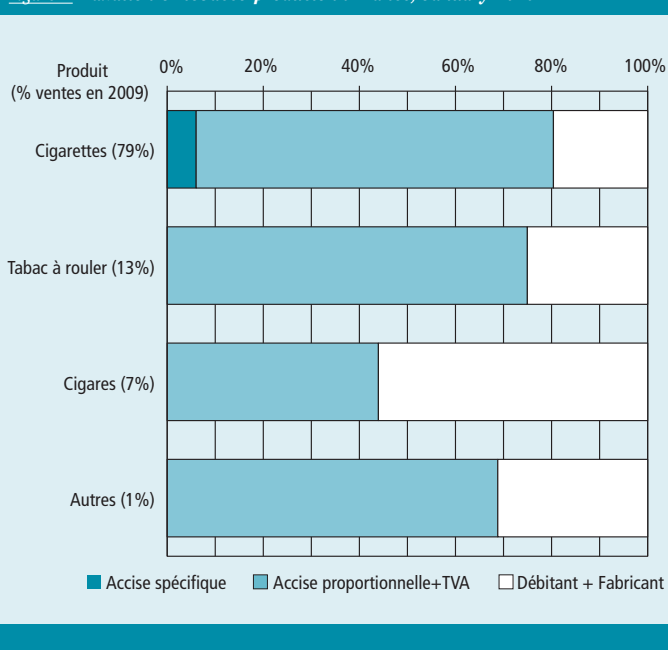
L'évolution des ventes a été publiée [3] et ces données sont mises à jour régulièrement sur le site Internet de l'Institut Gustave Roussy [4]. Enfin, diverses sources existent pour estimer les achats transfrontaliers [5,9] et les douanes publient chaque année le volume des saisies de tabac [10].

Tableau 1 Prix minimum de chaque type de produit du tabac en France, février 2010 / **Table 1** Minimum price for each type of tobacco product in France, February 2010

Type de produit	Prix du paquet (1)	Nombre d'unités	Prix à l'unité	Grammes de tabac (2)	Prix de 20 cigarettes ou 16 grammes de tabac* (1)/(2) × 16	% des ventes de tabac en 2009
Cigarettes	7,60 €	30	0,253	24	5,07 €	79%
Cigares, cigarillos	4,60 €	20	0,230			7%
Tabac à rouler	6,50 €			50	2,08 €	13%
Tabac à priser	1,00 €			10	1,60 €	
Tabac à narguilié	5,00 €			50	1,60 €	
Tabac à mâcher	1,95 €			30	1,04 €	1%
Tabac à pipe	4,80 €			110	0,70 €	
Tabac total						100%

*0,8 g de tabac par cigarette manufacturée
Source : Journal officiel du 3 janvier 2010

Figure 1 Taxation des produits du tabac en France, janvier 2010 / **Figure 1** Taxation of tobacco products in France, January 2010



Résultats

Prix des produits du tabac

Le tableau 1 indique le prix du produit le moins cher à poids de tabac égal, par type de produit. Les cigarettes manufacturées, qui représentent 79% des ventes, sont de loin les plus chères : le prix minimum est de 5,07 € les 20 cigarettes, sous réserve de les acheter en paquet de 30. Une cigarette contient environ 0,8 grammes de tabac, donc 20 cigarettes représentent 16 grammes de tabac. Le tabac à rouler, qui représente 13% des ventes, coûte 2,08 € pour 16 grammes, soit moins de la moitié du prix de 20 cigarettes manufacturées. Il est très difficile d'identifier les cigares ou cigarillos les moins chers à poids égal, car le poids de ces produits ne figure ni dans la publication du Journal officiel, ni sur les produits eux-mêmes. À l'unité, on trouve des cigarillos moins chers que les cigarettes les moins chères : 0,230 € vs. 0,253 € ; certains cigarillos se vendent d'ailleurs à l'unité. L'ensemble cigares et cigarillos représente 7% des ventes. Les tabacs à priser, à narguilié, à mâcher et à pipe sont encore moins chers et ils représentent 1% des ventes de tabac. Ces calculs supposent qu'une cigarette contient en moyenne 0,8 gramme de tabac et un cigare ou cigarillo, 2,4 grammes de tabac.

