

L'impact local des radars fixes sur les accidents de la route

Un effet important après l'installation, mais plus réduit à long-terme

Sébastien Roux et Philippe Zamora *

À partir de 2002, la politique de sécurité routière s'est fortement appuyée sur le renforcement du contrôle de la vitesse, et notamment sur le renforcement des contrôles radars, à la fois fixes ou mobiles. Évaluer rigoureusement l'impact des seconds est difficile car il s'agit d'un effet diffus et non localisé. En revanche, l'effet des radars fixes peut-être quantifié de manière plus précise en étudiant l'évolution du nombre d'accidents sur les sites qui en ont été équipés par rapport aux sites qui ne l'ont pas été. Tel est l'objet de cet article. Nous proposons une mesure de l'effet local sur les accidents de la route des radars automatiques vitesse fixes installés en France à partir de 2003. Les accidents sont mesurés dans chaque commune sur une base mensuelle ou trimestrielle de 1998 à 2007. Nous nous appuyons sur un modèle semi-paramétrique très flexible décrivant l'occurrence des accidents et l'effet que les radars peuvent avoir sur eux. Les paramètres du modèle sont estimés en appliquant la méthode des moments généralisés non-linéaires. Nous montrons que l'installation de radars fixes dans les communes de moins de 6 000 habitants diminue de 13 à 17 % le nombre d'accidents corporels, et de 50 à 75 % le nombre de décès au cours des premiers mois suivant leur installation. Cet effet décroît au-delà de six mois, tout en restant substantiel : une réduction de 11 % pour les accidents et de 25 % à 50 % pour les décès, par rapport à une situation sans radar fixe. À notre connaissance, la diminution de l'impact des radars au cours du temps est rarement constatée dans la littérature internationale, qui examine le plus souvent les conséquences de court terme. Au final, en extrapolant jusqu'en 2011 les résultats obtenus sur la période 1998-2007 dans cette étude, l'installation des radars fixes dans les communes de moins de 6 000 habitants aurait évité environ 740 décès, 2 750 blessés graves et 2 230 accidents graves entre 2003 et 2011.

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni *a fortiori* l'Insee.

* Centre de recherches en économie et statistiques (CREST) - Insee 15 Boulevard Gabriel Péri, 92245 Malakoff cedex, France, emails : sebastien.roux@ensae.fr, philippe.zamora@ensae.fr

Les auteurs remercient Francis Kramarz, Bruno Crépon et les deux rapporteurs anonymes pour leurs conseils et suggestions, ainsi que les participants aux séminaires du ministère du Transport, au CREST et à l'université Paris 12, ainsi qu'aux Journées de micro-économie appliquée 2010 (Angers) et à la Conférence de l'Association des économistes européens.

Jusqu'au milieu des années 2000, la France était parmi les pays européens les moins performants en terme de sécurité routière¹. En 2003, le gouvernement français a décidé de mettre en place le contrôle sanction automatisé, qui s'est traduit notamment par l'installation de radars automatiques fixes visant à contrôler la vitesse des automobilistes pour améliorer la sécurité routière. Ces radars ont été installés sur des sites fixes, et signalés aux automobilistes par des panneaux de signalisation spécifiques. Dans le cadre de cette politique, de nouvelles procédures ont été mises en place pour détecter et sanctionner automatiquement les automobilistes pris en excès de vitesse, à la différence des contrôles de vitesse antérieurs, presque tous mobiles². Les contrôles mobiles sont par ailleurs intensifiés et rentrent dans le cadre du contrôle sanction automatisé. Le déploiement des radars fixes et des contrôles mobiles a été aussi accompagné d'une campagne médiatique massive dont le but était d'informer la population de la modification de la législation. Ainsi, la baisse du nombre total d'accidents enregistrés en France à partir d'octobre 2002 a souvent été attribuée à l'introduction de cette nouvelle politique (voir par exemple le rapport de l'Observatoire National Interministériel de Sécurité Routière (Chapelon *et al.* (2006), ou le rapport de la dernière mission d'information de l'assemblée nationale consacrée à l'analyse des causes des accidents de la circulation et à la prévention routière (Jung et Houillon, 2011)). Alors que les radars fixes sont tenus pour particulièrement emblématiques de cette politique – au moins dans le débat public –, très peu d'évaluations de leur effet ont été conduites sur données désagrégées au niveau local³. Visant à combler cette lacune, cet article présente les difficultés à conduire de telles évaluations et propose des solutions pour y remédier. Il se concentre sur l'effet des radars fixes dans le contexte de la politique de contrôle sanction automatique et ne prétend pas évaluer l'effet de cette politique dans son ensemble⁴.

Les radars fixes peuvent avoir des effets locaux et globaux. Les premiers résident dans le fait que les automobilistes limitent leur vitesse à l'endroit exact où les radars sont situés. Puisque de nombreux accidents sont liés à des vitesses excessives (cf. Ashenfelter et Greenstone, 2004), on peut s'attendre à ce que les radars diminuent au moins localement le nombre d'accidents. Cependant, pour certains auteurs (Lave, 1985 ; Lave et Elias, 1994), c'est plus la variation de la vitesse que son niveau qui affecte l'occurrence des accidents. Ainsi, les radars peuvent inciter certains conducteurs à réduire brutalement leur

vitesse, ce qui pourrait causer des accidents. La question de l'effet réel du radar sur le nombre d'accidents doit alors être examinée sur une base empirique pour être tranchée.

La littérature rend également compte des effets « de halo spatial » (cf. Hess, 2003). La présence d'un radar à un endroit donné peut affecter des zones situées autour du site lui-même parce que les conducteurs continueraient à se comporter prudemment après être passé devant un radar (ou simplement en avoir vu un). L'installation de radars peut aussi modifier le comportement de certains automobilistes qui, cherchant à les éviter, préféreraient passer par des routes non contrôlées. Ce faisant, ils pourraient emprunter des routes moins sûres, ce qui tendrait alors à augmenter le nombre d'accidents dans les zones proches des radars, si beaucoup de conducteurs adoptent ces pratiques.

Enfin, à un niveau plus global, le contrôle sanction automatisé, dont les radars automatiques vitesse fixes ne constituent qu'une partie, n'est pas la seule politique à avoir été mise en place sur la période d'analyse. De nombreuses campagnes médiatiques ont été conduites pour changer le comportement des conducteurs, les voitures ont été améliorées en terme de sécurité, un grand nombre de ralentisseurs et de ronds points ont été construits. Tous ces facteurs pourraient aussi expliquer la très forte baisse du nombre d'accidents.

Dans cet article, nous utilisons une base de données qui contient tous les accidents impliquant au moins une personne physiquement blessée en France entre 1998 et 2007. Ces accidents sont appelés « accidents corporels ». À partir de ces données, il est possible de reconstruire pour chaque commune le nombre trimestriel ou mensuel d'accidents. Puisque l'on dispose aussi de la localisation du radar, et de sa date de mise en

1. cf. International Road Traffic and Accident Database (IRTAD) – OCDE.

2. Plus précisément, c'est à l'occasion du 14 juillet 2002 que le Président de la République annonce la fin des « indulgences » pour les infractions au code de la route. La loi du 12 juillet 2003 ratifie officiellement ces décisions.

3. En se fondant sur les mesures faites aux abords de 249 radars, Chapelon *et al.* (2006) (chapitre 5) montrent que le nombre d'accidents baisse plus fortement à proximité (moins de 500m) du radar, qu'à plusieurs kilomètres. Toutefois leur estimation ne tient pas compte de certaines difficultés signalées dans cet article, comme l'hétérogénéité des sites où les radars sont situés, ce qui peut conduire à surestimer leur effet, et le caractère discret des observations utilisées (données de comptage).

4. Les méthodes mises en œuvre dans cet article ne se prêtent pas à l'évaluation des effets de la mise en place de radars mobiles, dans la mesure où l'on est dans l'incapacité de définir les zones concernées par leur déploiement. Leur effet attendu est également très différent de celui des radars fixes, car ils ne font pas l'objet d'un signalement particulier aux automobilistes.

fonctionnement, on peut examiner, pour chaque commune, si l'installation d'un radar a coïncidé avec une baisse du nombre d'accidents. Bien que très simple, cette approche soulève plusieurs questions. Premièrement, la variable dépendante à examiner est le nombre d'accidents par trimestre entre 1998 et 2008 pour chaque commune. Il s'agit d'une donnée de comptage. Pour un grand nombre d'observations, le nombre d'accidents observés est ainsi égal à zéro. Tenir compte de cette particularité nécessite de recourir à des méthodes d'estimation un peu plus sophistiquées, prenant notamment en compte le caractère non linéaire de la variable d'intérêt, par construction supérieure ou égale à zéro. Deuxièmement, les communes sont très hétérogènes : certaines, comme Marseille ou Paris, sont très grandes et recensent plus de 100 accidents par trimestre. Dans d'autres villes plus petites, bien plus nombreuses, seulement un accident a été observé pendant toute la période d'observation. Les estimations doivent prendre en compte cette hétérogénéité. Troisièmement, l'hétérogénéité entre communes peut rendre la mesure de l'effet du radar très dépendante de la spécification retenue : dans les communes peu urbanisées où le réseau routier est peu dense (une seule route principale ou présence d'une autoroute sur le territoire de la commune), un radar ne va pas affecter l'occurrence des accidents de la même manière que dans une grande ville où il y a de nombreuses voies et des lieux accidentogènes tels que les carrefours. Nous nommons ce dernier effet « effet de dilution ».

Ces problèmes méthodologiques conduisent dans un premier temps à utiliser un modèle très simple d'occurrence d'accidents, dans lequel nous essayons de prendre en compte l'hétérogénéité entre communes et l'éventuel effet de dilution des radars dans les grandes communes. Cette hétérogénéité peut être liée à des différences d'intensités de trafic ou de nombre de sites accidentogènes entre les différentes communes. Ce modèle nous conduit à proposer des spécifications différentes de la relation entre le nombre d'accidents et les radars, en rapport, par exemple, avec la taille de la commune.

Pour montrer l'intérêt de cette approche, nous comparons les résultats obtenus par l'estimation de ce modèle avec les estimations fournies par des méthodes plus usuelles en forme réduite. Nous montrons que les résultats donnés par ces dernières peuvent être trompeurs, notamment parce qu'elles ne parviennent pas à prendre correctement en compte l'hétérogénéité entre communes en ce qui concerne les accidents qui s'y

produisent. En particulier, une simple approche en terme de différence de différence, qui consisterait à régresser la différence du nombre d'accidents avant et après l'installation d'un radar, conduit à une diminution trop forte des accidents consécutive à l'installation des radars. Nous montrons que la spécification sur laquelle cette méthode se fonde est fortement contredite par les données, ce qui nous conduit à proposer des spécifications alternatives. La plupart de celles-ci s'appuient sur une relation non linéaire entre un effet spécifique à la commune combiné avec un effet du radar, lorsqu'il est installé dans la commune. Cette relation non linéaire s'appuie sur une approche micro-fondée. Nous estimons ces modèles en appliquant la méthode des moments généralisés à la représentation quasi-différenciée pour corriger de l'effet spécifique à la commune (Ahn *et al.*, 2001). Comme ces estimations ne s'appuient que sur les moments de premier ordre, nous ne faisons pas d'hypothèse paramétrique sur les distributions de données de comptage.

Enfin, dans la mesure où les communes se caractérisent par des tendances hétérogènes en terme d'accidents, nous proposons une méthode permettant de constituer des groupes homogènes de communes selon ces tendances. Cette condition est en effet nécessaire à la mise en œuvre des techniques économétriques dont il est fait mention ci-dessus.

Un survol rapide des principaux résultats de la littérature sur l'évaluation des effets des radars, permettra tout d'abord de détailler les principaux problèmes méthodologiques soulevés par ces évaluations. La modélisation des accidents au niveau de la commune, la méthode d'estimation déduite de cette approche et la méthode d'évaluation sont ensuite présentées. Les données et quelques éléments descriptifs sur des chiffres récents concernant les accidents de la route en France précèdent les résultats. La discussion de ces derniers, enfin, donne l'occasion de souligner certaines limites de ce travail.

Les études préexistantes ne distinguent pas assez l'effet direct des radars de celui des mesures de prévention d'ensemble

Un certain nombre d'études cherchent à évaluer l'effet des radars automatiques sur les accidents de la route. La plupart de ces articles

utilisent des données anglaises, australiennes ou américaines, car ces pays ont été parmi les premiers à installer de tels appareils automatiques pour contrôler les vitesses. Ces études sont hétérogènes quant à leur méthodologie. Elles concluent à un impact significatif des radars sur les accidents et les dommages. Ainsi, une revue de la littérature (Wilson *et al.*, 2006) établit que les radars font baisser localement les accidents de 6 % à 35 %. Les études mobilisées dans cette revue s'appuient toutes sur des méthodes de différence de différence, c'est-à-dire comparent l'évolution du nombre d'accidents avant et après l'installation d'un radar sur un site équipé (ou traité) par rapport à celle observée sur des sites non équipés (ou non traités) aux mêmes moments. La diversité des estimations est due à l'hétérogénéité des caractéristiques des routes, des limites de vitesse et de la définition de la zone où les accidents sont mesurés (plus ou moins loin du radar).

La question de l'hétérogénéité des sites a été largement abordée par la littérature qui cherche à estimer les effets de ces appareils sur le nombre d'accidents. La méthode empirique bayésienne a été développée pour résoudre le problème de sélection, également appelé problème de retour vers la moyenne. Ce problème de sélection vient du fait que les sites où les radars sont installés peuvent aussi être ceux qui ont connu, juste avant la date d'installation, plus d'accidents qu'il y aurait dû en avoir. Ainsi, après l'installation, si le processus générateur d'accident est stationnaire, le nombre d'accidents sur les sites équipés revient à sa tendance initiale. L'évolution constatée sur les sites équipés serait dans ce cas faussement interprétée comme une tendance baissière par rapport aux autres sites. Ce phénomène est susceptible de conduire à une surestimation de l'effet des radars. L'approche empirique bayésienne a été introduite par Hauer (1980) (cf. Hauer (1997) pour une présentation complète de cette méthode). Elle consiste à supposer l'existence d'une hétérogénéité sous-jacente aux sites par rapport aux accidents, matérialisée selon un paramètre multiplicatif du nombre d'accidents, spécifique à chaque site, qui serait distribué selon une distribution de type Gamma. Dans cette spécification, le nombre d'accidents observé apporte une information sur le vrai paramètre d'hétérogénéité (s'interprétant également comme l'espérance propre au site du nombre d'accidents) que la spécification paramétrique permet d'estimer aisément. Un grand nombre de spécialistes des transports utilisent cette méthode pour évaluer les effets des

radars (Mountain *et al.*, 2005). Dans un papier récent, Elvik (2008), remet en question la validité empirique de l'approche bayésienne. Il conclut que « *cette méthode est préférable aux autres alternatives* » mais « *qu'elle n'est pas toujours correcte* ».

Quelques études (Hess, 2003) abordent également la question des effets de halo. Un radar peut ainsi avoir un effet à des endroits n'étant pas situés exactement sur le lieu où le radar est installé. Ces effets semblent diminuer le nombre d'accidents et de victimes, d'après les études disponibles. Cela indiquerait que les automobilistes conduisent plus prudemment dans un voisinage plus ou moins éloigné du lieu équipé du radar. Ces effets tendent à accroître les bénéfices des radars, dont les effets seraient alors démultipliés. Toutefois les études examinant ces effets ne sont pas assez nombreuses pour permettre une conclusion indiscutable. En fait, d'autres mécanismes peuvent conduire à des effets de halo opposés et qui ne sont presque jamais discutés. Par exemple, certains automobilistes pourraient choisir d'éviter les sites équipés, ce qui causerait une diversion de trafic. Cet effet pourrait ne pas être négligeable, dans la mesure où un grand nombre de conducteurs professionnels (taxis, camions) ont des GPS qui indiquent l'emplacement des radars fixes. L'étude de Newstead et Cameron (2003) (citée par Carnis, 2008) met en évidence une augmentation de 18 % du nombre d'accidents mortels entre 4 et 6 km après le lieu de contrôle. Un phénomène similaire peut être constaté pour les accidents avec blessés légers.

Ce détournement de trafic peut avoir des conséquences importantes. Une partie de la diminution des accidents mesurée sur la zone équipée pourrait être ainsi liée à la diminution du trafic sur cette zone. Mountain *et al.* (2004), en s'appuyant sur des données très riches (incluant notamment des mesures de trafic) ont récemment montré que des radars fixes installés sur une route limitée à 30 miles par heure (environ 45km/h) ont réduit le nombre de dommages corporels par accident de 24 %. Sur ces 24 %, 19 % correspondait à un effet direct des radars, tandis que 5 % étaient liés à une baisse du trafic. Dans ce cas précis, le transfert du trafic à d'autres routes pourrait générer plus d'accidents.

En France, les laboratoires spécialisés dans l'économie des transports se sont évidemment intéressés à cette question (cf. par exemple Carnis et Hamelin (2007)), mais, curieusement, on ne dispose pas d'évaluation des effets locaux

des radars dans la littérature académique⁵. Généralement, les chercheurs s'accordent pour souligner l'importance de l'impact des radars.

Ils mettent l'accent sur la corrélation entre leur mise en place et une accentuation de la baisse des accidents ou de la vitesse. Néanmoins, hormis au sein de quelques documents de littérature grise⁶ (communications de l'Observatoire National de la Sécurité Routière⁷, conférences de presse), nous n'avons pu trouver aucune tentative de chiffrage précis de l'impact des radars. Se contenter de corrélations agrégées est insuffisant pour au moins deux raisons :

Cette corrélation est imprécise et contestée. Les représentants des associations de conducteurs soulignent par exemple que l'accroissement de la baisse des accidents débute bien avant la pose du premier radar fixe (cf. graphique I).

