

Amnistie Présidentielle et Sécurité Routière

Rapport d'un groupe d'experts

Septembre 2002

Ce rapport est la conclusion du travail d'un groupe d'experts appartenant à l'Institut National de REcherche sur les Transports et leur Sécurité (INRETS), à l'Institut de Veille Sanitaire (InVS), au Service d'Etudes Techniques des Routes et Autoroutes (SETRA), au Laboratoire d'Accidentologie, de Biomécanique et d'études du comportement humain PSA Peugeot Citroën RENAULT (LAB), et à l'Université de Reims Champagne-Ardenne.

Ce groupe a été constitué à la demande du Comité d'Experts du Conseil National de la Sécurité Routière en janvier 2002. Il avait pour mission de déterminer si l'annonce par la presse d'une éventuelle amnistie des infractions routières plusieurs mois avant une élection présidentielle pouvait avoir des effets néfastes sur la sécurité routière.

Composition du groupe d'experts:

Ruth Bergel	INRETS
Laurent Carnis	Université de Reims Champagne-Ardenne
Sylvain Lassarre	INRETS
Patrick Le Breton	SETRA
Alain Le Tertre	InVS
Yves Page	LAB Membre du Comité d'experts du Conseil National de Sécurité Routière
Bertrand Thélot	InVS
Zoé Uhry	InVS

Sommaire

1. Introduction

- 1.1. Contexte
- 1.2. Approche retenue
- 1.3. Structure du rapport

2. Les effets de l'amnistie présidentielle sur la sécurité routière

- 2.1. Les mécanismes
- 2.2. Principes généraux de l'évaluation

3. Le Modèle GIBOULEE

- 3.1. Matériel et méthode
- 3.2. Résultats
- 3.3. Bibliographie

4. Modélisation ARIMAX

- 4.1. Matériel et méthode
- 4.2. Résultats
- 4.3. Discussion
- 4.4. Annexes
- 4.3. Bibliographie

5. Modélisation GAM

- 5.1. Matériel et méthode
- 5.2. Résultats
- 5.3. Discussion

6. Discussion générale

7. Annexes Générales

1. Introduction

1.1. Contexte

Au cours de l'année 2001, alors que se rapprochait la date d'une nouvelle élection présidentielle en France au printemps 2002, la presse, des associations et des experts en sécurité routière ont analysé l'influence éventuelle d'une amnistie des infractions sur la sécurité routière : les conducteurs, avertis d'une possible amnistie présidentielle des infractions, auraient un comportement moins prudent et respecteraient moins le code de la route qu'en période normale. Il y aurait ainsi davantage d'accidents de la route, provoquant davantage de blessés et de morts.

Cette position, développée notamment par le professeur Claude Got, a été critiquée en particulier dans la revue *La Recherche* de décembre 2001 par Jean Orselli, qui contestait à la fois l'effet de l'annonce d'une amnistie sur le comportement des conducteurs et la démonstration, par Claude Got et sur la base de méthodes statistiques simples, d'une augmentation du nombre de tués sur la route dans les mois qui ont précédé les élections présidentielles de 1988 et 1995.

Parallèlement à la controverse, le comité d'experts du Conseil National de la Sécurité Routière (CNSR) a souhaité constituer un groupe d'experts chargés d'examiner cette question. Ce groupe, constitué par Yves Page, membre du comité d'experts du CNSR et appartenant au LAB, et Sylvain Lassarre, directeur de recherche à l'INRETS, est composé de chercheurs de l'InVS, du SETRA et de l'INRETS. Il s'est réuni à différentes reprises en février et mars 2002.

Fin mars 2002, une lettre du secrétaire Général de l'Observatoire Interministériel de la Sécurité Routière, Jean Chapelon, a été adressée aux Directions Générales de l'INRETS, de l'InVS et du SETRA, saisissant officiellement ces trois organismes afin de préciser *la relation entre la possible anticipation des effets de l'amnistie des fautes de conduite qui accompagne l'élection présidentielle et l'accidentalité* (cf. annexe générale 1). Un chercheur de l'Université de Reims Champagne-Ardenne s'est également joint au groupe.