Taxation des produits du tabac en France (figure 1)

En janvier 2010, le total des taxes était égal à 75% du prix de vente pour le tabac à rouler, 69% pour les autres tabacs à fumer et 44% pour les cigares. Pour les cigarettes, le total des taxes se décompose en une taxe proportionnelle de 74,4% plus une taxe fixe en euros appelée « accise spécifique ». L'accise spécifique est égale à 7,5% du montant total des taxes de la catégorie de prix la plus demandée, montant fixé à 80,4%. L'accise spécifique est donc de 0,34 € pour 20 cigarettes ($5,60 \times 0,804 \times 7,5\%$), car la catégorie de prix la plus demandée est supposée être de 5,60 € pour 20 cigarettes¹. L'accise

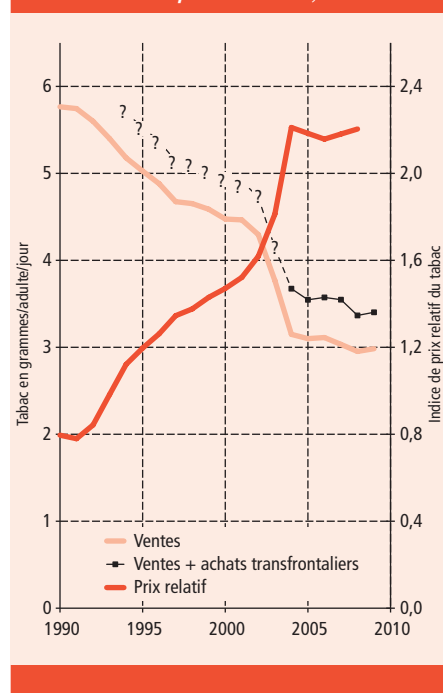
spécifique conduit à une taxation proportionnellement plus importante pour les cigarettes les moins chères.

Effet de l'augmentation des prix du tabac sur les ventes

En général, les ventes baissent quand les prix augmentent. La figure 2 montre l'évolution des ventes de tabac rapportées à la population de 15 ans et plus, par jour, ainsi que l'évolution de l'indice de prix relatif du tabac qui tient compte de l'inflation. Le rapport entre la variation des ventes et la variation du prix, quantité que les économistes appellent l'élasticité de la demande par rapport au prix, permet de mesurer le phénomène. On estime ce rapport à environ -0,3, ce qui revient donc à dire, par exemple, qu'augmenter le prix de 20% fera baisser les ventes de 6% [11].

Le prix des cigarettes a augmenté en octobre 2003, par augmentation du taux global de taxation passé de 76% à 79%, et, en janvier 2004, par augmentation du droit d'accise spécifique qui est passé de 5% à 7,5% de l'ensemble des taxes de la catégorie de prix la plus demandée. Ces deux augmentations correspondent à une augmentation du prix, corrigée de l'inflation, de 37% et ont entraîné une baisse de 27% des ventes de tabac. Cette baisse était plus importante que la baisse attendue sur la base d'une élasticité de 0,3. Après ces augmentations, un moratoire de cinq ans sur les augmentations de prix du tabac a été déclaré par le gouvernement. En août 2007, un an avant la fin du moratoire, les fabricants ont pris les devants en décidant d'augmenter les prix. Cette augmentation était affichée comme étant de 6%, mais elle était répartie très inégalement entre les différentes marques. Des produits peu chers, destinés par exemple aux jeunes et aux populations défavorisées, ont été moins augmentés : une marque de cigarettes blondes vendues par paquet de 100, par exemple, n'augmentait que de 2,1% (de 4,70 à 4,80 €), et une marque luxembourgeoise n'augmentait que de 4,4% (de 6,75 à 7,05 € pour 30 cigarettes), ce qui en faisait les moins chères du marché. Les ventes, rapportées à la population de 15 ans et plus, ont baissé de 3% entre 2007 et 2008. Les augmentations successives de novembre 2009 et février 2010 ont reproduit ce scénario : ainsi, en 2010, plusieurs industriels ont baissé le prix de leurs

Figure 2 Évolution des ventes et du prix du tabac en France, 1990-2010 / **Figure 2** Trends in tobacco sales and prices in France, 1990-2010