La mise en avant de cette corrélation ne permet pas d'isoler correctement le rôle propre des

radars fixes. Comme souligné précédemment, la mise en place des radars fixes a été accompagnée d'un ensemble de mesures de prévention et de répression des excès de vitesse dans le cadre du contrôle sanction automatisé. Une corrélation agrégée ne peut donc que surestimer l'impact recherché.

En réalité, l'impact global des radars doit être décomposé en au moins trois effets distincts :

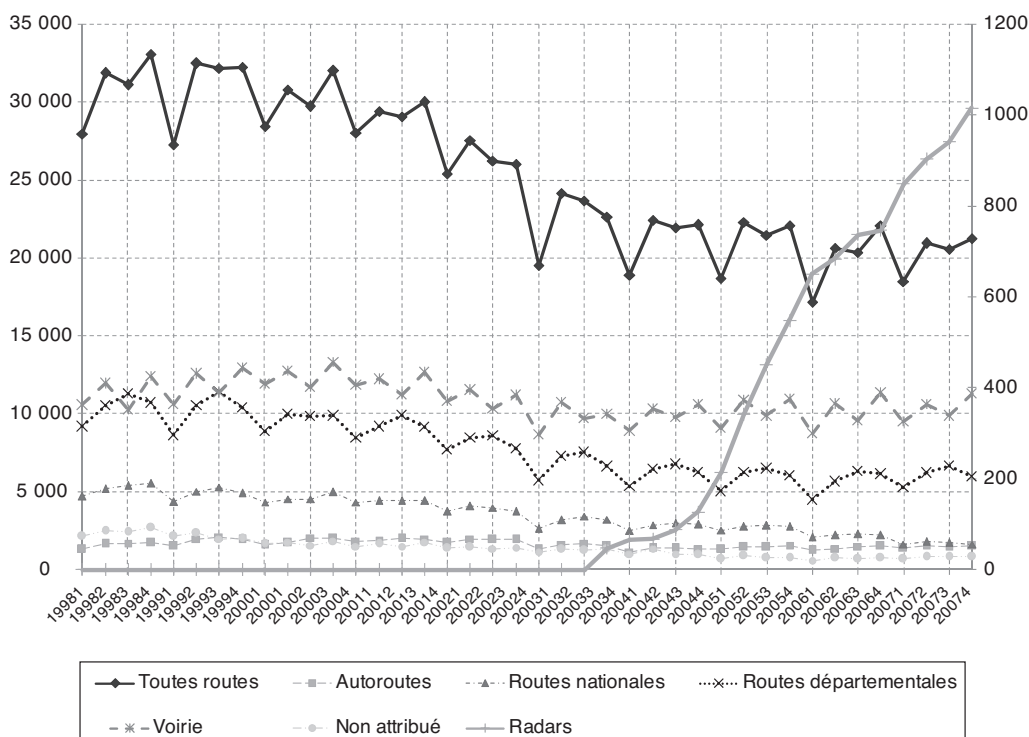
Effet d'annonce : l'accroissement de l'évolution baissière des accidents a suivi de très près l'annonce des mesures par le Président de la République, le 14 juillet 2002. Il est difficile

5. La seule évaluation disponible à notre connaissance figure dans Chaperon et al. (2006).

6. On range dans cette catégorie tout document dactylographié ou imprimé, produit à l'intention d'un public restreint, en dehors des circuits commerciaux de l'édition et de la diffusion et en marge des dispositifs de contrôle bibliographiques. Exemples de littérature grise : rapports d'études ou de recherches, actes de congrès, thèses, brevets, etc.

7. Voir par exemple Chaperon et al. (2006), cité plus haut.

Graphique I
Nombre d'accidents et de radars opérationnels par trimestre



Lecture : le nombre d'accidents est donné par l'axe des ordonnées à gauche et le nombre de radars par l'axe des ordonnées à droite. 19981 désigne le premier trimestre 1998.

Champ : communes dans lesquelles au moins un accident a été constaté entre 1998 et 2007.

Source : base nationale des accidents corporels 1998-2007 et informations sur les dates et lieux d'installation des radars fixes, Observatoire national interministériel de la sécurité routière.

d'analyser avec précision ce qui a joué à cette date mais force est de constater que les conducteurs ont très rapidement décidé de baisser leur vitesse moyenne. Il est possible effectivement que parmi toutes les annonces, celle des radars ait eu un effet particulièrement emblématique. Mais d'autres mesures à effet immédiat ne peuvent pas être exclues à ce stade (intensification des contrôles policiers, etc.).

Effet local direct : C'est l'effet le plus clair et le plus évident. Les automobilistes conforment leur vitesse aux seuils légaux à l'approche du radar. Si les zones équipées sont particulièrement génératrices d'accidents, la réduction de la vitesse et la vigilance accrue sont susceptibles de réduire effectivement le nombre d'accidents. En France, les radars sont signalés par un panneau situé généralement à quelques centaines de mètres. Il est probable que les effets locaux sont particulièrement forts (au détriment des effets de halo, voir paragraphe suivant).

Effet de halo spatial. L'impact d'un radar n'est pas localisé qu'au point précis qu'il couvre, mais l'effet est plus diffus : les accidents baissent dans un voisinage assez large des radars (plusieurs kilomètres). Si les conducteurs sont amenés à se comporter de façon plus prudente, cela peut être dû en partie à un effet psychologique : le conducteur est rappelé par le radar à la nécessité de veiller à sa vitesse ou bien fait preuve d'inertie et d'une vigilance accrue après le passage à proximité d'un radar. Les résultats empiriques sont peu nombreux. Chen *et al.* (2002) montrent ainsi que l'installation d'un radar mobile sur un tronçon d'autoroute engendre une baisse des accidents sur la totalité du tronçon et non pas seulement à l'endroit exact du radar. Cet effet de halo tient en partie au caractère mobile du radar. Mais Hess (2004) montre que cet effet s'étend également aux radars fixes. Ainsi dans un environnement distant de 250 m, la baisse des accidents est-elle de 45 %, elle est de 37 % entre 250 et 500m, de 21 % entre 500 et 1 000 m et de 13 % entre 1 000 et 2 000 m⁸.

Modélisation et méthode d'estimation des effets locaux

Cette étude visant à examiner la variation du nombre d'accidents induite par l'installation d'un radar, nous avons recours à des méthodes d'analyse économétrique qui visent à isoler l'effet propre du radar sur les évolutions

observées. La mise en œuvre de cet examen est toutefois confrontée à deux difficultés. La première consiste en la détermination de la spécification la plus adaptée pour examiner cet effet. La seconde tient aux problèmes d'endogénéité induits notamment par le contexte institutionnel présidant à l'installation de ces radars.

La spécification : un choix décisif, susceptible d'affecter significativement l'estimation de la variation du nombre d'accidents

La variable étudiée correspond au nombre d'accidents par trimestre dans une commune donnée. Il y a plus de 36 000 communes en France. Le nombre d'accidents est, dans de nombreuses communes, très faible voire égal à zéro. Au contraire, il peut excéder la centaine par trimestre dans d'autres communes.

L'utilisation de modèles linéaires peut être trompeuse, principalement parce que les données de comptage ont beaucoup de valeurs égales à zéro. Pour cette raison, un grand nombre d'études utilisent l'économétrie des données de comptage pour modéliser ce phénomène. L'inconvénient de cette approche est que les modèles de données de comptage s'appuient sur des hypothèses de distribution très spécifique : dans la plupart des cas, il s'agit d'une distribution de Poisson ou d'une distribution négative binomiale. L'inclusion de variables explicatives dans ces modèles est supposée multiplicative, c'est-à-dire que l'effet d'une caractéristique joue multiplicativement sur l'espérance du nombre d'accidents. Cette spécification ne va pas forcément de soi, et il faut de bonnes raisons pour l'adopter. Ces raisons sont développées ci-dessous dans un modèle très simple décrivant les accidents.

Cette question de spécification affecte aussi la façon dont les radars sont estimés : diminuent-ils le nombre d'accidents de façon additive ou multiplicative ? Selon la spécification adoptée, les résultats diffèrent substantiellement, comme nous le verrons dans la section consacrée aux résultats. Le modèle illustratif présenté ici nous aide beaucoup à comprendre et à présenter les hypothèses implicites nous conduisant à choisir l'une ou l'autre des spécifications.

8. Calculs des auteurs à partir des tableaux de Hess, 2004.

**Un modèle caractérisant les effets locaux
des radars fixes sur les accidents
en tenant compte du caractère accidentogène
des sites où ils sont installés**

Nous supposons que l'ensemble des routes de France est constitué de sites plus ou moins dangereux et caractérisés par leurs caractéristiques physiques (croisement, virages, route droite) et par leur fréquentation. Les communes constituant une partition totale du territoire français, chaque site ne peut être situé que dans une commune.

On considère un site potentiellement accidentogène j , qui se situe dans une commune i . Pendant le trimestre t , le nombre d'accidents y_{jt} qui se produit sur le site j au trimestre t est généré selon un processus générateur de données de comptage paramétrée par λ_{jt} tel que :

$$E[y_{jt}] = \lambda_{jt} \quad (1)$$

Le paramètre λ_{jt} est affecté par l'installation d'un radar sur le site j au trimestre t par trois mécanismes :

- L'installation du radar sur le site j lui-même
- L'installation du radar sur d'autres sites de la commune i qui sont proches du site j .
- L'installation du radar dans des sites accidentogènes de communes i' proches du site j , mais plus éloignées que dans la situation précédente.

Comme nous l'avons mentionné précédemment, l'installation d'un radar à un endroit donné peut avoir des effets ambigus sur le nombre d'accidents, même si l'on s'attend à ce qu'il soit négatif. Une difficulté, liée à nos données (mais souvent rencontrée dans d'autres contextes), est que nous n'observons pas les accidents sur le site accidentogène, quand bien même serait-il bien défini, mais sur l'ensemble de la commune. Nous avons ici un problème d'agrégation : les grandes communes peuvent avoir plusieurs sites accidentogènes. Ainsi, plus ces sites sont nombreux, plus l'effet des radars est dilué sur l'ensemble de la commune. La seule information supplémentaire dont on dispose sur ces sites concerne simplement le type de route détaillé en quelques grandes catégories, ce qui permet notamment d'examiner les effets des radars sur les seules autoroutes.

Pour identifier les effets des radars, nous imposons une structure minimale sur les paramètres λ_{jt} . Nous supposons qu'ils peuvent être décomposés en un paramètre dépendant du temps λ_t et un paramètre dépendant du site j , τ_j , tel que

$$\lambda_{jt} = \lambda_t \tau_j \quad (2)$$

Ici, λ_t dépend de la politique de sécurité routière nationale : action de la police, campagnes nationales de sécurité routière, améliorations récentes et générales de la sécurité des voitures (par exemples des systèmes de freinage plus efficaces ...). Il peut aussi refléter des modifications de comportement générales sur l'ensemble de la population ou encore de considérations saisonnières affectant le trafic ou les risques d'accidents (vacances, ponts, neige, ...). On peut être plus général en laissant λ_t dépendre de certaines caractéristiques des sites où les accidents ont lieu : par exemple le type de route, l'aire urbaine, ... τ_j correspond ici aux caractéristiques fixes du site j , qui le rendent particulièrement accidentogène. Par exemple, il peut s'agir d'un carrefour dangereux, ou bien d'un site par lequel transite un trafic en moyenne important. Cette interprétation est valable dans la mesure où la variabilité du trafic entre sites est plus importante qu'entre les différentes dates.

À ce stade, nous supposons que τ_j garde la même valeur pour tous les sites accidentogènes d'une même commune i , $\tau_j = \tau_i, \forall j \in i$. En d'autres termes, le trafic est supposé relativement homogène au sein d'une même commune, les principales différences de niveau d'accidents entre communes étant liées à des différences de niveau de trafic.

Chaque commune est composée d'un nombre fini et fixé de sites accidentogènes : N_i^9 . Ce nombre est constant au cours du temps. Nous supposons que les accidents sur un site j dépendent seulement de la commune i et de la date t . Par conséquent, $\lambda_{jt} = \lambda_{it} = \lambda_t \tau_i$. En sommant les accidents sur tous les sites de la commune i , on obtient l'espérance du nombre total d'accidents se produisant sur le territoire de la commune i à la date t :

$$E(y_{it}) = N_i \lambda_t \tau_i \quad (3)$$

9. Il est également possible de définir les sites accidentogènes en fonction du type de route considéré (autoroute, route nationale, départementale ou communale). Le modèle peut être adapté en rajoutant un indice selon le type de route considéré.

Des spécifications du modèle différentes selon la taille de la commune

Dans cette représentation, l'installation d'un radar devrait avoir un effet direct sur le nombre d'accidents se produisant à l'endroit où il est installé. Si cette interprétation est correcte, cet effet devrait être proportionnel au trafic observé sur le site j . Soit α l'effet direct ainsi dénommé : son impact sur le nombre d'accidents sur le site j peut ainsi être représenté :

$$E(y_{jt}) = (1 + \alpha R_{jt}) \lambda_t \tau_j \quad (4)$$

où R_{jt} est une indicatrice de présence d'un radar opérationnel sur le site j à la date t . Le paramètre α est supposé ici être identique pour l'ensemble des sites. Dans la partie empirique, nous construisons des groupes homogènes de communes pour lesquels des paramètres spécifiques seront estimés.

L'espérance de la somme des accidents dans la commune i à la date t s'en déduit :

$$E(y_{it}) = (N_i + \alpha R_{it}) \lambda_t \tau_i \quad (5)$$

où R_{it} est le nombre de radars opérationnels dans la commune i à la date t .

L'hétérogénéité entre communes est prise en compte dans le modèle par deux canaux. Le premier correspond au nombre de sites accidentogènes (N_i), qui peut significativement être différent d'une commune à une autre. Le second correspond au trafic de circulation qui traverse la ville (τ_i), qui est multiplicatif.

Ces deux canaux nous amènent à considérer deux spécifications différentes pour examiner les effets des radars. Les communes petites ou rurales ne diffèrent pas pour ce qui concerne le nombre de sites accidentogènes (que, par commodité, nous supposons égal à un, à la différence des communes urbaines où il sera supposé être plus élevé), mais elles peuvent être très différentes par leur niveau de trafic. Dans ce cas, l'installation d'un radar au niveau de la commune affectera de façon multiplicative le nombre d'accidents observés dans la commune. Au contraire, les communes de taille moyenne et les grandes villes se différencient plus par leur nombre de sites accidentogènes que par leur niveau de trafic, qui est relativement similaire. Cette représentation s'applique manifestement

au cas des communes qui souffrent d'une congestion de trafic. Dans ce cas, l'effet d'un radar est dilué lorsqu'il n'est installé que sur un site et que les autres ne sont pas affectés.

Aussi considère-t-on deux modèles :

Un *modèle multiplicatif*, tel que $N_i = N$ (le plus souvent égal à 1), qui s'applique aux petites communes :

$$E(y_{it}) = \lambda_t \tau_i (1 + \alpha R_{it}) = \lambda_t \tau_i \exp(\tilde{\alpha} R_{it}) \quad (6)$$

Dans ce cas, comme R_{it} est une indicatrice, on a bien $\exp(\tilde{\alpha}) = 1 + \alpha$.

Un *modèle « mixte »*, tel que $\tau_i = \tau$ est le même pour toutes les villes.

$$E(y_{it}) = \tau \lambda_t (N_i + \alpha R_{it}) \quad (7)$$

Ces modèles peuvent être adaptés pour introduire une temporalité des effets du radar, en remplaçant le terme αR_{it} par $\alpha_1 R_{it}^1 + \alpha_2 R_{it}^2$, où R_{it}^1 serait le nombre de radars installés depuis moins de 6 mois, par exemple (une indicatrice dans le modèle multiplicatif), et R_{it}^2 le nombre de radars installés depuis plus de 6 mois.

Comme on l'a vu, un radar installé sur un site j peut affecter le nombre d'accidents sur d'autres sites de la même commune ou de communes proches – ce phénomène de diffusion est dénommé effet de « halo spatial ». La portée de ce halo peut dépendre fortement de la connaissance qu'a le conducteur de la route. S'il a connaissance de la localisation exacte du radar, cette portée peut être très faible. Aussi l'amplitude de l'effet de halo est-elle en rapport direct avec la date d'installation du radar. En effet, connaître l'emplacement exact des radars (par exemple sur leur trajet domicile-travail) prend plus ou moins de temps aux conducteurs. L'effet de halo a donc toutes les chances d'être décroissant au cours du temps, comme le serait l'effet global des radars.

Les externalités entre communes ne sont pas prises en compte

Pour se concentrer sur l'effet direct des radars, nous avons choisi de nous restreindre dans cet article aux effets intra-communaux, et ainsi de négliger les effets potentiels des radars d'une

commune i sur les accidents ayant lieu dans une autre commune i' . Ce choix peut nous conduire à sous-estimer les effets réels des radars, puisqu'une partie des communes non équipées peuvent être en réalité impactées par les radars. Cependant, le faible nombre de communes équipées (1000 à fin de l'année 2007) et, par conséquent, de leurs communes proches susceptibles d'être affectées par l'effet de halo ne modifie pas de façon significative la validité des comparaisons directes des communes équipées avec celles qui ne le sont pas. Ce choix vient également nuancer l'interprétation du paramètre α présenté dans les modèles précédents, en particulier le modèle mixte. Il ne correspond pas seulement à l'effet direct d'un radar, mais rend compte aussi de ses effets sur des sites différents à l'intérieur de la commune.