Le groupe d'experts a ensuite travaillé pour **déterminer les liens éventuels entre l'annonce d'une amnistie potentielle après les élections présidentielles et l'augmentation réelle ou supposée des accidents de la route.**

1.2. Approche retenue

La question posée, dans une formulation générale, était la suivante : **La sécurité routière est-elle modifiée par la pratique de l'amnistie présidentielle en France ?**

Cette question a une portée assez vaste et le groupe a souhaité réduire cette portée à la question suivante: **Le nombre d'accidents de la route augmente-t-il du fait des amnisties présidentielles ?**

Pour des raisons de disponibilité des données statistiques, et aussi pour rendre compte des conséquences les plus graves des accidents de la route, le groupe d'experts a décidé de restreindre cette question à la question suivante: **En France, le nombre de tués sur les routes augmente-t-il du fait d'une annonce anticipée, plusieurs mois avant une élection présidentielle, d'une possible amnistie?**

Par ailleurs, le groupe a convenu de limiter l'analyse aux élections présidentielles de 1988 et de 1995. Pour ces élections, de nombreux articles ont été publiés avant les dates du scrutin, détaillant la meilleure manière d'éviter des contraventions ou de faire en sorte qu'elles soient couvertes par l'amnistie à venir. Les élections antérieures à 1988 n'ont pas été retenues pour l'analyse. En effet, la pratique d'une amnistie après une élection présidentielle est récente et ne date que de 1966. Lors de l'élection présidentielle de 1969, une anticipation de l'amnistie était impossible puisque l'élection n'était pas prévue, le général De Gaulle ayant quitté ses fonctions de président en avril 1969 juste après le référendum. En 1974, la relative soudaineté du décès du Président de la République et de l'élection qui a suivi a probablement empêché un effet d'anticipation. Quant à 1981, l'élection était certes prévue, mais le groupe a admis, sur la base des recherches effectuées par le Professeur Got, qu'il n'y avait pas eu dans la presse, spécialisée ou non, de *conseils* aux lecteurs pour anticiper cette amnistie.

Le groupe d'experts a également considéré que l'effet possible de l'annonce d'une amnistie pouvait se manifester avant et après la date de l'élection présidentielle. Il pouvait exister un délai d'anticipation *avant* la date de l'élection, à partir de la date du premier article paru dans la presse ; il pouvait également exister un délai *après* cette date, par un effet d'inertie des comportements.

En outre, ce choix tient compte du fait que la loi d'amnistie est promulguée quelques semaines après l'élection elle-même et concerne un certain nombre d'infractions commises jusqu'à la date d'investiture du nouveau président de la République. Le groupe s'est cependant laissé la liberté de déterminer les délais *avant* et *après* en fonction des données elles-mêmes.

Finalement, la question examinée par le groupe a été la suivante :

Peut-on mettre en évidence, en 1988 et/ou en 1995, dans les périodes encadrant les dates de l'élection présidentielle, une variation du nombre de tués sur les routes en France ?

Remarques

- Les éventuelles variations observées ont systématiquement fait l'objet de tests pour déterminer si elles étaient statistiquement significatives.
- La réponse à la question ainsi formulée **laisse entière la notion de causalité**. Quelles que soient les variations statistiques qui pourraient être établies, il s'agirait simplement d'une association statistique entre deux événements (annonce d'une amnistie présidentielle et variation du nombre de tués). On ne saurait attribuer sans autre précaution, du point de vue scientifique, ces variations à l'amnistie. Il faudrait juger, à l'aide de critères supplémentaires, couramment utilisés en épidémiologie, du lien de causalité entre les événements
- De multiples approches sont envisageables pour répondre à la question posée. Compte tenu du temps imparti et des outils disponibles, le groupe a décidé de limiter son travail à la mise en œuvre de modèles de séries chronologiques. L'utilisation de plusieurs types de modèles devait permettre d'éprouver la robustesse des résultats.
- Le groupe a également décidé de limiter les analyses à la situation française compte tenu des délais impartis et des données disponibles.

1.3. Structure du rapport

La première partie du rapport explore brièvement les mécanismes pouvant intervenir dans la modification des comportements des conducteurs à l'annonce d'une amnistie ; elle présente ensuite les principes généraux de l'évaluation par des méthodes statistiques en sécurité routière.

Le groupe a mis en œuvre trois types de modèles statistiques :

- Un modèle de désaisonnalisation sur la série journalière et mensuelle du nombre de tués.
- Un modèle ARIMAX sur la série mensuelle du nombre de tués.
- Un modèle GAM sur la série journalière du nombre de tués.

Ces approches sont apparues très différentes, du point de vue des modèles utilisés et des résultats obtenus. Elles sont donc présentées de manière indépendante dans la suite du rapport. Une discussion générale tente en dernier lieu de faire une synthèse des points de convergence et de divergence.