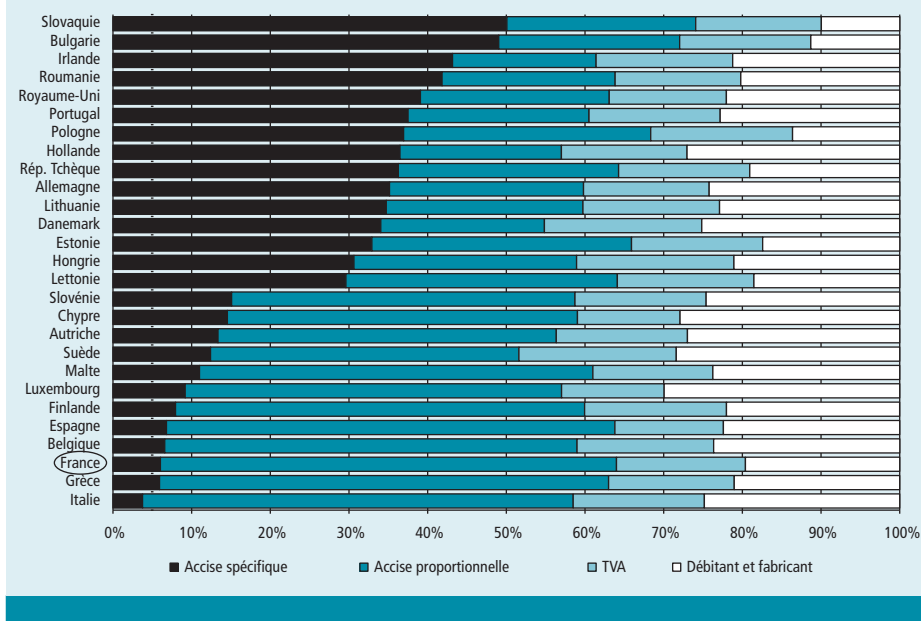
paquets les moins chers, tous de 30 cigarettes. En 2008, le prix du tabac corrigé de l'inflation est exactement égal au prix de 2004.

Achats transfrontaliers, contrefaçon et contrefaçon

L'augmentation des prix encourage les achats transfrontaliers et la contrefaçon. La baisse de 27% des ventes observée entre 2003 et 2004 n'a pas été accompagnée de la même baisse dans la prévalence du tabagisme. Une des explications est que cette baisse des ventes a été en partie compensée par un accroissement des achats transfrontaliers. Ces achats transfrontaliers ont été estimés par des enquêtes réalisées pour le compte d'industriels du tabac sur un échantillon représentatif de la population [5] ou sur un échantillon de la population de

¹ En réalité, depuis quelques années, la catégorie de prix la plus demandée est la catégorie de prix minimum du fait de l'existence de paquets de 25 et de 30 cigarettes. La Direction générale des douanes et des droits indirects oublie d'en tenir compte alors que la catégorie de prix la plus demandée est définie pour 1 000 cigarettes, donc indépendamment de la taille du contenant.

Figure 3 Taxation des cigarettes en Europe, janvier 2010 / Figure 3 Taxation of cigarettes in Europe, January 2010



huit villes [6], et par un chercheur qui a étudié la variation des ventes dans les différents départements, comparé la consommation déclarée aux ventes, et étudié l'origine des paquets dans les poubelles d'un centre de tri de la région parisienne [7-9]. Les résultats sont relativement hétérogènes, et leur discussion dépasse les limites du présent travail. Si l'estimation des achats transfrontaliers varie avec la source, elle semble peu varier avec le temps entre 2006 et 2008 [5], entre 2003 et 2009 [6] et entre 2004 et 2005 [8]. Nous avons pris une estimation d'environ 13% du tabac d'origine étrangère, constante de 2004 à 2008, sur la base de la référence [5]. Nous n'avons pas pris en compte les études de *British American Tobacco* qui ne sont pas représentatives de la population française car elles sont limitées à huit villes de France et ne sont pas publiées mais seulement citées dans la littérature grise [8]. La moitié de la baisse des ventes est ainsi compensée par les achats transfrontaliers (figure 2). Ceci montre la nécessité d'harmoniser les prix en Europe, notamment en homogénéisant les droits d'accise spécifiques. En effet, ce droit spécifique est en France l'un des plus bas d'Europe (figure 3). Le report des achats de l'intérieur vers les achats transfrontaliers explique donc au moins en partie la diminution plus importante que ce que l'on attendait pour les ventes en France.

Les saisies représentent environ 3% des ventes et les douanes estiment la contrebande à 10 fois les montants saisis ; la contrebande représenterait donc 3% des ventes. Un tiers seulement de cette contrebande est à destination de la France, l'Angleterre où le tabac est beaucoup plus cher étant la desti-

nation la plus fréquente. Tenir compte de cette contrebande correspond donc à une correction assez marginale de 1% qui est d'ailleurs intégrée dans l'estimation utilisée. Il ne faut pas assimiler tabac de contrebande et contrefaçon, la plupart du tabac de contrebande consistant en produits d'origine ayant simplement échappé aux taxes ; le tabac de contrefaçon représente 58 tonnes sur les 250 tonnes saisies en 2008 [10].