Le contexte d'installation des radars expose à des biais d'endogénéité lors de l'évaluation de leur effet

Des problèmes d'endogénéité sont susceptibles de survenir et d'affecter la mesure de l'effet du radar. Ils résultent souvent des circonstances et des raisons qui ont incité les autorités à l'installer. Ces problèmes doivent être pris en considération par toute démarche d'évaluation quantitative. Ils revêtent essentiellement quatre aspects :

- **Problème 1 : L'hétérogénéité en niveau.** Les radars fixes sont installés sur les sites où les accidents sont les plus nombreux. Il est crucial de comprendre comment cette hétérogénéité peut affecter les changements du nombre d'accidents (ou tout au moins contrôler cette hétérogénéité), pour construire une situation contrefactuelle crédible des communes équipées.

- **Problème 2 : Dynamiques spécifiques.** Les radars peuvent être installés sur des sites où des accidents se sont récemment produits. Une identification fondée sur les différences de différences peut alors conduire sans précaution suffisante à surestimer les effets des radars, dans la mesure où ceux-ci ont été installés en partie à cause de ces accidents (cf. Heckman et Smith (1999) pour une présentation générale du problème).

- **Problème 3 : Tendances de long terme.** Les radars peuvent également être installés sur des sites où les accidents sont susceptibles de croître davantage qu'en moyenne sur le long

terme (ou de moins décroître). Par exemple, pour un niveau donné d'accidents à la date t , les communes faisant preuve d'un certain dynamisme démographique (ou dont la population de jeunes est plus importante) peuvent être concernées par ce phénomène. Dans ce cas, tenir compte de la seule hétérogénéité inobservée (en niveau) pourrait conduire à sous-estimer l'effet des radars.

- **Problème 4 : Politiques ou phénomènes simultanés.** L'installation de radars peut s'accompagner d'autres changements eux aussi susceptibles d'affecter le comportement des conducteurs. Par exemple, la présence de la police devenant moins utile sur les sites équipés de radars, les autorités peuvent renforcer les contrôles sur d'autres sites accidentogènes, notamment au moyen de radars mobiles. Cela peut conduire à sous-estimer l'effet des radars. À l'inverse, certains autres mécanismes pourraient aboutir à une surestimation de l'effet des radars.

Les méthodes d'expérience contrôlée, en affectant les radars à des communes aléatoirement choisies (groupe de traitement) et en les comparant à des communes non équipées (groupe de contrôle), peuvent résoudre la plupart de ces problèmes d'endogénéité. Cependant, ces méthodes n'ont pas encore été mises en œuvre, ni en France, ni à l'étranger.

Ces cas d'endogénéité décrits de façon générale doivent être rapportés au contexte réel de l'évaluation conduite ici. Cela implique de décrire au préalable le processus de décision qui a conduit au choix des sites à équiper.

La sélection des sites équipés de radars s'est effectuée suivant une procédure normalisée et transparente...

L'installation des radars a été organisée de la façon suivante¹⁰.

1. Le gouvernement a alloué à chaque département le nombre de radars à installer. Les critères déterminant ce nombre incluaient notamment le nombre passé d'accidents (en moyenne en 2001 et 2002) ainsi que la vitesse moyenne.

2. Au sein de chaque département, les représentants de l'État ont organisé des réunions avec

¹⁰. Toutes ces procédures sont résumées dans une circulaire interministérielle datée du 3 février 2004.

les responsables locaux des infrastructures routières (autoroutes, voies express, routes nationales, départementales,...) pour proposer des sites d'installation des radars, de manière à ce que leur impact sur le nombre et la gravité des accidents soit le plus fort possible.

Ces sites ont été choisis sur la base d'indicateurs qui en caractérisent la dangerosité ou l'aspect accidentogène (sur les routes susceptibles d'être équipées) :

- Nombre moyen d'accidents par km et par an (calculé sur les cinq dernières années (1998-2002) ou (1999-2003))

- Nombre moyens de tués ou de blessés graves par km et par an (estimé sur les cinq dernières années (1998 - 2002) ou (1999 - 2003))

Les 700 premiers sites ont été sélectionnés en 2003 et en début 2004, afin d'être équipés en 2003 et 2005. L'effort des autorités pour formaliser et rendre ces choix le plus transparent possible s'explique par leur volonté de minimiser les risques de contestations légales émises par les associations d'automobilistes. Celles-ci ont été d'ailleurs souvent consultées¹¹.

...compatibles avec la prise en compte des biais liés à l'endogénéité

Dès lors, on peut examiner comment les quatre sources de biais mentionnés plus haut peuvent être traitées, notamment en adoptant des stratégies d'estimation adaptées.

Le premier problème (endogénéité liée à l'hétérogénéité en niveau) peut être résolu en utilisant des données de panel, qui permettent d'utiliser la variabilité temporelle du nombre d'accidents sur un site donné. C'est le principal objectif de la modélisation présentée ci-dessus, qui contrôle cette hétérogénéité fixe inobservée, dans la mesure où celle-ci explique la plus grande partie de la variabilité entre communes du nombre d'accidents. L'hypothèse de séparabilité additive entre la tendance temporelle et l'effet communal n'est pas une façon efficace de modéliser le phénomène (cf. encadré 1).

Le deuxième problème d'endogénéité concerne la dynamique de court terme avant l'installation du radar. Si l'on se réfère au contexte institutionnel, cette source d'endogénéité ne semble pas plausible. Un accident particulièrement grave ne peut pas à lui seul avoir des conséquences

sur la décision d'installer un radar à l'endroit de l'accident. Le choix d'équiper des communes est fondé sur des indicateurs de moyen terme, estimés sur cinq ans entre 1999 et 2003¹².

Le troisième problème est en partie pris en compte par le caractère multiplicatif apporté par la modélisation. Chaque commune dispose de sa propre tendance par l'intermédiaire du terme $\lambda_i \tau_i$.

Enfin, pour tenir compte d'éventuels politiques ou phénomènes simultanés liés au quatrième problème, nous développons dans un autre article (Roux et Zamora, 2011) une approche alternative qui s'appuie sur le caractère d'expérience naturelle de l'installation des radars dans les différentes communes. Plus précisément, nous considérons séparément les communes dans lesquelles un radar vient d'être installé et les comparons à celles où un radar est sur le point d'être installé. Les résultats tendent à montrer que ces problèmes d'endogénéité ne les affectent pas substantiellement.

Une estimation s'appuyant sur la méthode des moments généralisés

Les articles examinant les accidents de la route utilisent souvent des modèles de données de comptage fondés sur des estimations par maximum de vraisemblance (Hausmann *et al.*, 1984). Or ces méthodes s'appuient sur des spécifications paramétriques des lois, qui peuvent conditionner les résultats et sont remises en cause par certains auteurs (Allison et Waterman, 2002 ; Guimaraes, 2008). Pour contourner cette difficulté, nous utilisons une approche alternative se fondant avant tout sur les moments d'ordre 1.

Les modèles mixtes et multiplicatifs sont caractérisés par la présence d'effets temporels affectant de façon multiplicative l'espérance du nombre d'accidents, et séparés des effets fixes individuels (dénommés « effets fixes interactifs », cf. Bai (2009)). Le modèle multiplicatif est rendu un peu plus compliqué par l'introduction du terme $\exp(\alpha R_{it})$ pour rendre

11. Cf. Hamelin (2008) pour des études monographiques sur certains départements.

12. Cependant, un doute peut subsister quant à la temporalité effective de l'installation dans les communes choisies. Mais cette source de biais est probablement négligeable.

compte de l'effet des radars. Dans cet article, nous appliquons la méthode des moments généralisés (GMM) à un modèle quasi-différencié (voir encadré 1 pour les détails de la méthode d'estimation). Plus précisément, nous adaptons à notre contexte l'estimateur des GMM proposé par Ahn *et al.* (2001)¹³. L'ensemble des estimations seront conduites sous l'hypothèse d'exogénéité stricte, à savoir que, une fois contrôlée l'hétérogénéité fixe inobservée, la séquence des accidents n'affecte pas la probabilité d'installation d'un radar dans le futur¹⁴. Le modèle est quasi-différencié, pour contrôler l'hétérogénéité fixe inobservée. Notre méthode d'estimation se différencie de celle de Ahn *et al.* dans le

fait que ces auteurs utilisent une quasi-différenciation entre la date courante et la première date.

13. Pour estimer ce type de modèle, une autre stratégie aurait pu être adoptée, s'appuyant sur les moindres carrés concentrés (CLS), introduits par Kiefer, 1980, développés par Ahn *et al.* (2001) et généralisés par Bai (2009), pour les modèles multifactoriels.

14. Avec les données disponibles, on aurait pu adopter une hypothèse plus faible consistant à autoriser la possibilité que la séquence des accidents affecte la probabilité future d'installation des radars. Outre le fait que le contexte institutionnel rende improbable ou très peu fréquent ce type de mécanisme, cette méthode, se fondant sur des hypothèses plus faibles, conduit à des résultats moins précis. C'est pourquoi nous nous concentrons sur l'hypothèse d'exogénéité stricte.

Encadré 1

LA MÉTHODE D'ESTIMATION

Modèle mixte

$$y_{it} = \tau \lambda_t \alpha R_{it} + \tau \lambda_t N_i + \varepsilon_{it}.$$

L'hypothèse de stricte exogénéité pour l'installation des radars signifie, que, pour tout i , $E[\varepsilon_{it}] = 0$; $E[\varepsilon_{it} | R_{is}] = 0, \forall s, t$.

Ainsi, en notant $z_{it} = y_{it} - \tau \lambda_t \alpha R_{it}$, on peut quasi-différencier le modèle pour obtenir une expression ne contenant pas l'effet fixe :

$$u_{it} = z_{it} - \tau \lambda_t \frac{\sum_{u=1}^T z_{iu}}{\sum_{u=1}^T \tau \lambda_u} = \varepsilon_{it} - \lambda_t \frac{\sum_{u=1}^T \varepsilon_{iu}}{\sum_{u=1}^T \lambda_u} \quad (1)$$

Les conditions d'exogénéité, portant initialement sur ε_{it} , se reportent sur u_{it} : $E[u_{it}] = 0$, et, puisque l'effet fixe N_i disparaît. On peut noter que cette spécification ne permet pas d'identifier séparément τ et λ_t . τ est ainsi normalisé à 1 dans ce cas. Plusieurs estimateurs GMM sont proposés par Ahn *et al.* Nous n'utilisons que le premier qu'ils proposent, fondé sur les conditions d'orthogonalité contemporaines, $E[u_{it}] = 0$, et $E[u_{it} R_{it}] = 0$. La première condition d'orthogonalité conduit à considérer T moments différents, pour chaque trimestre. La deuxième condition d'orthogonalité conduit à rajouter $T_R * K$ moments correspondant au nombre de trimestres au cours desquels au moins un radar est installé (soit entre les quatrièmes trimestres de 2003 et de 2007, à savoir 29 trimestres au maximum, ce chiffre pouvant varier selon le groupe de communes considéré) multiplié par la dimension de la variable explicative, K , pouvant être supérieure à 1 lorsqu'on autorise la possibilité que le radar ait un effet de moyen ou long terme différent de celui de court terme. Au total, on peut avoir jusqu'à $T + 29 * K$ conditions d'orthogonalité, pour $T - 1 + K$ paramètres à

estimer, correspondant aux indicatrices de tendance à estimer ($T-1$) et à la dimension de la variable indiquant les radars. Dans tous les cas, le nombre de conditions d'orthogonalité est bien supérieur au nombre de paramètres à estimer, ce qui conduit à des restrictions suridentifiantes, et, ainsi, à la possibilité de tester la validité du modèle au moyen d'un test de Hansen (Ahn *et al.*, 2001).

Le modèle multiplicatif est estimé selon une procédure similaire. Le coefficient à estimer est introduit dans l'expression $\exp(\tilde{\alpha} R_{it})$.

Modèle multiplicatif

$$y_{it} = \lambda_t \tau_i \exp(\tilde{\alpha} R_{it}) + \varepsilon_{it}.$$

L'hypothèse de stricte exogénéité pour l'installation des radars signifie également que, pour tout i , $E[\varepsilon_{it}] = 0$; $E[\varepsilon_{it} | R_{is}] = 0, \forall s, t$.

Avec cette spécification, la quasi-différenciation s'écrit :

$$u_{it} = y_{it} - \lambda_t \exp(\tilde{\alpha} R_{it}) \frac{\sum_{u=1}^T y_{iu}}{\sum_{u=1}^T \lambda_u \exp(\tilde{\alpha} R_{iu})} = \varepsilon_{it} - \lambda_t \exp(\tilde{\alpha} R_{it}) \frac{\sum_{u=1}^T \varepsilon_{iu}}{\sum_{u=1}^T \lambda_u \exp(\tilde{\alpha} R_{iu})} \quad (2)$$

Dans cette spécification, la séquence des λ_t n'est pas complètement identifiable. Une normalisation de λ_1 à 1, par exemple, permet de résoudre ce problème. En revanche, le paramètre d'intérêt α est bien identifiable. Comme dans le modèle mixte, les conditions contemporaines d'orthogonalité sont : $E[u_{it}] = 0$, et $E[u_{it} R_{it}] = 0$. Nous en déduisons l'estimateur GMM, de la même manière que pour le modèle mixte.

Pour des raisons de robustesse¹⁵, nous avons choisi de quasi-différencier les estimations par rapport à la moyenne des accidents trimestriels sur toute la période d'estimation. Comme pour les modèles additifs classiques (où les termes temporels et individuels interviennent additivement sans interaction), la variabilité temporelle des accidents observée au niveau des communes est la source de l'identification de l'effet des radars. Dans ce sens, nous estimons ici des modèles « *within* », la principale différence avec le modèle additif consistant en la façon dont l'hétérogénéité inobservée affecte la variable dépendante examinée.

Quelques chiffres : le nombre annuel d'accidents a baissé de 30 % entre 1998 et 2007

Toutes nos estimations utilisent le fichier national des accidents corporels de la circulation routière. Ce fichier est construit par l'Observatoire National Interministériel de la Sécurité Routière. L'unité d'observation est l'accident corporel. Chaque accident donnant lieu à un blessé léger doit faire l'objet d'un BAAC (Bulletin d'Analyse Accident Corporel) par les forces de l'ordre. Chaque BAAC contient :

- Les lieux (notamment la commune et la catégorie de voie), date et caractéristiques de l'accident.
- La description des véhicules en cause
- La description du/des usager(s) impliqué(s) (place dans la véhicule, catégorie, gravité, CSP, sexe, date de naissance, lieu de résidence, type de trajet, utilisation d'un équipement de sécurité...)

La remontée des informations a lieu en continu. Cet article n'en utilise qu'une faible partie, à savoir la commune de localisation de l'accident, le trimestre et le type de voie. Plus exactement, nous disposons, pour chacune des 36 700 communes de France et chaque trimestre entre le premier trimestre de 1998 et le dernier trimestre de 2007, du nombre d'accidents sur différents types de route : autoroutes, routes nationales, routes départementales et routes communales (ou voirie).

Sur chacun de ces types de route, la somme du nombre d'accidents est inférieure au nombre total d'accidents corporels. Cela est dû au fait

que le type de route n'est pas renseigné pour 3 à 8 % des accidents. Cette proportion est décroissante au cours du temps : 7,7 % au premier trimestre 1998, 3,7 % au premier trimestre 2007.

Le nombre annuel total d'accidents corporels a diminué de façon importante entre 1998 et 2007 : un recul de près de 30 % sur la période, la baisse étant particulièrement accentuée entre 2001 et 2004. L'installation des radars fixes a commencé au quatrième trimestre 2003 : à cette date, 50 radars automatiques fixes ont été mis en place sur un certain nombre de sites. Au quatrième trimestre 2007, 1 015 radars fixes étaient opérationnels sur l'ensemble de la France : 18 dans des aires urbaines, 490 sur des routes départementales, 332 sur des routes nationales et 175 sur des autoroutes. Le graphique II retrace le calendrier d'installation des radars dans les communes. Si les premiers radars ont été installés dès le quatrième trimestre de 2003, la majorité d'entre eux l'ont été au cours de 2005, et au premier trimestre de 2006. Le nombre d'accidents avait en réalité commencé à diminuer avant l'installation du premier radar (cf. graphiques I et III), ce qui a contribué pour une large part à une vive controverse sur l'effet réel des radars fixes : contrairement à la plupart des experts, convaincus de l'efficacité de l'introduction massive des radars, certaines associations de conducteurs ont relevé cette absence de simultanéité entre l'installation des radars et le début de la baisse des accidents de la route¹⁶. Elles soulignent également que, malgré la forte hausse du nombre de radars fixes pendant l'année 2005, le nombre d'accidents a diminué lentement cette année-là (cf. graphique I).

C'est sur les routes départementales et nationales que la baisse du nombre d'accidents est la plus visible. Elle est plus faible sur les autoroutes ou la voirie urbaine. Une faible proportion d'accidents se produisent sur les autoroutes, voies sur lesquelles les véhicules circulent dans de bonnes conditions de sécurité. Cela explique qu'il soit plus difficile d'y faire baisser le nombre d'accidents. Les accidents

15. L'utilisation de la moyenne plutôt que la première période comme base de l'estimation permet de se prémunir en partie de la possibilité que l'effet fixe ne le soit pas en réalité (par exemple s'il est affecté d'une légère tendance). Il est alors plus adapté de quasi-différencier par rapport à la moyenne plutôt que par rapport à la première date.