2. Les effets de l'amnistie présidentielle sur la sécurité routière

Les effets de l'annonce d'une amnistie présidentielle sur le comportement des conducteurs et sur les acteurs du contrôle routier et des sanctions pénales ne sont pas, à notre connaissance, scientifiquement documentés. Nous proposons cependant une présentation théorique de ce que pourraient être ces effets afin de montrer que le postulat de départ, à savoir une modification des comportements vers des conduites moins sécuritaires, ne va pas nécessairement de soi.

2.1. Les mécanismes

L'amnistie est la disposition temporaire et exceptionnelle qui consiste à abandonner une poursuite ou une peine à l'égard d'un justiciable ayant commis une infraction spécifique. Elle constitue une modulation de la politique de sanction qui est justifiée par des circonstances exceptionnelles (l'élection présidentielle dans le cas présent).

L'accident est le produit d'un ensemble de défaillances techniques et/ou humaines non récupérées. Certaines défaillances ont pour origine des infractions volontaires au Code de la route, comme le non-respect du feu rouge ou d'un stop, la conduite en état alcoolique ou encore un excès de vitesse. D'autres défaillances sont le résultat de conduites dangereuses mais non infractionnistes (fatigue, vitesse inadaptée compte tenu des conditions météorologiques) ou le produit d'erreurs non volontaires (une erreur de perception par exemple).

Une infraction est un acte potentiellement dangereux. L'analyse détaillée des accidents et les études statistiques mettant en relation des indicateurs du risque routier (par exemple le nombre d'accidents ou le nombre de tués sur les routes) et les infractions commises l'ont établi. On comprend dès lors qu'il puisse exister une relation possible entre le mécanisme de l'annonce d'une amnistie, si celle-ci génère des infractions, et le niveau de l'insécurité routière.

2.1.1. Comprendre le mécanisme de détection et de sanction : le cadre théorique

La théorie de la dissuasion suggère que le conducteur est moins incité à commettre un acte dès lors que la sanction potentielle¹ s'accroît ou qu'il supporte les conséquences de celui-ci (dégâts matériels, personnes blessées ou décédées, sentiment d'insécurité). Ainsi, l'objectif de la politique de dissuasion est d'éviter la réalisation de certains actes en faisant peser sur son auteur les coûts de son action. Une politique d'amnistie annoncée consiste alors à réduire les incitations à respecter le Code de la route par une diminution de la sanction potentielle. Le conducteur n'est pas poursuivi ou n'est pas sanctionné pour la réalisation d'actes couverts par la loi d'amnistie. On peut donc anticiper une recrudescence d'infractions et une augmentation des dommages associés.

¹ La sanction potentielle est définie comme le produit de la probabilité d'être détecté et sanctionné par la sanction encourue.

2.1.2. L'adaptation des conducteurs

Les conducteurs peuvent ajuster leur comportement aux infractions supposées concernées par l'amnistie. En effet, toutes les infractions ne sont pas couvertes par l'amnistie². Si celle-ci concerne des infractions qui sont peu contrôlées et/ou peu sanctionnées, la remise de peine serait suffisamment faible pour qu'elle ne soit pas prise en compte par un certain nombre de conducteurs (cas des faibles excès de vitesse). Dans ce cas, il ne devrait pas y avoir d'évolution particulière de l'*infractionnisme*.

Si la loi d'amnistie concerne des infractions qui font habituellement l'objet d'une politique de dissuasion effective, alors cette mesure favoriserait la réalisation de ce type d'infractions en plus grand nombre. Certains conducteurs qui n'obéissaient que partiellement aux prescriptions du Code de la route les respecteraient encore moins. D'autres conducteurs qui respectaient ces dispositions, seraient alors disposés à commettre des infractions.

Le troisième mécanisme reposerait sur de possibles substitutions entre les différents types d'infractions. Certaines infractions resteraient susceptibles d'être sanctionnées, d'autres seraient exonérées de toute poursuite. Certains conducteurs pourraient alors commettre des infractions non susceptibles de poursuite et ne commettraient plus celles qui ne seraient pas visées par l'exemption. En conséquence, les dommages associés aux premières augmenteraient et diminueraient pour les secondes.

Au niveau agrégé et d'un point de vue théorique, l'effet d'une politique d'amnistie reste a priori incertain.

2.1.3. L'adaptation des forces de contrôle et de justice

Le contrôle et la sanction des infractions dépendent du comportement des conducteurs³ mais également des stratégies adoptées par les forces de l'ordre (contrôle automatisé, contrôle des vitesses ou de l'alcoolémie, choix de l'axe et du moment de contrôle, amende forfaitaire ou utilisation du procès verbal, etc.).