Discussion

Les prix présentés ici sont valables en France continentale : les produits du tabac sont moins taxés et donc moins chers en Corse et dans les départements d'outre-mer.

Nous avons utilisé une estimation des achats transfrontaliers réalisée par Omnibus-IFOP pour le compte de *Japan Tobacco International* pour les années 2006 à 2008 et publiée ; elle repose sur un échantillon annuel de 10 000 fumeurs issus d'un échantillon représentatif de 26 600 individus de 18 ans et plus, interrogés en face à face. L'estimation de 18% de Christian Ben Lakhdar, obtenue en comparant chaque département à celui où les ventes ont le moins baissé, est nécessairement une surestimation. *A contrario*, l'estimation de 13% que nous avons utilisée peut avoir sous-estimé les achats transfrontaliers si les gros fumeurs ont plus tendance à se fournir à l'étranger. Mais les achats transfrontaliers ont été supposés non existants avant 2004 faute d'information, ce qui conduit à surestimer systématiquement les effets des achats transfrontaliers à partir de 2004.

Conclusion

Les augmentations du prix des produits du tabac en 2003-2004 d'une part, et en 2007 et 2009 d'autre part, n'ont pas eu les mêmes effets sur les ventes. L'analyse des évolutions du prix, des ventes et de la consommation de tabac tenant compte des achats transfrontaliers met en évidence l'importance de la politique fiscale vis-à-vis du tabac en France. Pour qu'une politique des prix soit efficace du point de vue de la santé publique, les augmentations doivent être décidées par l'État et consister principalement en augmentations du droit d'accise spécifique qui est aujourd'hui en France un des plus bas d'Europe. Il faudrait aussi aligner les prix des différents produits du tabac en harmonisant les taxes pour éviter les effets de substitution. Le prix du tabac à rouler devrait être beaucoup plus proche du prix du tabac des cigarettes ; c'est aujourd'hui un produit très utilisé par les gros fumeurs, les jeunes et la population la moins riche. Certains cigares et cigarillos sont moins chers que les cigarettes les moins chères et ces produits sont beaucoup moins taxés que les cigarettes. Enfin, il faudrait, à terme, parvenir à une harmonisation fiscale européenne.

L'objectif est d'obtenir une réduction continue de la consommation de tabac en France, jusqu'à arriver à une quasi-éradication de ce qui reste aujourd'hui, malheureusement, un problème majeur de santé publique.

Références

- [1] JORF n°0002 du 3 janvier 2010, page 131 texte n° 22. Arrêté du 21 décembre 2009 portant homologation des prix de vente au détail des tabacs manufacturés en France, à l'exclusion des départements d'outre-mer. <http://www.legifrance.gouv.fr/affichTexte.do;jsessionid=?cidTexte=JORFTEXT000021575161&dateTexte=&oldAction=rechJO&categorieLien=id>
- [2] http://ec.europa.eu/taxation_customs/taxation/excise_duties/tobacco_products/rates/index_fr.htm
- [3] Hill C, Laplanche A. Le tabac en France. Paris : La Documentation Française, 2004.
- [4] http://www.igr.fr/doc/cancer/pdf/prevention/maj2009_2_le_tabac_en_france.pdf
- [5] Fichot D. Achats transfrontaliers, des cycles prononcés. *Revue des tabacs*, septembre 2008;556:p. 39. et Mars 2009, p. 41.
- [6] http://www.batfrance.com/OneWeb/sites/BAT_6DJ9WJ.nsf/vwPagesWebLive/7517E175C15C1B91C12574F200349F00?opendocument&DTC=&SID
- [7] Ben Lakhdar C. Contrebande et ventes de tabac 1999-2004. *Tendances (OFDT)*, Novembre 2005 ; n° 44. <http://www.ofdt.fr/ofdtdev/live/publi/tend/tend44.html>
- [8] Ben Lakhdar C. Achats transfrontaliers de cigarettes 1999-2005. *Tendances (OFDT)*. Note d'actualisation du n° 44. Données du 23 Mai 2006. <http://www.ofdt.fr/ofdtdev/live/publi/tend/tend44.html>
- [9] Ben Lakhdar C. Quantitative and qualitative estimates of cross-border tobacco shopping and tobacco smuggling in France. *Tobacco Control* 2008;17:12-6.
- [10] Direction générale des douanes et droits indirects. Bureau Information et Communication (Tél : 33-1- 57-53-49-91). <http://www.douane.gouv.fr/>
- [11] [Besson D. Consommation de tabac : la baisse s'est accentuée depuis 2003. *Insee Première* 2006 ; n°1110.