16. La baisse des accidents était accompagnée d'une baisse des vitesses moyennes solidement établie. La contestation des associations porte plus sur l'effet des radars sur la baisse des accidents ou des vitesses, que sur le lien entre accident et vitesse excessive.

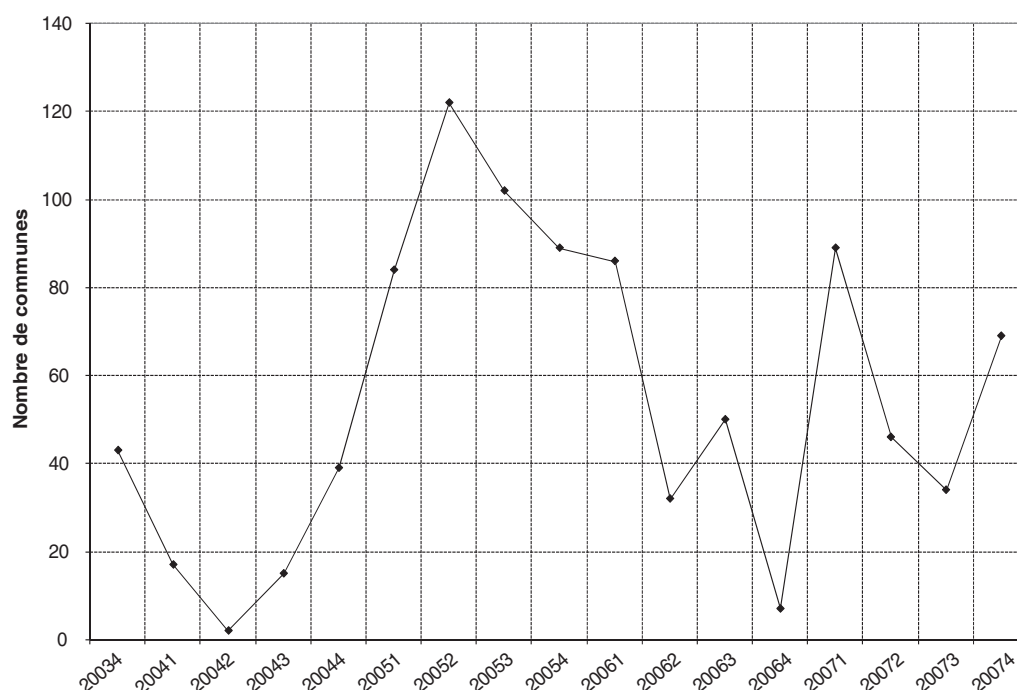
sur voirie urbaine sont moins liés à la vitesse, en particulier parce qu'ils concernent plus souvent des piétons (même si la vitesse reste dans ce cas aussi une cause importante d'accidents). La baisse des accidents est plus ou moins marquée selon la taille de la ville (cf. graphiques III et IV). Sur la période 1998-2007, les accidents ont davantage diminué dans les communes rurales et petites que dans les grandes villes. À Paris, la réduction a même été négligeable (malgré une chute significative entre 2003 et 2005, qui a été compensée par une augmentation des accidents impliquant des deux-roues).

Le graphique V montre que la localisation des radars dépend du risque d'accidents mesuré au niveau de la commune. Comme prévu, la probabilité qu'une commune soit équipée d'un radar est croissante avec le nombre d'accidents par habitant. Entre 5 et 6 % des communes où se produisent le plus d'accidents par habitants en sont équipées, contre moins de 1 % des communes où se produisent le moins d'accidents.

La forte hétérogénéité du nombre d'accidents entre communes est confirmée par les chiffres...

Entre le premier trimestre 1998 et le quatrième trimestre 2007, aucun accident corporel n'a été relevé dans 5 116 communes, et seulement 1 dans 4 429. En revanche, sur cette période, on a enregistré plus de 100 accidents dans 1 060 communes et plus de 10 000 dans 4. À ces deux dates, la distribution du nombre d'accidents par commune fait ressortir une extrême hétérogénéité entre communes en ce qui concerne le nombre d'accidents qui s'y produisent (cf. graphique VI). La courbe représentative de cette distribution peut être assimilée à une droite, ce qui signifie que la distribution des accidents peut être grossièrement représentée par une distribution de Pareto – ce qui se traduit par des probabilités d'occurrence de valeurs extrêmes plus élevées qu'avec une distribution Gaussienne. En moyenne, au cours d'un trimestre, il n'y a eu aucun accident dans plus de 25 000 communes, soit dans 70 % de l'ensemble des communes, ce qui joue un rôle

Graphique II
Calendrier d'installation des radars dans les communes



Lecture : au 4^e trimestre de l'année 2003, 43 communes ont été équipées de radars fixes.

Champ : communes dans lesquelles au moins un accident a été constaté entre 1998 et 2007.

Source : base nationale des accidents corporels 1998-2007 et informations sur les dates et lieux d'installation des radars fixes, Observatoire national inter-ministériel de la sécurité routière.

important dans la spécification des modèles statistiques. Compte tenu de la masse importante de communes sans accident, les modèles linéaires ne peuvent pas rendre compte de façon adéquate de la distribution observée

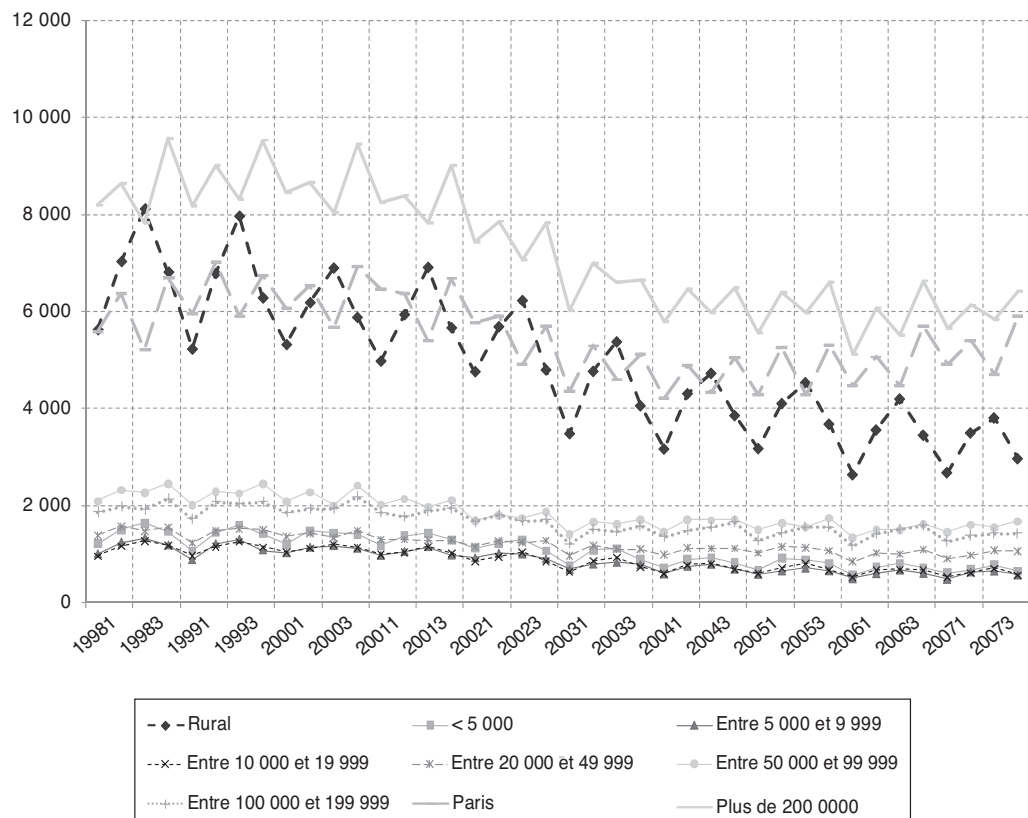
Cette hétérogénéité très forte justifie notre approche consistant à caractériser l'accidentologie des communes par des effets spécifiques, reflétant l'hétérogénéité en termes de trafic ou de nombre de sites dangereux. Ce nombre est d'autant plus élevé que la commune est urbanisée (l'urbanisation étant approchée par la densité ou le type d'unité urbaine). Le nombre d'accidents sur chaque site dépend du trafic routier, également fonction du niveau d'urbanisation de la commune. Une des difficultés réside dans l'absence, au niveau de chaque commune, d'observation directe du nombre de sites à risque et de mesures de trafic.

Aussi n'avons-nous pas d'autre choix que de nous appuyer sur l'hypothèse d'hétérogénéité inobservée fixe, ce qui conduit aux modèles présentés plus haut. La quasi-différenciation du modèle permet de rendre compte de l'hétérogénéité inobservée ; elle aboutit à un modèle mixte ou multiplicatif.

... et conduit à estimer le modèle sur des groupes de communes homogènes selon l'évolution du nombre d'accidents

Pour chacun de ces modèles, l'hétérogénéité fixe au cours du temps revient à supposer que l'évolution tendancielle des accidents est la même pour toutes les communes. Or l'évolution du nombre d'accidents au cours du temps peut varier selon la taille ou le type d'aire urbaine (cf. graphiques III et IV).

Graphique III
Nombre d'accidents par trimestre et par type d'aire urbaine



Lecture : au premier trimestre de 1998, environ 8 200 accidents ont été constatés dans les communes de plus de 200 000 habitants. Champ : communes dans lesquelles au moins un accident a été constaté entre 1998 et 2007.

Source : base nationale des accidents corporels 1998-2007, Observatoire national interministériel de la sécurité routière et base de données communales, Insee.

Pour résoudre cette difficulté, nous adoptons la stratégie suivante : nous regroupons les communes en groupes homogènes en termes de tendance des accidents, puis nous estimons les effets des radars à l'intérieur de chacun de ces groupes. Si les graphiques III et IV montrent que les évolutions tendanciennes des accidents varient selon le type d'unité urbaine, d'autres déterminants peuvent intervenir. C'est pourquoi nous proposons une procédure de construction de groupes homogènes selon l'évolution du nombre d'accidents, fondée sur les caractéristiques observables des communes à notre disposition, qui s'appuie sur une caractérisation des séquences d'accidents qui s'y produisent (cf. encadré 2).

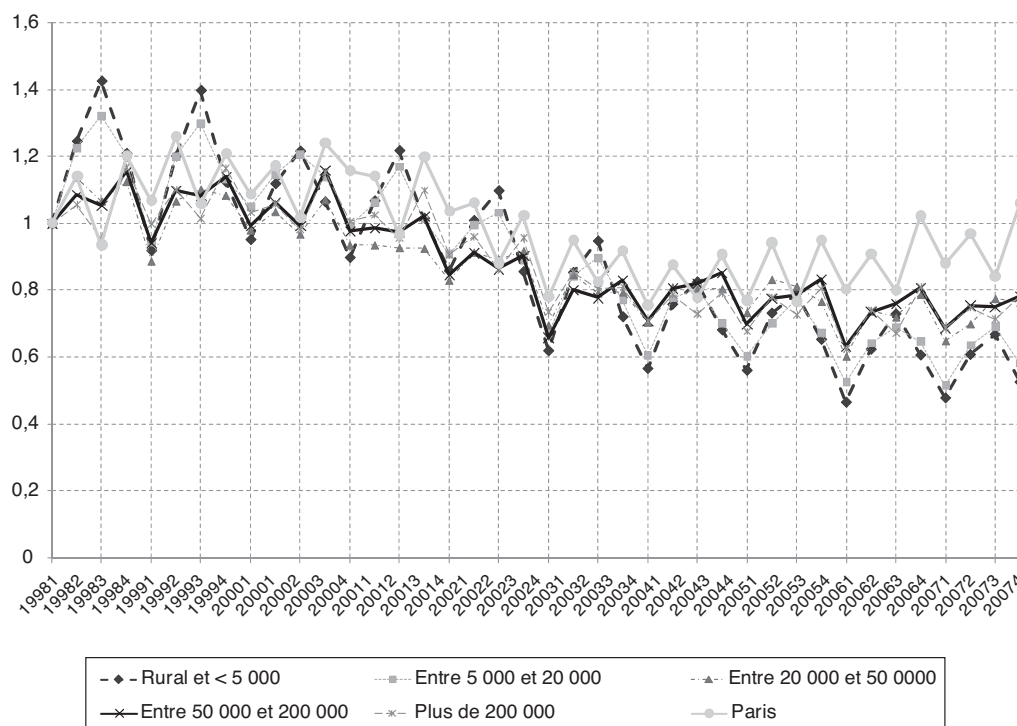
Les groupes ainsi construits voient tous leur nombre d'accidents diminuer au cours du temps ; l'amplitude de cette diminution est la plus forte pour les groupes comportant les communes les plus petites (cf. graphique VII). Les groupes 0, 1 et 2 se caractérisent par un

surcroît d'accidents marqué au troisième trimestre de chaque année qui correspond aux vacances d'été. Au contraire, cette saisonnalité est inversée pour les groupes 5 et 6, qui contiennent les communes les plus peuplées. Les groupes 3 et 4 sont dans une position intermédiaire.

Résultats : des effets substantiels, qui tendent à s'atténuer au cours du temps

Aux résultats des estimations économétriques utilisant les deux types de spécifications présentées plus haut, à savoir les modèles mixte et multiplicatif, nous adjoignons, à titre de variante, les résultats obtenus avec une spécification additive. Dans un premier temps, nous estimons le modèle en supposant que l'effet des radars est constant dans

Graphique IV
Évolution comparée des accidents par type d'aire urbaine



Lecture : base 1 au premier trimestre 1998. Au 4^e trimestre de 2007, les accidents dans les communes rurales ou de moins de 5 000 habitants ne correspondent plus qu'à 52,7 % de ce qu'ils étaient au 1^{er} trimestre de 1998.

Champ : communes dans lesquelles au moins un accident a été constaté entre 1998 et 2007.

Source : base nationale des accidents corporels 1998-2007, Observatoire national interministériel de la sécurité routière et base de données communales, Insee.

le temps, puis nous autorisons cet effet à être variable au cours des six mois consécutifs à leur installation.

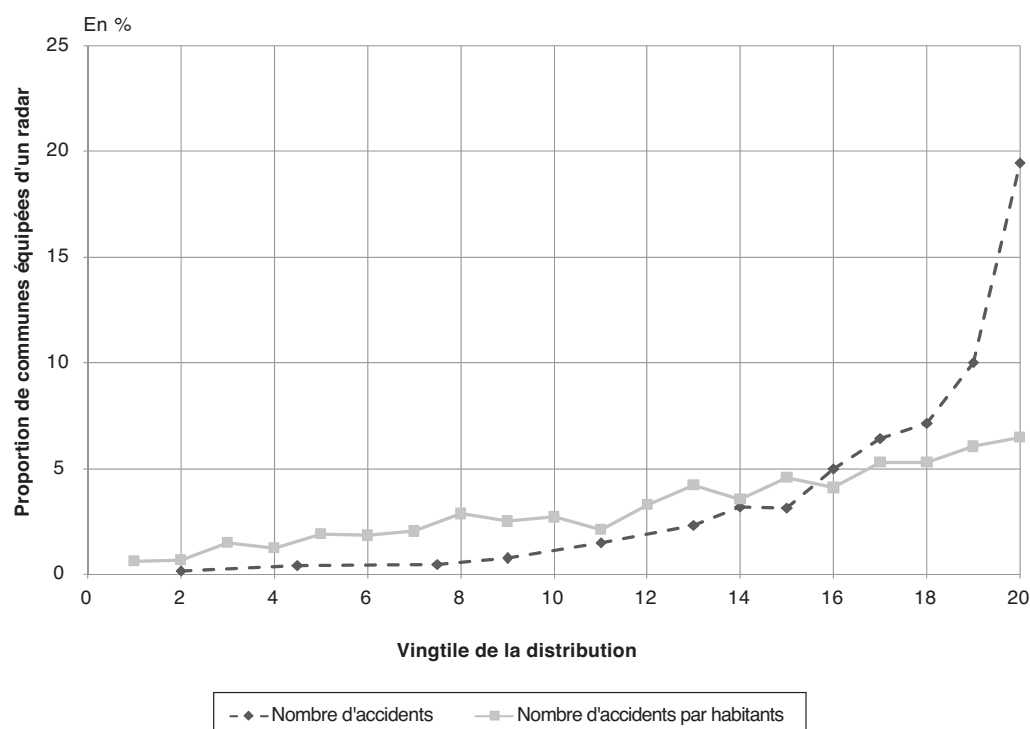
Selon les modèles avec effet constant, les radars fixes conduisent à une réduction importante du nombre d'accidents dans les petites communes

Le tableau 1 présente les résultats pour les représentations additive, mixte et multiplicative estimés sur l'ensemble des routes, et le tableau 2 ceux estimés sans les autoroutes. Chacun de ces tableaux distingue l'effet sur le nombre d'accidents (bloc supérieur A) de celui sur le nombre de décès (bloc inférieur B). Du fait de l'imprécision de la codification du lieu des accidents, nous ne pouvons pas estimer ces modèles à une échelle plus détaillée. Nous avons ajouté dans chaque tableau les résultats

d'un modèle pour lequel l'hétérogénéité entre communes est introduite additivement, estimé par une méthode standard fondée sur les différences intra (modèle « *within* »). Cette dernière méthode correspond à la stratégie d'estimation en différence de différence, habituellement utilisée dans la littérature de l'évaluation¹⁷. La moitié inférieure des tableaux présente les effets des radars sur les communes dans lesquelles ils ont été installés, en termes de nombre d'accidents évités par trimestre et par radar. Nous nous concentrons sur ces indicateurs, car ils peuvent être comparés entre les différents groupes, même si la densité de trafic diffère entre eux. La proportion d'accidents évités dépend en particulier du terme d'hétérogénéité propre à la commune et ne permet pas

17. Les modèles mixtes et multiplicatifs reposent également sur des spécifications « *within* », dans la mesure où l'hétérogénéité fixe y est prise en compte, mais de manières différentes.