L'annonce d'une amnistie a pour conséquence d'annihiler les efforts initiaux entrepris par les forces de l'ordre. L'infraction détectée et enregistrée par les gendarmes et les policiers ne sera pas poursuivie. L'infraction transmise aux tribunaux ne sera pas traitée ou la sanction ne sera pas exécutée⁴. Dans une certaine mesure, les ressources utilisées auront été vaines.

L'anticipation des agences de contrôle et de justice d'une politique d'amnistie peut conduire à une ré-allocation des ressources. Elle peut conduire à délaissier l'activité de poursuite des infractions susceptibles de bénéficier de l'amnistie (excès de vitesse par exemple) et à concentrer l'activité de dissuasion sur d'autres infractions (conduites en état alcoolique par exemple). Dans ce cas, la probabilité de détection serait accrue pour les infractions les plus graves, ce qui tendrait à entraîner une réduction de l'insécurité routière associée. Les forces de l'ordre peuvent également allouer les ressources vers des activités ne relevant pas de l'activité de sécurité routière.

² En 1995, les excès de vitesse inférieurs à 40 km/h, les infractions pour pneus lisses et les dépassements dangereux ont été amnistiés. Le délit de fuite ne faisait pas partie des infractions amnistiées.

³ Si la loi est respectée, les forces de contrôle et de justice peuvent être réduits à leur minimum.

⁴ Les *infractionnistes* peuvent jouer sur les délais de la procédure pour bénéficier de l'amnistie. Les forces de l'ordre et les agences de la justice peuvent également jouer sur la procédure en l'accélérant.

Enfin, les tribunaux pourraient utiliser l'annonce d'une amnistie pour réduire les stocks d'affaires non traitées et privilégier le traitement des infractions les plus dangereuses. La célérité avec laquelle est rendu le jugement⁵ permettrait d'accroître la portée dissuasive du dispositif de contrôle et de sanction.

En conséquence, l'adaptation comportementale des forces de contrôle et de sanction peut produire deux effets de sens opposé. Elle pourrait réduire la sanction potentielle (détection et condamnation plus faibles) de certaines infractions et accroître celle d'autres infractions. Il pourrait donc exister une forme de substitution entre les différentes infractions, dont l'effet sur le risque routier ne peut être déterminé a priori.

2.1.4. Qualité de l'information et adaptation des comportements

Les comportements des conducteurs et des agents des forces de contrôle et de justice s'adaptent mutuellement. Les premiers tiennent compte de la stratégie adoptée par les forces de l'ordre. Les seconds modulent l'intensité de la détection et la sévérité de la sanction selon l'importance des comportements *infractionnistes*.

Les adaptations comportementales résultent également de la publicité relative à la pratique de l'amnistie. Si la pratique de l'amnistie est inconnue de la part des *infractionnistes*, il n'y a aucune raison pour qu'une modification comportementale (de la part des conducteurs) se produise. Au contraire, si les conducteurs sont parfaitement informés, les ajustements présentés pourraient se produire.

Par ailleurs, le contenu de l'information importe également. Si la nature des infractions amnistiables est incertaine, les conducteurs seront plus ou moins enclins à prendre le risque de commettre l'infraction⁶. De même, une meilleure information des conducteurs sur la modification des pratiques de contrôle peut accentuer les modifications comportementales.

2.1.5. Conclusion

La pratique de l'amnistie est un mécanisme complexe d'interactions entre différents agents aux anticipations particulières. Les mécanismes de substitution (entre infractions pour les conducteurs et entre activités de contrôle et de sanction pour les forces de l'ordre) rendent ambivalents les effets de cette politique. Le résultat dépend de l'intensité avec laquelle se produisent ces substitutions mais également de la nature de cette substitution.

En l'absence d'études confirmant ou infirmant ces hypothèses théoriques, nous n'avons pas aujourd'hui la possibilité de conclure sur les comportements adoptés par les conducteurs, les forces de l'ordre et les tribunaux et prendre position sur l'éventuel sens des effets des amnisties que nous étudions.

⁵ Il s'agit des infractions qui passent devant le juge.

⁶ En effet, si l'infraction est amnistiée, l'*infractionniste* gagne l'équivalent monétaire lié au non - paiement de l'amende et le nombre de points éventuel non retiré. Dans le cas où l'infraction n'est pas amnistiée, le retrait des points éventuel s'applique et l'amende est majorée.

2.2. Principes généraux de l'évaluation

L'évaluation statistique des effets de l'annonce d'une amnistie sur le risque routier est du type avant/après. Il s'agit d'une quasi-expérimentation au sens où l'annonce d'une amnistie est assimilée à une intervention qui n'obéit pas à un processus expérimental, sa nature étant politique. On se sert de la période avant pour prédire le niveau de risque après sans l'amnistie *toutes choses égales par ailleurs*. L'effet de l'amnistie est estimé par différence entre le risque observé pendant l'amnistie et le risque prédit sans amnistie.

Les risques de biais avec ce type de plan quasi-expérimental sont sérieux. Il suffit que les conditions du système de transport routier changent entre les deux périodes (une hausse des carburants qui génère une baisse de trafic et de la vitesse par exemple) pour que l'estimation de l'effet de l'amnistie soit biaisée par inclusion des effets d'autres facteurs qui n'ont pas été *égaux*. Pour corriger cette source de biais, on a recours soit à l'introduction d'un contrôle, soit à la modélisation statistique. Il paraît difficile de trouver un contrôle, l'amnistie touchant tous les conducteurs⁷ et tous les types de réseau routier. L'analyse comparative entre pays n'est pas assez avancée pour que l'on puisse utiliser comme contrôle les statistiques d'insécurité routière de pays européens voisins. Il reste la voie de la modélisation avec l'adjonction de variables dont on modélise l'effet. On ne peut pas exclure par cette méthode la possibilité d'un biais. Par ailleurs, il suffit de penser à tous les événements ou toutes les mesures de sécurité routière qui sont prises au niveau local et national dans une année pour mesurer la difficulté d'extraire l'effet d'une seule d'entre elles.

La validité de l'évaluation avant/après repose sur la définition d'une fonction d'intervention et d'un modèle d'évolution du risque routier, qui est mesuré ici par le nombre de tués à 6 jours.

Concernant l'amnistie, il faut préciser la forme que prend cette intervention au moyen d'une fonction. Cela passe par la détermination d'une période d'action de l'amnistie sur le comportement des conducteurs et des policiers et d'une forme d'intensité de cette action. Le début de l'intervention peut être repéré par l'apparition dans les media d'annonces ou de modes d'emploi de l'amnistie (presse écrite spécialisée ou non, télé et radio), avec quelques mois d'avance sur la campagne présidentielle. La différence de régime en matière de battage médiatique avec plus ou moins d'écho dans l'opinion et la campagne présidentielle est un facteur différentiel intéressant si on peut le mesurer. La fin peut être datée par l'investiture du président de la République ou par la promulgation de la loi d'amnistie. Par conséquent, la forme de l'intervention est floue comme l'est dans l'esprit des conducteurs l'étendue (nature et durée) de l'amnistie⁸. On peut admettre une progressivité suivie d'un arrêt brutal, un plateau ou encore un effet brusque suivi d'un rattrapage etc. Autant de formes de fonction d'intervention à tester par les modèles statistiques.

Les modèles statistiques sont fondés sur l'analyse de la série chronologique du nombre de tués. Deux types de modèles sont utilisés ici :

- un modèle d'ajustement (statique) du logarithme de l'espérance du nombre de tués qui est supposé suivre une loi de Poisson⁹.

$$\text{Log } E(N_t) = g(t) + \varpi_t + \beta X_t$$

⁷ Certains ont suggéré que les femmes qui sont moins prônes à commettre des infractions seraient moins sensibles que les hommes à l'amnistie.

⁸ La mesure du degré de connaissance de l'étendue de la loi d'amnistie et de son éventualité fait défaut.

⁹ En fait la distribution du nombre de tués est sur-dispersée par rapport à une loi de Poisson.

à l'aide de trois composantes : une fonction déterministe du temps, une fonction d'intervention, et une forme linéaire des variables explicatives,

- un modèle autoprojectif (dynamique) de la classe ARIMAX (ou ARIMA avec variables exogènes).

$$\text{Log } N_t = f(\text{Log } N_{t-1}, \dots, \varpi_t, X_t, u_t), \text{ avec en plus } u_t, \text{ le bruit blanc.}$$

Par rapport à une brutale comparaison avant/après qu'on identifie au degré zéro de l'évaluation ($\text{Log } E(N_t) = \mu + \varpi_t$)¹⁰, ces modèles ont comme intérêt de replacer l'intervention dans la tendance ou la dynamique de l'évolution du nombre de tués et de tenir compte des effets d'autres facteurs qui influent sur la sécurité comme le kilométrage parcouru¹¹ (mesure de l'exposition au risque), la vitesse moyenne pratiquée sur le réseau, le prix des carburants, la météorologie qui agit indirectement via le kilométrage et la vitesse et directement (glissance par exemple) sur le risque, etc. Le deuxième intérêt est de permettre d'estimer la significativité de l'effet de l'intervention grâce à une hypothèse sur la distribution du nombre de tués (Poisson ou log-normale).