Graphique V
Radars fixes et accidents antérieurs dans les communes



Lecture : les communes sont classées selon le nombre d'accidents ou le nombre d'accidents par habitant qui y sont constatés. Seules 0,6 % des communes se situent dans les 5 % de communes ayant le plus faible nombre d'accidents par habitants (vingtile inférieur) sont équipées d'un radar. C'est le cas de 6,5 % des communes se situant parmi les 5 % de communes ayant le plus grand nombre d'accidents par habitant (vingtile supérieur).

Champ : communes dans lesquelles au moins un accident a été constaté entre 1998 et 2007.

Source : base nationale des accidents corporels 1998-2007, Observatoire national interministériel de la sécurité routière et base de données communales, Insee.

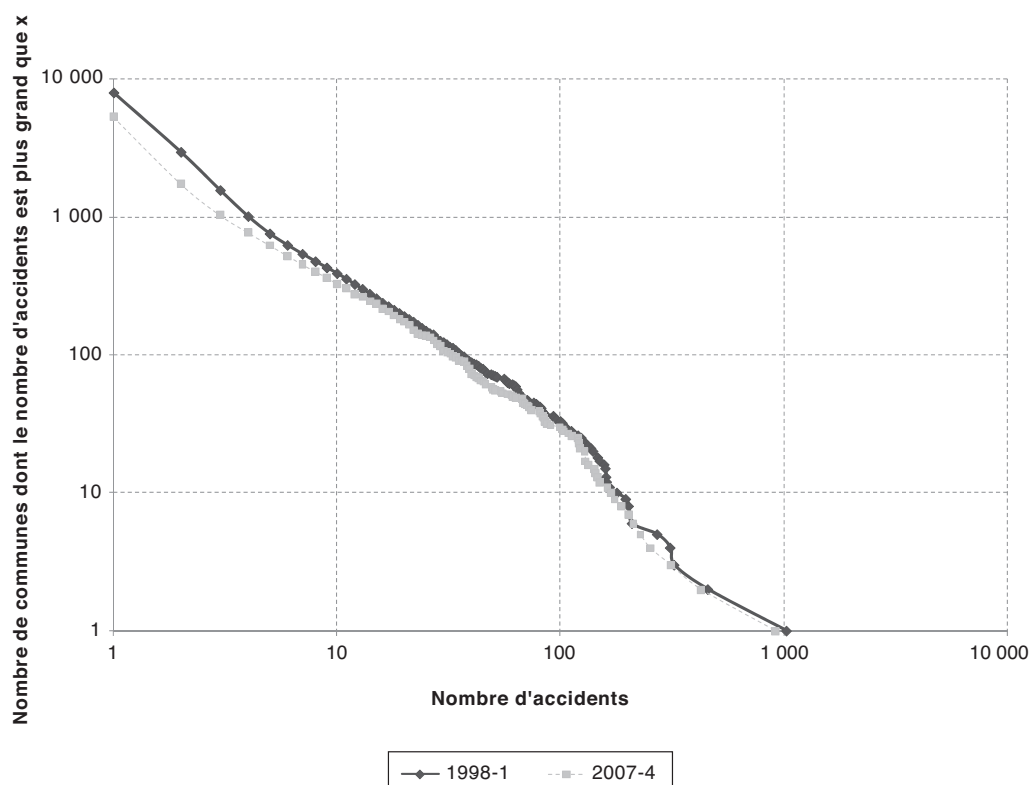
d'interpréter facilement le coefficient présenté dans la première moitié du tableau. Il est plus pertinent de se concentrer sur le niveau des effets (nombre moyen d'accidents évités par trimestre et par radar).

Quelle que soit la spécification retenue, les estimations des coefficients associés aux radars sont significativement négatives dans les communes des groupes 0, 1 et 2, qui correspondent à 93 % des communes, soit environ 30 000 (cf. tableaux 1 et 2). Dans l'ensemble de ces communes, 618 radars ont été installés, sur les 1 015 concernés par cette étude. Ces communes représentent chaque trimestre 25 % de l'ensemble des accidents et 70 % des décès occasionnés par un accident mortel. Même si les estimations des effets sur les villes traitées diffèrent substantiellement d'une spécification à l'autre, elles confirment

que l'installation des radars a fortement fait décroître les accidents.

Pour les plus petites communes (groupes 0 et 1), les spécifications mixte et multiplicative présentent des résultats très proches concernant l'impact des radars : leur installation aurait fait baisser le nombre d'accidents de 0,06 par trimestre et par radar. En ramenant ce chiffre au nombre moyen d'accidents observé dans ces communes par trimestre, cela correspond à une baisse de l'ordre de 17 % dans les communes du groupe 0 et de 12 à 13 % dans les communes du groupe 1. Dans ces communes, l'effet de l'installation des radars sur le nombre de décès est plus spectaculaire : ce nombre y aurait diminué de 0,02 par trimestre et par radar, soit une baisse de 45 % dans le groupe 0 et de 33 % dans le groupe 1 (cf. tableau 1-B, modèle multiplicatif). À la

Graphique VI
Distribution du nombre d'accidents par commune



Lecture : le graphique VI présente la distribution du nombre d'accidents par commune (log du nombre d'accidents en abscisse et log du nombre de commune dont le nombre d'accidents est supérieur à x en ordonnée) à deux dates, 1^{er} trimestre de 1998 et 4^e trimestre de 2007. Ce graphique illustre l'extrême hétérogénéité entre communes en ce qui concerne le nombre d'accidents qui s'y produisent. Champ : communes dans lesquelles au moins un accident a été constaté entre 1998 et 2007. Source : base nationale des accidents corporels 1998-2007, Observatoire national interministériel de la sécurité routière et base de données communales, Insee.

différence des résultats portant sur l'ensemble des accidents, les modèles mixte et multiplicatif donnent des résultats différents sur les tués,

le modèle mixte semblant surestimer l'effet des radars. En effet, lorsqu'on examine les résultats portant sur les routes hors autoroute pour

Encadré 2

RÉPARTITION DES COMMUNES EN GROUPES HOMOGENES

Il s'agit dans un premier temps de caractériser chaque commune en fonction de son profil d'accidents. Une analyse en composantes principales considérant comme variables dépendantes pour chaque commune les valeurs des accidents pour tous les trimestres montre que 97 % de la variance est expliqué par le nombre total d'accidents corporel constatés dans la commune sur la période. Les tendances en nombre d'accidents sont d'autant plus proches entre communes que les accidents qu'on y compte sur l'ensemble de la période sont proches. En se fondant sur ces résultats, nous pourrions caractériser les communes en nous appuyant sur le nombre total d'accidents de la route qui y ont été observés. Cependant, cette variable est par construction endogène, car elle correspond exactement à la variable dépendante considérée pour examiner les effets des radars. En particulier, on ne peut pas l'utiliser pour classer les communes dans lesquelles un radar est installé. Pour résoudre cette difficulté, nous projetons cette variable dépendante sur un ensemble de variables décrivant la commune (tranche d'unité urbaine, densité de la population, population et surface), introduites sous une forme flexible (polynômes d'ordre 4 pour les variables continues). À partir de la régression du nombre total d'accidents (en log)¹ sur ces variables, nous construisons ainsi un score prédictif du nombre total d'accidents estimé. Ce score, noté p_i , permet ainsi de classer chaque commune, y compris lorsqu'un radar y a été installé, et de construire des groupes de communes ayant des scores proches, fondés sur des seuils à déterminer.

La détermination de ces seuils se fait par une procédure d'agrégation/désagrégation, appliquée aux communes sans radars (les communes avec radars pouvant voir leurs évolutions d'accidents affectées par l'installation des radars).

1 - À partir de groupes définis avec des seuils initiaux, nous formons deux groupes adjacents lorsque les communes ont les mêmes tendances en terme d'accidents. Pour cela, nous calculons pour chaque commune la statistique $\zeta_{it} = y_{it} / y_i$, où y_i est la moyenne des accidents par trimestre. Que ce soit avec le

modèle mixte ou multiplicatif, en l'absence de radars, on a la relation suivante :

$$\zeta_{it} = \frac{\lambda_t}{\lambda} + \frac{\varepsilon_{it}}{\theta_j} = \mu_t + v_{it} \quad (1)$$

Où $\bar{\lambda} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \lambda_t$ et $\theta_j = \bar{\lambda} \tau_j$ pour le modèle multiplicatif et $\theta_j = \bar{\lambda} \tau_j N_j$ dans le modèle mixte. μ_t et v_{it} correspondent à la décomposition testée.

L'intérêt de cette représentation est que la variable ζ_{it} reflète la seule tendance des accidents, indépendamment de leur niveau moyen. On peut donc tester si deux groupes 0 et 1 ont la même tendance ou non, en regroupant les communes de ces deux groupes dans une seule base, et en régressant ζ_{it} sur deux jeux d'indicatrices temporelles, l'un directement introduit, l'autre déterminé en interaction avec une indicatrice d'appartenance au 2^{ème} groupe. La spécification estimée s'écrit alors :

$$E(\zeta_{it}) = \mu_t^0 + \mu_t^1 \{j \in \text{groupe}1\} \quad (2)$$

Si les tendances sont similaires, les coefficients associés aux indicatrices temporelles interagies avec le deuxième groupe μ_t^1 devraient être non significativement différents de zéro. Un test de Wald permet de tester la nullité jointe de ces coefficients. Lorsque l'hypothèse nulle est acceptée (au seuil de 5 %), les deux groupes sont fusionnés.

Cette opération de fusion est effectuée jusqu'à ce qu'il n'y ait plus de fusion possible.

2 - Une fois les opérations d'agrégation effectuées, il s'agit de tester l'homogénéité des groupes constitués. Pour cela, chaque groupe est séparé en deux sous-groupes. L'équation (2) est alors estimée pour tester l'égalité des coefficients associés aux tendances d'accidents entre les deux sous-groupes ainsi constitués. En cas de rejet de l'égalité, le groupe est séparé en deux, ce qui conduit à une nouvelle partition.

Une fois ces deux opérations effectuées, elles sont répliquées pour atteindre une partition stable, par agrégation ou désagrégation. Pour séparer les différents groupes, nous avons choisi de ne considérer que les centiles de la distribution des scores prédits. Ainsi, le plus petit-sous groupe considéré contient 1 % du nombre total de communes. Le tableau A présente les seuils de percentiles utilisés pour définir les groupes. Le tableau B présente quelques statistiques descriptives de ces groupes. La définition de ces groupes de communes est très liée à la taille de leur population, sauf lorsqu'on considère les accidents sur autoroute.

1. Les communes pour lesquelles aucun accident n'a été observé sont enlevées de l'échantillon. Cela nous conduit à restreindre à 33 729 le nombre total de communes considérées. L'apport informationnel des communes sans accident est très réduit, du fait que les spécifications estimées prennent en compte une hétérogénéité inobservée fixe.



les communes du groupe 0¹⁸ (cf. tableau 2-B), la baisse du nombre de décès induite par l'effet des radars aurait excédé le nombre de décès par trimestre pour ces communes. C'est pourquoi nous considérons que, pour les communes des groupes 0 et 1, seul le modèle multiplicatif offre un cadre pertinent. Même dans ce cadre, l'installation des radars dans des petites communes, compte non tenu de ceux situés sur les autoroutes, aurait fait baisser de 54 % les accidents dans les communes du groupe 0 et de 65 % dans celles du groupe 1.

Les résultats diffèrent plus substantiellement entre les deux spécifications pour les communes

du groupe 2, le modèle multiplicatif prédisant un plus grand nombre d'accidents évités que le modèle mixte (- 0,14 contre - 0,09 pour l'estimation portant sur toutes les routes, - 0,13 contre - 0,10 pour l'estimation en ôtant les autoroutes, cf. tableau 1). En ramenant ces résultats au nombre d'accidents moyen par trimestre, l'installation d'un radar dans ces communes aurait fait baisser le nombre d'accidents dans une fourchette allant de 13 à 17 %. Concernant

18. Le groupe 0 correspond au 36 % de communes les plus petites pour les accidents hors autoroute, tandis qu'il est constitué des 60 % plus petites pour l'ensemble des accidents (cf. encadré 2, tableau A).

Encadré 2 (suite)

Tableau A
Constitution des groupes homogènes de communes

| | Nombre de groupes | Nombre de communes | Seuils des quantiles |
|-----------------------------|-------------------|--------------------|----------------------|
| Tous les accidents | 7 | 33 729 | 60 76 93 97 98 99 |
| Accidents sur autoroutes | 4 | 3 943 | 10 40 70 |
| Accidents sur autres routes | 6 | 33 654 | 36 73 93 96 98 |

Lecture : pour les accidents sur autoroute, 4 groupes de communes ayant des tendances d'accidents homogènes ont pu être distingués. Il y a 3 943 communes sur le territoire desquelles au moins un accident sur autoroute a été observé. Les percentiles seuils du score prédictif des accidents, qui définissent les groupes, sont les 10^e, 40^e et 70^e percentiles.

Champ : communes dans lesquelles au moins un accident a été constaté entre 1998 et 2007.

Source : base nationale des accidents corporels 1998-2007, Observatoire national interministériel de la sécurité routière.

Tableau B
Description des groupes de communes

| | Nombre de communes | Nombre moyen d'habitants | Nombre de communes équipées fin 2007 |
|---------------------|--------------------|--------------------------|--------------------------------------|
| Toutes routes | | | |
| 0 | 20 239 | 289 | 214 |
| 1 | 5 396 | 847 | 125 |
| 2 | 5 734 | 2 074 | 260 |
| 3 | 1 349 | 6 008 | 121 |
| 4 | 337 | 11 118 | 28 |
| 5 | 337 | 18 639 | 55 |
| 6 | 337 | 63 180 | 122 |
| Sans les autoroutes | | | |
| 0 | 12 118 | 181 | 84 |
| 1 | 12 451 | 576 | 184 |
| 2 | 6 730 | 1 934 | 252 |
| 3 | 1 009 | 5 373 | 70 |
| 4 | 673 | 9 587 | 58 |
| 5 | 673 | 40 993 | 127 |

Lecture : le groupe 0 correspondant aux accidents sur toutes les routes comporte 20 239 communes. La moyenne de la population pour ces communes est de 289 habitants. À la fin 2007, 214 communes de ce groupe avaient été équipées de radars.

Champ : communes dans lesquelles au moins un accident a été constaté entre 1998 et 2007.

Source : base nationale des accidents corporels 1998-2007, Observatoire national interministériel de la sécurité routière.

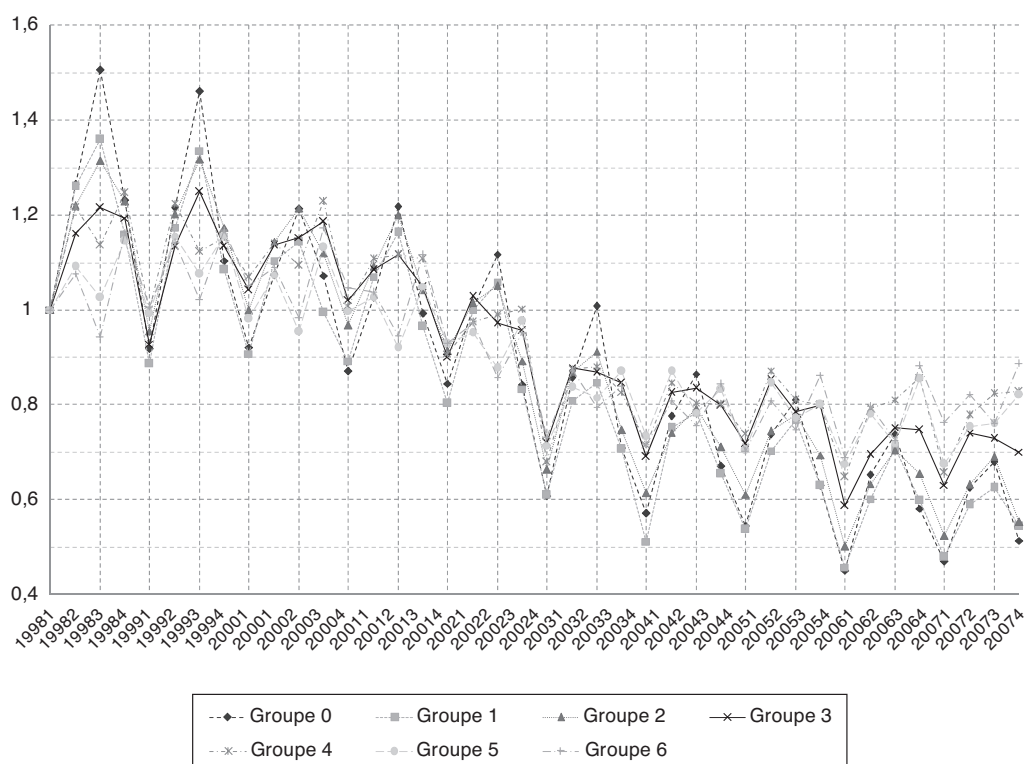
l'effet sur le nombre de décès, les estimations obtenues semblent montrer que l'installation des radars diminuerait le nombre d'accidents mortels, sans que cet effet ne soit significatif sur le plan statistique. Ce résultat est robuste, quel que soit le modèle considéré.

...mais ces résultats ne sont pas significatifs pour les communes de plus de 3000 habitants

Les résultats dans les communes des groupes 3, 4, 5 et 6, donnent des résultats non significatifs ou peu crédibles. Ces groupes ont été agrégés car concernant, pris séparément, nettement moins de communes que les groupes 0, 1 et 2 (cf. encadré 2, tableau B). Alors que plus de 70 % des accidents se produisent dans ces communes (les plus urbanisées), les modèles mixte et multiplicatif sont tous deux rejetés, les statistiques de test de Hansen ayant une p-value

inférieure à 0,05 (cf. tableau 1). Les données au niveau communal ne semblent pas permettre de retracer avec suffisamment de précision l'impact des radars qui y sont installés. Lorsqu'on fait abstraction des autoroutes, le diagnostic diffère : les modèles mixte et multiplicatif ne sont pas formellement rejetés. L'installation de radars dans ces communes (ou l'augmentation de leur nombre) semble ne pas avoir d'effet significatif sur le nombre d'accidents. Lorsqu'on examine le nombre de décès, sur l'ensemble des routes aussi bien qu'en excluant les autoroutes, les modèles multiplicatif et mixte ne sont pas rejetés et l'effet des radars y apparaît non significatif (cf. tableaux 1-B et 2-B). Même si le plus faible nombre d'observations mobilisées (2 200 contre 11 000 pour les groupes 0 et 1 et 6 000 pour le groupe 2) peut conduire à augmenter les écarts-types des coefficients, leurs valeurs restent très proches de zéro, ce qui suggère que le résultat obtenu n'est pas lié à la faiblesse, toute relative, de ce nombre. Néanmoins, le rejet

Graphique VII
Évolution comparée des accidents par groupe de communes (base 1 au T1 1998)



Lecture : au 4^e trimestre de 2007, les accidents dans les communes du groupe 0 ne correspondent plus qu'à 51,4 % de ce qu'ils étaient au 1^{er} trimestre de 1998.
Champ : communes dans lesquelles au moins un accident a été constaté entre 1998 et 2007.
Source : base nationale des accidents corporels 1998-2007, Observatoire national interministériel de la sécurité routière et base de données communales, Insee.

des deux modèles pour la spécification portant sur l'ensemble des accidents (cf. tableau 1-A), et l'absence de significativité de tous les résultats, nous conduisent à considérer avec prudence les résultats obtenus sur ces communes. Alors que le modèle mixte a été construit pour être appliqué sur ces communes, il est probable que l'hypothèse sur laquelle il se fonde, à savoir que les communes auraient des intensités de trafic relativement comparables, est trop forte pour être validée par les données. Surtout, l'unité statistique considérée ici est la commune. Si ces unités sont comparables lorsque les communes sont petites, et que leur hétérogénéité est encore gérable, cela ne semble être plus le cas pour les communes les plus grandes, qui composent les groupes 3 à 6, mais ne rassemblent que 7 % de l'ensemble des communes.

Les modèles additifs, qui conduisent à surestimer les effets des radars, sont rejetés par les données

Dans tous les cas, les estimations par différences de différences (spécification additive)

aboutissent à des effets plus forts que dans les autres spécifications. Pour tous les groupes de communes, les estimations donnent des résultats très différents des deux autres spécifications (mixte et multiplicative). Par exemple, pour le groupe 0, l'effet de l'installation des radars dans les communes traitées ferait baisser le nombre d'accidents de 0,143 par trimestre et par radar, soit environ 45 % du niveau total des accidents en 2003 ; ce pourcentage serait de 31 % pour le groupe 1 (cf. tableau 1). En fait, la spécification additive comporte l'hypothèse implicite que les tendances d'accidents sont parallèles entre les différentes communes (elles ne diffèrentaient que par une constante additive spécifique à chaque commune). Comme les graphiques III et IV l'illustrent, et l'encadré 3 le confirme, cette hypothèse est fortement rejetée par les données. Les tendances réelles sont bien mieux décrites par une tendance multiplicative commune multipliée par un effet fixe, constant, spécifique à la commune. Comme nous utilisons des données de panel longues, l'erreur induite par cette hypothèse conduit à des résultats notablement différents des effets réels des radars. Ce résultat confirme ainsi que de tels modèles additifs,

Tableau 1
Effets des radars (tous types de route)
A-Effets sur le nombre d'accidents

| Groupe | 0 | 1 | 2 | 0-1-2 | 3-4-5-6 |
|--|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Estimation du paramètre lié au radar | | | | | |
| Modèle additif | - 0,143 (0,010) | - 0,147 (0,019) | - 0,231 (0,021) | - 0,235 (0,008) | - 7,11 (0,106) |
| Modèle mixte | - 0,093 (0,020) | - 0,104 (0,035) | - 0,147 (0,037) | - 0,127 (0,030) | - 0,818 (1,008) |
| Test de Hansen (p-value) | 0,45 | 0,91 | 0,75 | 0,55 | 0,02 |
| Modèle multiplicatif | - 0,224 (0,044) | - 0,164 (0,052) | - 0,133 (0,029) | - 0,147 (0,024) | 0,011 (0,004) |
| Test de Hansen (p-value) | 0,57 | 0,91 | 0,76 | 0,4 | 0,03 |
| Impact sur les villes traitées | | | | | |
| Modèle additif | - 0,143 (0,010) | - 0,147 (0,019) | - 0,231 (0,021) | - 0,235 (0,008) | - 7,11 (0,106) |
| Modèle mixte | - 0,057 (0,012) | - 0,063 (0,021) | - 0,094 (0,024) | - 0,079 (0,019) | - 0,637 (0,795) |
| Modèle multiplicatif | - 0,058 (0,015) | - 0,056 (0,022) | - 0,143 (0,036) | - 0,095 (0,018) | 0,743 (0,233) |
| Nombre de communes | 18 951 | 5 054 | 5 369 | 29 377 | 2 210 |
| Nombre d'accidents par trimestre dans les villes traitées (2003) | 0,32 | 0,47 | 0,91 | 0,61 | 24,49 → |

largement utilisés dans la littérature de l'évaluation, doivent être utilisés avec soin, particulièrement lorsque les panels sont longs et que l'hétérogénéité entre individus ne peut pas être résumée en une constante additive.

Selon les modèle à effets variant dans le temps, les radars auraient un impact deux fois plus fort à court terme qu'à long terme

Les mêmes modèles sont estimés en introduisant une flexibilité temporelle quant à l'effet

des radars sur les accidents. Nous autorisons cet effet à potentiellement différer selon le temps écoulé depuis son installation. Ainsi le terme αR_{it} est remplacé par $\alpha_1 R_{it}^1 + \alpha_2 R_{it}^2$. R_{it}^1 est le nombre de radars installés dans la commune i depuis moins de six mois à la date t . R_{it}^2 est le nombre de radars installés dans la commune i depuis plus de six mois à la date t . Les tableaux 3 et 4 présentent les résultats pour ces deux paramètres respectivement pour les accidents ayant eu lieu sur toutes les routes, et pour ceux n'ayant pas eu lieu sur les autoroutes, en distinguant le nombre d'accidents (A) du nombre de décès dans des accidents mortels (B). Comme

Tableau 1 (suite)
B-Effets sur le nombre de décès

| Groupe | 0 | 1 | 2 | 0-1-2 | 3-4-5-6 |
|---|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Estimation du paramètre lié au radar | | | | | |
| Modèle additif | - 0,034 (0,007) | - 0,022 (0,016) | - 0,014 (0,013) | - 0,024 (0,006) | - 0,024 (0,021) |
| Modèle mixte | - 0,035 (0,014) | - 0,022 (0,014) | - 0,014 (0,012) | - 0,021 (0,008) | - 0,026 (0,026) |
| Test de Hansen (p-value) | 0,975 | 0,962 | 0,064 | 0,358 | 0,225 |
| Modèle multiplicatif | - 0,489 (0,142) | - 0,302 (0,142) | - 0,131 (0,115) | - 0,257 (0,083) | - 0,087 (0,088) |
| Test de Hansen (p-value) | 0,964 | 0,967 | 0,070 | 0,377 | 0,234 |
| Impact sur les villes traitées | | | | | |
| Modèle additif | - 0,034 (0,007) | - 0,022 (0,016) | - 0,014 (0,013) | - 0,024 (0,006) | - 0,024 (0,021) |
| Modèle mixte | - 0,039 (0,016) | - 0,023 (0,015) | - 0,016 (0,014) | - 0,023 (0,009) | - 0,026 (0,026) |
| Modèle multiplicatif | - 0,027 (0,008) | - 0,016 (0,008) | - 0,015 (0,013) | - 0,020 (0,007) | - 0,022 (0,022) |
| Nombre de communes | 18 951 | 5 054 | 5 369 | 29 377 | 2 210 |
| Nombre de décès par trimestre dans les villes traitées (2003) | 0,06 | 0,05 | 0,11 | 0,08 | 0,45 |

Lecture : estimation par GMM.

A : la variable dépendante est le nombre d'accidents survenus dans la commune lors d'un trimestre donné. La partie supérieure du tableau présente les estimations des coefficients des radars pour les trois différents modèles par groupe de communes ou en regroupant certains de ces groupes. La seconde partie du tableau présente l'impact sur les communes traitées de l'installation des radars, en nombre d'accidents évités par trimestre.

Selon le modèle mixte, l'installation d'un radar fixe sur une commune appartenant au groupe 0 fait diminuer la moyenne trimestrielle d'accidents de 0,057. Comme le nombre trimestriel moyen d'accidents par trimestre est de 0,32, cet impact est donc de 18 %.

B : La variable dépendante est le nombre de décès du fait d'un accident dans la commune lors d'un trimestre donné. La partie supérieure du tableau présente les estimations des coefficients des radars pour les trois différents modèles par groupe de communes ou en regroupant certains de ces groupes. La seconde partie du tableau présente l'impact sur les communes traitées de l'installation des radars, en nombre de décès évités par trimestre.

Selon le modèle multiplicatif, l'installation d'un radar fixe sur une commune appartenant au groupe 0 fait diminuer la moyenne trimestrielle de décès de 0,027. Comme le nombre trimestriel moyen de décès est de 0,06, cet impact est donc de 45 %.

Le test de Hansen consiste en un test de restrictions suridentifiantes lors de l'application de la méthode des moments généralisés (GMM), sa p-value est reportée dans les tableaux.

Champ : Communes dans lesquelles au moins un accident a été constaté entre 1998 et 2007.

Source: base nationale des accidents corporels 1998-2007, Observatoire national interministériel de la sécurité routière.

pour les tableaux 1 et 2, les parties supérieures fournissent les estimations des coefficients et les parties inférieures l'effet des radars dans les communes qui en sont équipées. Enfin, nous n'avons pas fait figurer dans les tableaux 3 et 4 les résultats donnés par une spécification additive, dans la mesure où celle-ci était manifestement rejetée par les données.

Les conclusions auxquelles conduisent ces résultats sont proches de celles obtenues avec les spécifications sans terme temporel sur les radars : les modèles mixte et multiplicatif donnent des résultats similaires dans les communes des groupes 0 et 1, tandis que les résultats divergent quelque peu dans le groupe 2 (communes un peu plus grandes, cf. encadré 2, tableau B). Pour ce dernier groupe, le modèle multiplicatif conduit à des résultats des effets des radars fixes plus élevés que pour le modèle mixte, que ce soit à court ou moyen terme.

Le principal résultat de ces estimations est que, dans les groupes 0 à 2, l'effet des radars

sur les accidents décroît au cours du temps. Les estimations des effets de court terme, dans les six premiers mois, sont plus élevées que les estimations précédemment obtenues, sans tenir compte d'un effet décroissant dans le temps des radars. Ainsi, pour le groupe 0 (toutes routes), l'effet de court terme est compris entre - 0,087 et - 0,097 (à comparer à - 0,057 lorsque l'effet décroissant des radars n'est pas pris en compte en nombre d'accidents évités par trimestre et par radar (cf. tableau 1-A). Pour le groupe 1, l'effet de court terme est compris entre - 0,126 et - 0,142 (à comparer avec - 0,06 sans prise en compte d'un effet décroissant). L'effet de long terme (à partir du 3^e trimestre après l'installation) reste significatif, mais son niveau est souvent, en valeur absolue, de l'ordre de la moitié de l'effet de court terme, voire inférieur. Ce phénomène se vérifie systématiquement pour chaque groupe, que l'on prenne en compte l'ensemble des routes ou que l'on exclue les autoroutes. Cette baisse de l'effet des radars est significative au sens statistique : l'hypothèse d'égalité entre les effets de court terme et de long terme est rejetée (à 5 %) pour pratiquement

Tableau 2
Effets des radars (toutes routes sauf autoroute)

A-Effets sur le nombre d'accidents

| Groupe | 0 | 1 | 2 | 0- 1- 2 | 3- 4- 5 |
|--|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-------------------|
| Estimation du paramètre lié au radar | | | | | |
| Modèle additif | - 0,094 (0,013) | - 0,147 (0,014) | - 0,196 (0,019) | - 0,212 (0,008) | - 4,06 (0,140) |
| Modèle mixte | - 0,052 (0,025) | - 0,111 (0,029) | - 0,159 (0,034) | - 0,11 (0,022) | 0,017 (0,811) |
| Test de Hansen (p-value) | 0,79 | 0,12 | 0,67 | 0,17 | 0,66 |
| Modèle multiplicatif | - 0,176 (0,092) | - 0,235 (0,054) | - 0,155 (0,031) | - 0,153 (0,028) | 0,011 (0,017) |
| Test de Hansen (p-value) | 0,78 | 0,11 | 0,67 | 0,18 | 0,66 |
| Impact sur les villes traitées | | | | | |
| Modèle additif | - 0,094 (0,013) | - 0,147 (0,014) | - 0,196 (0,019) | - 0,212 (0,008) | - 4,06 (0,140) |
| Modèle mixte | - 0,032 (0,016) | - 0,065 (0,017) | - 0,098 (0,021) | - 0,067 (0,013) | 0,012 (0,604) |
| Modèle multiplicatif | - 0,033 (0,021) | - 0,061 (0,018) | - 0,131 (0,031) | - 0,079 (0,017) | 0,348 (0,524) |
| Nombre de communes | 11320 | 11632 | 6288 | 29240 | 2200 |
| Nombre d'accidents par trimestre dans les villes traitées (2003) | 0,20 | 0,40 | 0,77 | 0,55 | 19,89 → |

toutes les spécifications. Les estimations de l'effet des radars sans prise en compte de sa dimension temporelle sont plus proches de l'effet de long terme que de l'effet de court terme. Le test de restrictions sur-identifiantes (test de Hansen) est systématiquement mis en œuvre pour chaque estimation. L'hypothèse de nullité jointe des moments est acceptée dans tous les cas.

À notre connaissance, cet article est l'un des premiers à examiner l'impact des radars à court, moyen ou long terme. La dimension temporelle de cet impact est en effet rarement

examinée, dans la mesure où les durées d'observation habituelles beaucoup plus courtes que dans notre étude. Carnis (2008) parle d'un effet de halo temporel mais ne cite pas d'études spécifiques.

Concernant le nombre de décès, les résultats sont similaires, de même que pour les blessés graves ou légers (cf. tableau en annexe). À la suite de l'installation d'un radar, on constate ainsi dans les communes les plus petites (groupe 0) une diminution du nombre de décès de 0,044 dans les 6 mois qui suivent, cet effet s'atténuant à 0,03 au-delà (cf. tableau 3-B).

Tableau 2 (suite)
B-Effets sur le nombre de décès

| Groupe | 0 | 1 | 2 | 0-1-2 | 3-4-5 |
|---|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Estimation du paramètre lié au radar | | | | | |
| Modèle additif | - 0,010 (0,010) | - 0,046 (0,010) | - 0,009 (0,013) | - 0,023 (0,006) | - 0,033 (0,021) |
| Modèle mixte | - 0,054 (0,010) | - 0,051 (0,019) | - 0,012 (0,012) | - 0,022 (0,009) | - 0,014 (0,034) |
| Test de Hansen (p-value) | 0,670 | 0,999 | 0,351 | 0,772 | 0,900 |
| Modèle multiplicatif | - 0,537 (0,066) | - 0,690 (0,097) | - 0,112 (0,120) | - 0,271 (0,089) | - 0,004 (0,054) |
| Test de Hansen (p-value) | 0,718 | 0,998 | 0,364 | 0,788 | 0,907 |
| Impact sur les villes traitées | | | | | |
| Modèle additif | - 0,010 (0,010) | - 0,046 (0,010) | - 0,009 (0,013) | - 0,023 (0,006) | - 0,033 (0,021) |
| Modèle mixte | - 0,069 (0,012) | - 0,053 (0,020) | - 0,014 (0,014) | - 0,025 (0,011) | - 0,014 (0,033) |
| Modèle multiplicatif | - 0,027 (0,003) | - 0,039 (0,006) | - 0,011 (0,012) | - 0,021 (0,007) | - 0,002 (0,024) |
| Nombre de communes | 11320 | 11632 | 6288 | 29240 | 2200 |
| Nombre moyen de décès par trimestre dans les villes traitées (2003) | 0,05 | 0,06 | 0,10 | 0,08 | 0,45 |

Lecture : estimation par GMM.

A : la variable dépendante est le nombre d'accidents survenus dans la commune lors d'un trimestre donné. La partie supérieure du tableau présente les estimations des coefficients des radars pour les trois différents modèles par groupe de communes ou en regroupant certains de ces groupes. La seconde partie du tableau présente l'impact sur les communes traitées de l'installation des radars, en nombre d'accidents évités par trimestre.