L'examen des formes des modèles avec leurs hypothèses sous-jacentes est fondamental pour déterminer le degré de validité de l'évaluation. L'évaluation est biaisée dès lors que le modèle est mal spécifié ou que la forme de l'intervention n'est pas appropriée.

¹⁰ Il correspond à la comparaison du nombre brut de tués un an avant et pendant l'amnistie, forcément biaisée, car l'hypothèse de toutes choses égales par ailleurs n'est pas tenable.

¹¹ Ou un proxy, comme la consommation de carburant.

3. Le modèle de désaisonnalisation GIBOULEE

3.1. Matériel et Méthodes

Le modèle GIBOULEE, utilisé par l'Observatoire National Interministériel de Sécurité Routière, a été développé par l'OEST, le SETRA, l'INRETS et l'Université Paris-1 au début des années 1990, et est depuis 1995 exploité par le SETRA (Bergel, Girard, Lassarre, Le Breton, 1995). Il a pour but d'analyser l'évolution de l'insécurité routière à partir des séries chronologiques journalières d'un certain nombre d'indicateurs de sécurité routière (les nombres d'accidents corporels et de victimes de la circulation routière).

Ce modèle permet, pour ces indicateurs, de séparer la **tendance conjoncturelle** des **effets saisonniers** d'une part et de **l'aléa** d'autre part. A la différence d'un modèle de désaisonnalisation classique sur données mensuelles, celui-ci comporte un pré-traitement des données journalières qui consiste à les corriger des fluctuations transitoires (ou variations locales) qui se manifestent au niveau du jour. Les données corrigées des variations locales (c.v.l.) sont ensuite agrégées en rythme mensuel, et corrigées des variations saisonnières (c.v.s.).

En rythme mensuel, la comparaison des valeurs corrigées des variations saisonnières aux valeurs de tendance, et l'étude de la tendance permettent d'identifier certains effets. Une vision globale de l'évolution de la sécurité routière sur plusieurs années peut ainsi être obtenue, alors que le même type de courbes en données brutes est peu lisible.

3.1.1. Les Corrections

La correction statistique des indicateurs s'effectue en deux étapes. Ceux-ci peuvent ainsi être comparés, d'un jour à l'autre, et d'un mois à l'autre.

3.1.1.1. Correction Journalière

L'opération consiste à prendre en compte les effets nationaux et régionaux des **conditions météorologiques**, et les effets induits par la structure du **calendrier** :

L'effet de la météorologie est pris en compte au moyen de formules de régression linéaire visant à estimer l'indicateur de sécurité étudié (par exemple le nombre de tués) à partir de variables issues d'un fichier de données météorologiques, relatives à la neige, à la pluie, à la température, au brouillard et à la pression atmosphérique (Source Météo-France).

- Cet effet de la météorologie est évalué mois par mois : la régression portant en fait sur 3 mois, dont on ne retient que l'effet sur le mois central, de manière à éviter les effets de bord.

- Il est évalué à partir de moyennes nationales spatiales, et de variables régionales (Bordeaux, Orléans, Dinard, Grenoble, Nancy, Marignane) qui rendent compte des diversités climatiques).

- Enfin, il est différencié suivant le type de jour de la semaine (lundi à jeudi, vendredi, samedi et veille de fête, dimanche et jour de fête), l'influence du climat s'exerçant différemment selon le type de jour.

L'effet de calendrier est ensuite estimé au moyen d'un modèle ARIMA. Comme pour la météo, plusieurs aspects sont pris en compte :

- les jours exceptionnels : jours de départs et de retours de vacances, jours de vacances, ainsi qu'un certain nombre de jours avoisinant les jours fériés.

- la périodicité des jours de la semaine, ou hebdomadairité.

3.1.1.2. Correction Mensuelle

L'indicateur précédemment corrigé des effets journaliers va ensuite l'être de l'effet du mois. C'est la correction de la **saisonnalité**. Celle-ci peut évoluer lentement dans le temps, correspondant en cela à un éventuel changement dans les habitudes de circulation ou de sécurité des usagers. Elle est ici mise en oeuvre avec la méthode de désaisonnalisation CENSUS X 11.

3.1.2. La tendance

La même méthode permet ensuite de déterminer une **tendance** conjoncturelle (ou tendance de court terme), obtenue par lissage statistique (moyenne mobile centrée d'HENDERSON).

L'écart entre la valeur désaisonnalisée et la valeur de tendance, ou résidu, prend en compte l'effet instantané des variables non prises en compte dans le modèle, pour le mois considéré ; en revanche, leur effet durable (sur plusieurs mois) s'exprime par l'inflexion de la tendance conjoncturelle.

3.2. Résultats

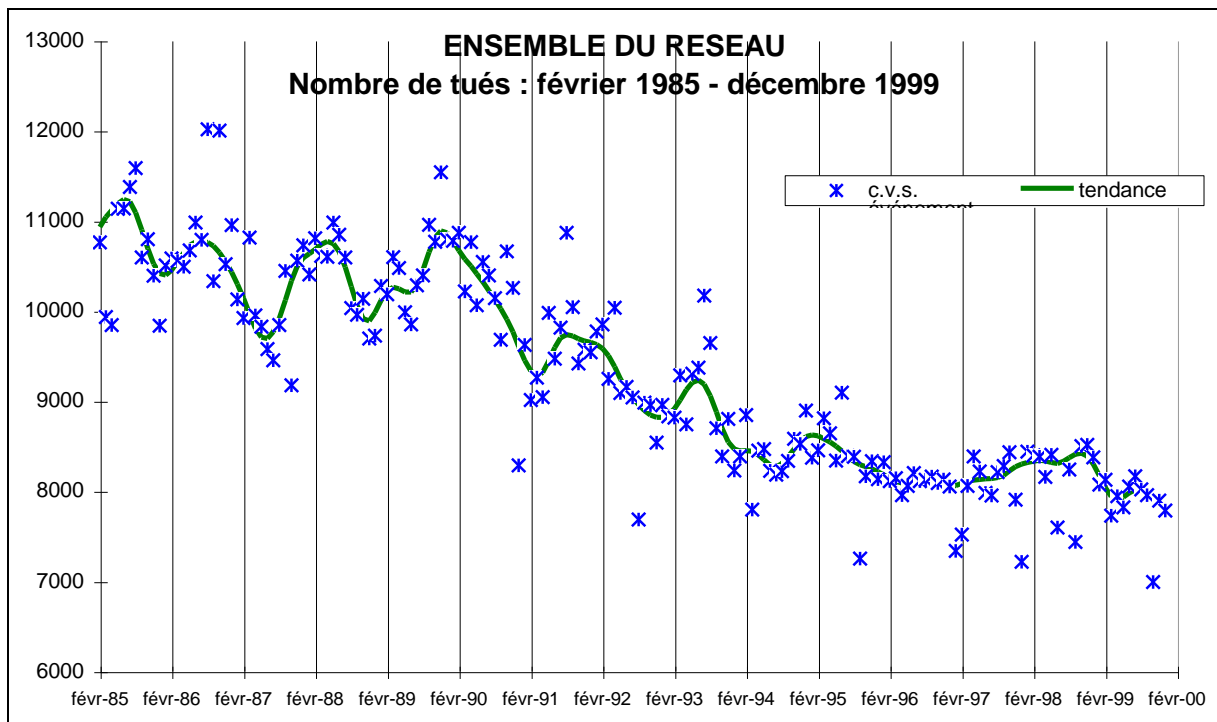
La série du nombre des tués en France présente deux caractéristiques : elle a de nombreuses inversions de tendance, et semble réagir fortement à certains événements qui sont, pour l'essentiel, des campagnes et des mesures réglementaires liées à la sécurité routière (Graphique 3.2.). Ces réactions sont à imputer au comportement humain observable, bien plus qu'aux caractéristiques de l'infrastructure ou du véhicule, qui évoluent et agissent sur le long terme.

Le graphique 3.2. donne l'évolution des données cvs et de la tendance du nombre mensuel de tués, obtenue par le modèle de désaisonnalisation Giboulée.

Les valeurs c.v.s. constatées de novembre 1987 à juillet 1988 sont plus élevées que les valeurs c.v.s. des mois qui précèdent (on observe notamment des valeurs c.v.s. faibles au cours du premier semestre 1987) et des mois qui suivent. Elles restent toutefois d'un niveau comparable à celles globalement constatées en 1986 et à la fin de 1989.

Certaines valeurs c.v.s. observées au cours de la période de la fin 1994 à la mi-1995 apparaissent plus élevées que les valeurs du premier semestre 1994 et que les valeurs suivantes.

L'inflexion à la hausse de la tendance conjoncturelle est plus marquée en 1988 qu'en 1995 et disparaît au bout de quelques mois.



Graphique 3.2. Résultats graphiques du modèle GIBOULEE (données CVS et tendance)

On observe graphiquement à l'aide du modèle GIBOULEE des fluctuations de la tendance pendant les périodes précédant les élections présidentielles de 1988 et 1995 (inflexion à la hausse modérée en 1995 et plus marquée en 1988 après la forte baisse de l'année 1987).