Selon le modèle mixte, l'installation d'un radar fixe sur une commune appartenant au groupe 0 des communes hors autoroutes fait diminuer la moyenne trimestrielle d'accidents de 0,032. Comme le nombre trimestriel moyen d'accidents est de 0,20, cet impact est donc de 16 %.

B : la variable dépendante est le nombre de décès du fait d'un accident dans la commune lors d'un trimestre donné. La partie supérieure du tableau présente les estimations des coefficients des radars pour les trois différents modèles par groupe de communes ou en regroupant certains de ces groupes. La seconde partie du tableau présente l'impact sur les communes traitées de l'installation des radars, en nombre de décès évités par trimestre.

Selon le modèle multiplicatif, l'installation d'un radar fixe sur une commune appartenant au groupe 0 hors autoroutes fait diminuer la moyenne trimestrielle de décès de 0,027. Comme le nombre trimestriel moyen d'accidents est de 0,05, cet impact est donc de 54 %.

Le test de Hansen consiste en un test de restrictions sur-identifiantes lors de l'application de la méthode des moments généralisés (GMM), sa p-value est reportée dans les tableaux.

Champ : communes dans lesquelles au moins un accident a été constaté entre 1998 et 2007.

Source : base nationale des accidents corporels 1998-2007, Observatoire national interministériel de la sécurité routière.

Les résultats diffèrent peu selon le groupe de communes. L'égalité des effets de court terme et de long terme est aussi systématiquement rejetée. Les estimations portant sur le nombre de décès se heurtent à une difficulté supplémentaire : leur nombre est si faible que relativement peu d'observations conduisent à des résultats distinguant les six mois consécutifs à l'installation des radars des mois ultérieurs. Cette difficulté explique

probablement le chiffre très élevé, mais non significatif, du tableau 4-B, qui suggère que, six mois après l'installation des radars, le nombre de tués aurait augmenté de 0,264 par trimestre sur l'ensemble des routes hors autoroute, sans que ce résultat soit statistiquement significatif du fait de l'écart-type élevé du coefficient. Lorsqu'on regroupe les groupes 0, 1 et 2, qui correspondent aux communes de moins de 6 000 habitants, l'installation

Encadré 3

TEST DE SPÉCIFICATION ADDITIVE vs MULTIPLICATIVE

L'une des principales questions soulevée par la méthode d'estimation concerne la décomposition du nombre d'accidents entre les dimensions temporelle et entre communes. Le point commun des modèles mixte et multiplicatif est qu'ils s'appuient sur une représentation multiplicative (et non pas additive) de l'hétérogénéité entre communes. Or, un simple modèle *within*, fondé sur une représentation additive de l'hétérogénéité entre commune, conduit à des effets plus élevés des radars sur les accidents. Cet encadré montre que la spécification additive n'est pas la plus appropriée pour rendre compte des évolutions d'accidents de la route.

Les modèles multiplicatifs conduisent à une espérance du nombre d'accidents qui a la forme suivante :

$$E(y_{it}) = \mu_t \theta_i$$

Où μ_t est une tendance multiplicative, et θ_i un terme d'hétérogénéité fixe inobservée propre à la commune. Or, une spécification plus naturelle, et plus répandue consiste à introduire un terme additif d'hétérogénéité fixe inobservée, de sorte que l'espérance du nombre d'accidents aurait l'expression suivante :

$$E(y_{it}) = \mu_t + \theta_i$$

Le plus souvent, on peut se ramener à une représentation additive en considérant le logarithme de la variable dépendante. Dans notre cas précis, cela n'est pas possible, du fait du grand nombre de valeurs nulles d'accidents par trimestre et par commune.

Si la dimension temporelle n'était pas trop longue, une approximation linéaire donnerait des résultats similaires à une décomposition multiplicative, tant que μ_t varie peu. Cependant, nous avons une dimension temporelle trop grande pour que cette approximation soit valable.

Pour tester si la représentation multiplicative est acceptée par les données, nous estimons un modèle contenant deux tendances, l'une multiplicative, et l'autre additive :

$$E(y_{it}) = \mu_t^1 + \mu_t^2 \theta_i$$

Deux conditions d'identification sont nécessaires pour identifier le modèle : $\overline{\mu_t^1} = 0$ et $\overline{\mu_t^2} = 1$. On estime par moindres carrés non linéaires, en utilisant un algorithme de Gauss-Seidel (estimation par MCO de μ_t^1 et μ_t^2 , à θ_i fixés, puis estimation de θ_i , à μ_t^1 et μ_t^2 fixés, jusqu'à convergence des coefficients, cf. Guimaraes et Portugal, 2009). Le modèle est estimé pour chaque groupe (6 groupes en considérant tous les accidents). Le modèle additif est testé en utilisant la statistique de test de Wald correspondant à l'hypothèse nulle $\mu_t^2 = 1$, pour tout t .

Les résultats sont présentés dans le tableau ci-dessous. Les indicatrices temporelles interagies avec les effets fixes individuelles expliquent une partie importante de la variance de la variable dépendante. Pour tous les groupes, le modèle additif est fortement rejeté. Sous l'hypothèse nulle, la statistique de Wald suit une loi du Chi 2 à 40 degrés de liberté (correspondant au nombre de trimestres), dont le 95^e percentile a une valeur égale à 55,75.

Modèle multiplicatif ou additif ?

| Groupe | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|--|-------|-------|-------|-------|------|------|-------|
| % de la variance expliqué par $\mu_t^2 \cdot \theta_i$ | 0,15 | 0,18 | 0,35 | 0,47 | 0,53 | 0,71 | 0,97 |
| Test de Wald (test joint $\mu_t^2 = 1$) | 9 535 | 3 298 | 4 492 | 1 050 | 281 | 572 | 2 533 |

Lecture : la composante multiplicative explique 15 % de la variabilité des accidents dans le groupe 0. La valeur de la statistique de Wald d'égalité jointe à 1 de μ_t^2 est égale à 9 535, ce qui indique un fort rejet de cette hypothèse.

Champ : communes dans lesquelles au moins un accident a été constaté entre 1998 et 2007.

Source : base nationale des accidents corporels 1998-2007, Observatoire national interministériel de la sécurité routière.

d'un radar fixe dans une commune conduit à diminuer de 0,047 le nombre moyen de décès par trimestre, à comparer au nombre de décès qui y est observé en moyenne, soit 0,08, ce qui conduit à une réduction de plus de moitié des décès dans les six mois qui suivent son installation.

Plusieurs explications peuvent rendre compte de cette diminution de l'effet. En premier lieu, les conducteurs peuvent sur-réagir juste après l'installation du radar, et être beaucoup plus prudents sur les endroits proches du lieu du radar, en réduisant leur vitesse sur une distance plus longue que nécessaire, et en étant plus attentifs à leur conduite. Avec le temps, leur méfiance

pourrait se relâcher, ce qui pourrait diminuer leur niveau d'attention ou leur faire conserver une vitesse plus élevée sur des portions de route plus proches du radar fixe, et par conséquent, en réduire l'effet. Une interprétation complémentaire pourrait également être liée au fait que nous observons les accidents au niveau de la commune, et non au lieu précis où le radar est installé. Ainsi, si les conducteurs cherchent à éviter les radars, en prenant d'autres routes situées en partie dans la même commune (cf. Mountain *et al.*, 2004), le trafic détourné générerait les accidents qui ne se produiraient plus sur le site où le radar est installé. Cette adaptation pourrait prendre du temps, les conducteurs adoptant peu à peu ces voies détournées.

Tableau 3
Effets des radars : effets temporels (tous types de routes)

A-Effets sur le nombre d'accidents

| Groupe(s) | 0 | 1 | 2 | 0-1-2 | 3-4-5-6 |
|--|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Estimation du paramètre lié au radar | | | | | |
| Modèle mixte | | | | | |
| 6 premiers mois | - 0,152 (0,030) | - 0,226 (0,052) | - 0,262 (0,046) | - 0,177 (0,029) | 0,42 (1,112) |
| Après 6 mois | - 0,087 (0,018) | - 0,092 (0,033) | - 0,133 (0,040) | - 0,094 (0,023) | 0,191 (1,185) |
| Test d'égalité (p-value) | 0,02 | 0,01 | 0,00 | 0,00 | 0,75 |
| Test de Hansen (p-value) | 0,47 | 0,15 | 0,7 | 0,62 | 0,67 |
| Modèle multiplicatif | | | | | |
| 6 premiers mois | - 0,332 (0,074) | - 0,311 (0,082) | - 0,223 (0,038) | - 0,217 (0,036) | - 0,057 (0,037) |
| Après 6 mois | - 0,187 (0,048) | - 0,147 (0,050) | - 0,113 (0,033) | - 0,119 (0,027) | - 0,053 (0,042) |
| Test d'égalité (p-value) | 0,04 | 0,04 | 0,00 | 0,00 | 0,85 |
| Test de Hansen (p-value) | 0,43 | 0,13 | 0,62 | 0,51 | 0,22 |
| Impact sur les villes traitées | | | | | |
| Modèle mixte | | | | | |
| 6 premiers mois | - 0,097 (0,019) | - 0,142 (0,033) | - 0,173 (0,031) | - 0,114 (0,019) | 0,329 (0,869) |
| Après 6 mois | - 0,053 (0,011) | - 0,055 (0,020) | - 0,084 (0,026) | - 0,058 (0,014) | 0,152 (0,942) |
| Modèle multiplicatif | | | | | |
| 6 premiers mois | - 0,087 (0,034) | - 0,126 (0,044) | - 0,219 (0,054) | - 0,126 (0,029) | - 0,121 (0,099) |
| Après 6 mois | - 0,048 (0,015) | - 0,045 (0,018) | - 0,109 (0,035) | - 0,069 (0,018) | - 0,132 (0,110) |
| Nombre de communes | 18951 | 5054 | 5369 | 29377 | 2210 |
| Nombre d'accidents par trimestre dans les villes traitées (2003) | 0,32 | 0,47 | 0,91 | 0,61 | 24,49 → |

Faute de données de trafic et de vitesses disponibles là où les radars sont installés, nous ne pouvons pas trancher entre ces différentes explications.

Tableau 3 (suite)
B- Effets sur le nombre de décès

| Groupe(s) | 0 | 1 | 2 | 0-1-2 | 3-4-5-6 |
|---|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Estimation du paramètre lié au radar | | | | | |
| Modèle mixte | | | | | |
| 6 premiers mois | - 0,049 (0,010) | - 0,036 (0,011) | - 0,055 (0,011) | - 0,036 (0,009) | - 0,049 (0,031) |
| Après 6 mois | - 0,037 (0,011) | - 0,011 (0,012) | - 0,024 (0,013) | - 0,022 (0,009) | - 0,020 (0,027) |
| Test d'égalité (p-value) | 0,04 | 0,00 | 0,01 | 0,08 | 0,47 |
| Test de Hansen (p-value) | 0,759 | 0,612 | 0,786 | 0,665 | 0,837 |
| Modèle multiplicatif | | | | | |
| 6 premiers mois | - 0,777 (0,037) | - 0,716 (0,057) | - 0,481 (0,060) | - 0,398 (0,090) | - 0,142 (0,111) |
| Après 6 mois | - 0,528 (0,088) | - 0,246 (0,155) | - 0,180 (0,108) | - 0,241 (0,096) | - 0,035 (0,096) |
| Test d'égalité (p-value) | 0,00 | 0,00 | 0,01 | 0,11 | 0,39 |
| Test de Hansen (p-value) | 0,571 | 0,621 | 0,806 | 0,674 | 0,855 |
| Impact sur les villes traitées | | | | | |
| Modèle mixte | | | | | |
| 6 premiers mois | - 0,056 (0,010) | - 0,038 (0,011) | - 0,064 (0,013) | - 0,040 (0,010) | - 0,049 (0,031) |
| Après 6 mois | - 0,041 (0,012) | - 0,011 (0,013) | - 0,027 (0,014) | - 0,025 (0,010) | - 0,020 (0,027) |
| Modèle multiplicatif | | | | | |
| 6 premiers mois | - 0,044 (0,002) | - 0,038 (0,003) | - 0,056 (0,007) | - 0,033 (0,007) | - 0,038 (0,030) |
| Après 6 mois | - 0,030 (0,005) | - 0,013 (0,008) | - 0,021 (0,013) | - 0,020 (0,008) | - 0,009 (0,026) |
| Nombre de communes | 18951 | 5054 | 5369 | 29377 | 2210 |
| Nombre moyen de décès par trimestre dans les villes traitées (2003) | 0,06 | 0,05 | 0,11 | 0,08 | 0,45 |

Lecture : estimation par GMM.

A : la variable dépendante est le nombre d'accidents survenus dans la commune lors d'un trimestre donné. La partie supérieure du tableau présente les estimations des coefficients des radars pour les trois différents modèles par groupe de communes ou en regroupant certains de ces groupes. La seconde partie du tableau présente l'impact sur les communes traitées de l'installation des radars, en nombre d'accidents évités par trimestre.

Selon le modèle mixte, l'installation d'un radar fixe sur une commune appartenant au groupe 0 des communes fait diminuer la moyenne trimestrielle d'accidents de 0,097 au cours des six premiers mois, puis de 0,053 au cours des périodes ultérieures (par rapport au niveau antérieur à l'installation du radar). Comme le nombre trimestriel moyen d'accidents est de 0,32, cet impact est donc de 30 % au cours des six premiers mois et de 17 % ensuite.

B : la variable dépendante est le nombre de décès du fait d'un accident dans la commune à un trimestre donné. La partie supérieure du tableau présente les estimations des coefficients des radars pour les trois différents modèles par groupe de communes ou en regroupant certains de ces groupes. La seconde partie du tableau présente l'impact sur les communes traitées de l'installation des radars, en nombre de décès évités par trimestre.

Selon le modèle multiplicatif, l'installation d'un radar fixe sur une commune appartenant au groupe 0 des communes fait diminuer la moyenne trimestrielle de décès de 0,044 au cours des six premiers mois, puis de 0,030 au cours des périodes ultérieures (par rapport au niveau antérieur à l'installation du radar). Comme le nombre trimestriel moyen de décès est de 0,06, cet impact est donc de 73 % au cours des six premiers mois et de 50 % ensuite.

Le test d'égalité vérifie si les coefficients reflétant l'effet du radar dans les 6 mois suivant son installation et 6 mois après son installation sont statistiquement significatifs. Le chiffre reporté (p-value) correspond à la probabilité de se tromper lorsqu'on rejette l'hypothèse d'égalité entre les coefficients.

Le test de Hansen consiste en un test de restrictions suridentifiantes lors de l'application de la méthode des moments généralisés (GMM), sa p-value est reportée dans les tableaux.

Champ : communes dans lesquelles au moins un accident a été constaté entre 1998 et 2007.

Source : base nationale des accidents corporels 1998-2007, Observatoire national interministériel de la sécurité routière.

* *
*

La principale conclusion de cet article est que, en France, entre 2003 et 2007, les radars fixes ont eu un effet significatif et important pour réduire le nombre d'accidents sur les sites où ils étaient installés. Comme nous mesurons ces résultats au niveau de la commune, et ainsi sur des zones très hétérogènes, il est impossible de définir et mesurer un seul paramètre structurel résumant l'impact des radars. C'est pourquoi nous avons distingué des groupes de communes homogènes sur lesquels nous avons pu conduire nos estimations. Ainsi, l'installation

d'un radar dans les communes les plus petites (moins de 6 000 habitants, groupes 0, 1 et 2) permettrait d'éviter, dans les premiers mois suivant cette installation, entre 15 % et 25 % des accidents qui se produisent habituellement dans ces communes. Le nombre de décès évités dans les communes où ces radars fixes sont installés pourrait même aller jusqu'à 60 % du nombre de décès constatés par trimestre. L'ampleur de ce résultat peut paraître élevée : elle reflète surtout le fait que les accidents sont d'autant plus graves, et donc mortels, qu'ils sont liés à la vitesse. Cela peut également se constater quand on examine l'effet des radars sur le nombre de blessés en fonction de leur gravité : l'effet de l'installation d'un radar a

Tableau 4
Effets des radars : effets temporels (tous types de routes hors autoroutes)

A-Effets sur le nombre d'accidents

| Groupe(s) | 0 | 1 | 2 | 0-1-2 | 3-4-5-6 |
|--|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Estimation du paramètre lié au radar | | | | | |
| Modèle mixte | | | | | |
| 6 premiers mois | - 0,171 (0,023) | - 0,185 (0,038) | - 0,245 (0,042) | - 0,206 (0,034) | - 0,456 (0,437) |
| Après 6 mois | - 0,062 (0,026) | - 0,083 (0,031) | - 0,116 (0,039) | - 0,101 (0,028) | 0,127 (0,667) |
| Test d'égalité (p-value) | 0,25 | 0,01 | 0,09 | 0,01 | 0,32 |
| Test de Hansen (p-value) | 0,43 | 0,29 | 0,79 | 0,73 | 0,33 |
| Modèle multiplicatif | | | | | |
| 6 premiers mois | - 0,456 (0,086) | - 0,331 (0,074) | - 0,238 (0,046) | - 0,255 (0,041) | - 0,025 (0,020) |
| Après 6 mois | - 0,163 (0,106) | - 0,169 (0,060) | - 0,115 (0,037) | - 0,13 (0,033) | 0,015 (0,021) |
| Test d'égalité (p-value) | 0,10 | 0,05 | 0,01 | 0,03 | 0,04 |
| Test de Hansen (p-value) | 0,31 | 0,29 | 0,74 | 0,77 | 0,33 |
| Impact sur les villes traitées | | | | | |
| Modèle mixte | | | | | |
| 6 premiers mois | - 0,114 (0,015) | - 0,113 (0,024) | - 0,157 (0,027) | - 0,13 (0,021) | - 0,339 (0,327) |
| Après 6 mois | - 0,038 (0,016) | - 0,048 (0,018) | - 0,07 (0,024) | - 0,06 (0,017) | 0,096 (0,500) |
| Modèle multiplicatif | | | | | |
| 6 premiers mois | - 0,123 (0,037) | - 0,09 (0,033) | - 0,196 (0,049) | - 0,149 (0,034) | - 0,717 (0,633) |
| Après 6 mois | - 0,025 (0,019) | - 0,04 (0,017) | - 0,079 (0,029) | - 0,069 (0,020) | 0,461 (0,613) |
| Nombre de communes | 11320 | 11632 | 6288 | 29240 | 2200 |
| Nombre d'accidents par trimestre dans les villes traitées (2003) | 0,2 | 0,4 | 0,77 | 0,55 | 19,89 → |

un effet plus marqué sur le nombre de blessés graves évités que sur celui des blessés légers (cf. annexe).

La seconde constatation marquante de notre travail consiste en l'atténuation progressive des effets locaux des radars fixes. Il s'agit là d'un

Tableau 4 (suite)
B-Effets sur le nombre de décès

| Groupe(s) | 0 | 1 | 2 | 0-1-2 | 3-4-5-6 |
|---|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Estimation du paramètre lié au radar | | | | | |
| Modèle mixte | | | | | |
| 6 premiers mois | - 0,048 (0,008) | - 0,075 (0,014) | - 0,054 (0,012) | - 0,040 (0,010) | - 0,057 (0,039) |
| Après 6 mois | - 0,055 (0,009) | - 0,048 (0,016) | - 0,018 (0,012) | - 0,022 (0,010) | - 0,026 (0,038) |
| Test d'égalité (p-value) | 0,000 | 0,000 | 0,001 | 0,012 | 0,374 |
| Test de Hansen (p-value) | 0,409 | 0,889 | 0,988 | 0,984 | 0,961 |
| Modèle multiplicatif | | | | | |
| 6 premiers mois | - 0,884 (0,041) | - 0,795 (0,042) | - 0,512 (0,074) | - 0,464 (0,085) | - 0,128 (0,079) |
| Après 6 mois | 5,027 (3,151) | - 0,652 (0,099) | - 0,105 (0,119) | - 0,258 (0,100) | - 0,046 (0,076) |
| Test d'égalité (p-value) | 0,058 | 0,069 | 0,001 | 0,030 | 0,268 |
| Test de Hansen (p-value) | 0,447 | 0,893 | 0,986 | 0,983 | 0,963 |
| Impact sur les villes traitées | | | | | |
| Modèle mixte | | | | | |
| 6 premiers mois | - 0,065 (0,010) | - 0,079 (0,015) | - 0,064 (0,014) | - 0,047 (0,011) | - 0,056 (0,038) |
| Après 6 mois | - 0,070 (0,010) | - 0,050 (0,016) | - 0,020 (0,014) | - 0,025 (0,011) | - 0,025 (0,037) |
| Modèle multiplicatif | | | | | |
| 6 premiers mois | - 0,046 (0,002) | - 0,046 (0,002) | - 0,053 (0,008) | - 0,037 (0,007) | - 0,057 (0,035) |
| Après 6 mois | 0,264 (0,165) | - 0,037 (0,006) | - 0,011 (0,012) | - 0,020 (0,008) | - 0,021 (0,034) |
| Nombre de communes | 11320 | 11632 | 6288 | 29240 | 2200 |
| Nombre moyen de décès par trimestre dans les villes traitées (2003) | 0,05 | 0,06 | 0,10 | 0,08 | 0,45 |

Lecture : estimation par GMM.

A : la variable dépendante est le nombre d'accidents survenus dans la commune lors d'un trimestre donné. La partie supérieure du tableau présente les estimations des coefficients des radars pour les trois différents modèles par groupe de communes ou en regroupant certains de ces groupes. La seconde partie du tableau présente l'impact sur les communes traitées de l'installation des radars, en nombre d'accidents évités par trimestre.

Selon le modèle mixte, l'installation d'un radar fixe sur une commune appartenant au groupe 0 des communes hors autoroutes fait diminuer la moyenne trimestrielle d'accidents de 0,114 au cours des six premiers mois, puis de 0,038 au cours des périodes ultérieures (par rapport au niveau antérieur à l'installation du radar). Comme le nombre trimestriel moyen d'accidents est de 0,2, cet impact est donc de 57 % au cours des six premiers mois et de 19 % ensuite.

B : la variable dépendante est le nombre de tués du fait d'un accident survenus dans la commune lors d'un trimestre donné. La partie supérieure du tableau présente les estimations des coefficients des radars pour les trois différents modèles par groupe de communes ou en regroupant certains de ces groupes. La seconde partie du tableau présente l'impact sur les communes traitées de l'installation des radars, en nombre de tués évités par trimestre.

Selon le modèle multiplicatif, l'installation d'un radar fixe sur une commune hors autoroutes appartenant au groupe 1 des communes fait diminuer la moyenne trimestrielle de décès de 0,046 au cours des six premiers mois, puis de 0,037 au cours des périodes ultérieures (par rapport au niveau antérieur à l'installation du radar). Comme le nombre trimestriel moyen de décès est de 0,06, cet impact est donc de 77 % au cours des six premiers mois et de 62 % ensuite.

Le test d'égalité vérifie si les coefficients reflétant l'effet du radar dans les 6 mois suivant son installation et 6 mois après son installation sont statistiquement significatifs. Le chiffre reporté (p-value) correspond à la probabilité de se tromper lorsqu'on rejette l'hypothèse d'égalité entre les coefficients.

Le test de Hansen consiste en un test de restrictions suridentifiantes lors de l'application de la méthode des moments généralisés (GMM), sa p-value est reportée dans les tableaux.

Champ : communes dans lesquelles au moins un accident a été constaté entre 1998 et 2007.

Source : base nationale des accidents corporels 1998-2007, Observatoire national interministériel de la sécurité routière.

phénomène peu documenté dans la littérature. C'est donc une piste de travail future pour la recherche spécialisée, car elle a des implications fondamentales en termes de politiques de sécurité routière. Si ce phénomène était confirmé, il conviendrait d'expliquer à quoi il tient et il faudrait probablement réfléchir à une autre technologie de contrôle systématique des vitesses.

Notre travail souffre cependant de deux limites importantes. En premier lieu, les résultats statistiquement significatifs présentés et commentés portent sur les communes les plus petites où les accidents sont moins fréquents : on n'y décompte environ que 30 % de l'ensemble des accidents corporels. Toutefois, 70 % des décès liés aux accidents de la route y sont constatés. Du fait de la forte hétérogénéité des sites et des niveaux de trafic dans les communes les plus densément peuplées (des groupes 3 à 6, pour les estimations portant sur l'ensemble des routes), les spécifications testées n'ont pas permis de résoudre les difficultés d'estimation. On ne peut cependant pas écarter la possibilité que l'effet des radars dans les agglomérations urbaines, que ce soit sur l'ensemble des accidents ou sur les décès, soit nettement plus faible que celui observé dans les petites communes, même si cette interprétation n'est pas celle que nous retenons. La seconde limite tient à la position de notre travail par rapport au débat public portant sur l'effet global des radars. Cette étude se borne à l'examen de l'effet direct local des radars fixes. Il y a trop peu de sites en France où des radars fixes ont été installés pour que leurs

effets locaux, une fois agrégés, puissent intégralement rendre compte de la baisse des accidents constatée au niveau national entre 2002 et 2007, d'autant plus que ceux-ci sont très précisément signalés aux conducteurs. Cette baisse nationale peut avoir été causée par plusieurs politiques simultanées (mise en place du contrôle sanction automatisée et rôle des radars mobiles, campagne d'information plus efficace, publicité autour de l'automatisation de la sanction, répartition plus efficace des agents de contrôle routier, développement des ronds-points, ...). L'annonce d'un déploiement massif des radars en France, et notamment les radars mobiles, a pu contribuer en partie à modifier les comportements des conducteurs. En tout état de cause, l'effet mécanique, direct et local que nous mettons en évidence ici ne peut en aucun cas expliquer l'intégralité de l'évolution observée au niveau national.

Au final, il est donc possible de calculer l'impact des radars fixes sur le nombre de décès, de blessés graves et d'accidents. En utilisant les résultats du modèle mixte avec effets variables dans le temps, nous estimons que, dans les communes de moins de 6 000 habitants, ils ont permis d'éviter environ 530 accidents, 180 décès et 650 blessés graves entre début 2003 et fin 2007. Si l'on extrapole les mêmes estimations à toutes les communes et aux années 2003-2011, pour lesquelles nous disposons de l'information sur le déploiement des radars fixes, l'impact consisterait en environ 740 décès, 2 750 blessés graves et 2 230 accidents évités. □

BIBLIOGRAPHIE

Ahn S., Lee Y. et Schmidt P. (2001), « GMM estimation of linear panel data models with time-varying individual effects », *Journal of Econometrics*, vol. 101(2), pages 219–255, Avril.

Allison P.D. et Waterman R. (2002), « Fixed effects negative binomial regression models », in Ross M. Stolzenberg (éd.), *Sociological Methodology 2002*, Oxford, Basil Blackwell.

Ashenfelter O. et Greenstone M. (2004), « Using mandated speed limits to measure the value of a statistical life », *Journal of Political Economy*, vol. 112(s1): S226–S267.

Bai J. (2009), « Panel data models with interactive fixed effects », *Econometrica*, vol. 77(4), pp. 1229–1279.

Carnis L. (2008), « Le contrôle « automatisé de la vitesse » en Australie : quelques enseignements pour mener une politique de dissuasion efficace », *Criminologie*, vol. 41(2), pages 269-290.

Carnis L. et Hamelin L. (2007), « Le contrôle automatisé de la vitesse : une machine à remonter dans le temps ? Une analyse comparée France/Grande Bretagne », *Revue Politiques et Management Public*, vol. 25(2), juin 2007, pages 103-128.

Chapelon J., Boyer S. et Sibi P., 2006, *Évaluation : impact du contrôle-sanction automatisé sur la sécurité routière (2003-2005)*, ONISR, France.

Chen G., Meckle W. et Wilson J. (2002), « Speed and safety effect of photo radar enforcement on a

- highway corridor in British Columbia », *Accident Analysis and Prevention*, 34, pages 129-138.
- Elvik, R. (2008)**, « The predictive validity of empirical Bayes estimates of road safety », *Accident Analysis and Prevention*, vol. 40, pages 1964-1969.
- Guimaraes P. (2008)**, « The fixed effect negative binomial negative model revisited », *Economic Letters*, vol. 99(1), pages 63-66.
- Hamelin (2008)**, « Le déploiement du contrôle sanction automatisé en France avec une mise en perspective européenne », *Revue Électronique du Centre de recherches historiques*.
- Hauer E. (1980)**, « Bias-by-selection: overestimation of the effectiveness of safety countermeasures caused by the process of selection for treatment ». *Accident Analysis and Prevention*, vol. 12, pages 113–117.
- Hauer, E. (1997)**, *Observational Before-After Studies in Road Safety. Estimating the Effect of Highway and Traffic Engineering Measures on Road Safety*, Elsevier Science, Oxford.
- Heckman J. et Smith, J. (1999)**, « The pre-programme earnings dip and the determinants of participation in a social programme. Implications for simple programme evaluation strategies » *The Economic Journal*, vol. 109, pages 313–348.
- Hess, S. (2003)**, *An analysis of the effects of speed limit enforcement cameras with differentiation by road type and catchment areas*, Centre for Transport Studies, Imperial College, Londres (MPhil project).
- Jung A. et Houillon P. (2011)**, *Mission d'Information relative à l'analyse des causes des accidents de la circulation et à la prévention routière*, Rapport de l'Assemblée Nationale, n°3864, octobre 2011.
- Kiefer N.M. (1980)**, « Estimation of fixed effect models for time series of cross-sections with arbitrary intertemporal covariance », *Journal of Econometrics*, vol. 14(2), pages 195–202.
- Lave C. (1985)**, « Speeding, coordination, and the 55 mph limit », *American Economic Review*, vol. 75, pages 1159-1164.
- Lave C. et Elias P. (1994)**, « Did the 65 mph speed limit save lives? », *Accident Analysis and Prevention*, vol. 26(1), pages 49-62.
- Mountain L., Hirst W. et Maher M. (2004)**, « Costing lives or saving lives: a detailed evaluation of the impact of speed cameras », *Traffic Engineering and Control*, vol. 45(8), pages 280-287.
- Mountain L., Hirst W. et Maher M. (2005)**, « Are speed enforcement cameras more effective than other speed management measures? The impact of speed management schemes on 30 mph roads », *Accident Analysis and Prevention*, vol. 37(4), pages 742-754.
- Newstead S. et Cameron M. (2003)**, *Evaluation of the Crash Effects of the Queensland Speed Camera Program*, Report n° 204, Monash University Accident Research Center, Clayton, Victoria, Australie.
- Roux S. et Zamora P. (2011)**, *Short and medium-run local effects of fixed speed enforcement cameras on accidents: Evidence from the French case*, CREST Working Paper, 2011-01.
- Wilson C., Willis C., Hendrikz J. et Bellamy N. (2006)**, Speed enforcement detection devices for preventing road traffic injuries ». *The Cochrane Database of Systematic Reviews*, issue 2.
- Wooldridge J.M. (1997)**, « Multiplicative panel data models without the strict exogeneity assumption, *Econometric Theory*, vol. 13, pp. 667-678.

**EFFETS DES RADARS SUR LE NOMBRE DE BLESSÉS - TOUS TYPES DE ROUTES -
EFFETS TEMPORELS**

| BLESSÉS GRAVES | | | | | |
|--|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Groupe | 0 | 1 | 2 | 0-1-2 | 3-4-5-6 |
| Estimation du paramètre lié au radar | | | | | |
| Modèle mixte | | | | | |
| 6 premiers mois | - 0,128 (0,015) | - 0,122 (0,032) | - 0,193 (0,030) | - 0,128 (0,018) | - 0,072 (0,106) |
| Après 6 mois | - 0,049 (0,016) | - 0,064 (0,027) | - 0,104 (0,023) | - 0,064 (0,014) | - 0,04 (0,128) |
| P-value (Hansen's Test) | 0,71 | 0,63 | 0,87 | 0,89 | |
| Effets sur les villes traitées | | | | | |
| Modèle mixte | | | | | |
| 6 premiers mois | - 0,141 (0,016) | - 0,126 (0,033) | - 0,211 (0,032) | - 0,138 (0,019) | - 0,103 (0,152) |
| Après 6 mois | - 0,057 (0,019) | - 0,072 (0,030) | - 0,121 (0,027) | - 0,074 (0,016) | - 0,06 (0,194) |
| Nombre de communes | 18951 | 5054 | 5369 | 29374 | |
| Nombre moyen de blessés graves par trimestre dans les villes traitées (2003) | 0,16 | 0,22 | 0,36 | 0,26 | 0,88 |
| BLESSÉS LÉGERS | | | | | |
| Estimation du paramètre lié au radar | | | | | |
| Modèle mixte | | | | | |
| 6 premiers mois | - 0,197 (0,041) | - 0,332 (0,071) | - 0,224 (0,080) | - 0,216 (0,047) | 1,730 (1,208) |
| Après 6 mois | - 0,106 (0,048) | - 0,136 (0,072) | - 0,109 (0,076) | - 0,051 (0,048) | 2,077 (1,354) |
| P-value (Hansen's Test) | 0,78 | 0,61 | 0,32 | 0,63 | |
| Effets sur les villes traitées | | | | | |
| Modèle mixte | | | | | |
| 6 premiers mois | - 0,07 (0,015) | - 0,12 (0,025) | - 0,09 (0,032) | - 0,082 (0,018) | 1,073 (0,745) |
| Après 6 mois | - 0,03 (0,014) | - 0,036 (0,019) | - 0,036 (0,025) | - 0,015 (0,014) | 1,268 (0,813) |
| Nombre de communes | 18951 | 5054 | 5369 | 29374 | |
| Nombre moyen de blessés légers par trimestre dans les villes traitées (2003) | 0,35 | 0,42 | 0,92 | 0,61 | 0,908 |

Lecture : estimation par GMM. Les variables dépendants sont le nombre de blessés graves ou légers survenus dans la commune à un trimestre donné. Pour chaque variable dépendante, la partie supérieure du tableau présente les estimations des coefficients des radars pour le modèle mixte par groupe de communes ou en regroupant certains de ces groupes, la seconde partie du tableau présente l'impact sur les communes traitées de l'installation des radars, en nombre de blessés (graves ou légers) évités par trimestre. Selon ce modèle, l'installation d'un radar fixe sur une commune hors autoroutes appartenant au groupe 0 des communes fait diminuer la moyenne trimestrielle de blessés graves de 0,141 au cours des six premiers mois, puis de 0,057 au cours des périodes ultérieures (par rapport au niveau antérieur à l'installation du radar). Comme le nombre trimestriel moyen de blessés graves est de 0,16, cet impact est donc de 88 % au cours des six premiers mois et de 36 % ensuite.

Le test de Hansen consiste en un test de restrictions suridentifiantes lors de l'application de la méthode des moments généralisés (GMM), sa p-value est reportée dans les tableaux.

Champ : communes dans lesquelles au moins un accident a été constaté entre 1998 et 2007.

Source : base nationale des accidents corporels 1998-2007, Observatoire national interministériel de la sécurité routière.