Ce modèle est descriptif. Il ne permet donc pas d'attribuer ces fluctuations à un facteur particulier.

3.3. Bibliographie

1. Bergel Ruth, Girard Bernard, Lassarre Sylvain, Le Breton Patrick : *Un modèle de désaisonnalisation des indicateurs journaliers d'insécurité routière*. Rapport OEST, septembre 1995.

2. Carré Jean-René, Lassarre sylvain, Ramos Manuel : *Actes du séminaire de l'INRETS sur la Modélisation de l'Insécurité Routière*. Arcueil, INRETS, 1993 et 1994.

3. Le Breton Patrick, Vervialle Françoise, Truffier Marcel : *Utilisation de séries désaisonnalisées pour l'analyse de l'insécurité routière* Note d'information numéro 104 SETRA/CSTR, juillet 1996.

4. Le Breton Patrick, Vervialle Françoise, Truffier Marcel. Un modèle de suivi de la sécurité routière. *Recherche, Transports, Sécurité*, numéro 27, septembre 1990.

4. Modélisation ARIMAX

Les nombres mensuels de tués sur la route, agrégés au niveau d'un pays, sont généralement modélisés avec des modèles explicatifs qui prennent en compte un certain nombre de variables liées à l'exposition au risque et à des facteurs de risque (trafic, activité économique, prix des carburants, distribution de la population à risque, climat, configuration calendaire, etc.) tout en évaluant l'impact des grandes mesures de sécurité routière.

Les modèles utilisés sont des modèles de régression du nombre mensuel de tués sur les routes sur des variables explicatives et des variables d'intervention, avec résidus autocorrélés, et plus généralement ARIMA¹². On peut indifféremment parler de modèles de régression sur des variables exogènes avec résidus ARIMA, que de modèles ARIMA avec variables exogènes[2].

Les variables explicatives du nombre mensuel de décès, retenues ici, sont la consommation de carburants comme mesure proxy de l'exposition au risque (le kilométrage total effectué par les véhicules motorisés, qui mesure mieux l'exposition au risque, n'est pas mesuré sur l'ensemble du territoire), le prix des carburants et des variables météorologiques et calendaires pour prendre en compte les effets transitoires, résultant des conditions climatiques et de la configuration calendaire. La vitesse (vitesse moyenne, taux de dépassement de la vitesse limite, etc.) n'a pas été intégrée pour plusieurs raisons : elle n'est que partiellement disponible (seulement sur certains réseaux sur une période suffisamment longue) et d'autre part, cette variable aurait masqué les effets de l'amnistie, que l'on cherche à mettre en évidence sur le nombre de tués et non pas sur les vitesses pratiquées.

L'analyse d'intervention que nous effectuons ne porte que sur la recherche d'éventuels effets des perspectives d'amnistie présidentielle de 1988 et 1995 sur le nombre mensuel de décès¹³. Il s'agit de déterminer une période d'action de l'amnistie sur le comportement des conducteurs et des policiers, puis d'identifier une forme d'intensité de cette action au moyen d'une fonction d'intervention. La nature même de l'amnistie nous amène à délimiter la période d'action dans le temps (effet transitoire). Les deux périodes d'intervention retenues sont ici à priori fixées à novembre 1987-juillet 1988 et septembre 1994-juillet 1995 (mois de la première annonce dans la presse – dernier mois précédant le vote de la loi d'amnistie). La forme de la fonction est ensuite déterminée en fonction de l'allure des impacts mensuels des variables indicatrices définies sur la période ([1],[2]).

Par ailleurs, les modèles utilisés font état de valeurs particulièrement faibles du nombre des tués, entre février 1987 et octobre 1987 : l'effet médiatique de l'affaire Anne Cellier (accident mortel d'une jeune femme, dans lequel le conducteur du véhicule responsable conduisait à très grande vitesse et en état alcoolique au moment de l'accident, et dont le procès s'est soldé par une peine d'emprisonnement de trois mois), puis le vote d'une loi doublant les peines maximales pour conduite sous l'empire d'un état alcoolique ont certainement contribué à une prise de conscience de l'opinion et à une diminution de la gravité des accidents. En raison de sa proximité avec la période retenue pour l'amnistie de 1988, nous modéliserons l'effet de l'affaire Cellier et retenons la période d'avril à octobre 1987 comme période d'intervention

¹² Modèle auto-régressif et moyenne mobile, intégré (auto-regressive and moving average, integrated).

¹³ D'autres effets importants, tels que ceux de la crise du Golfe et du 50 km/h en ville (à partir de décembre 1990), ou celui du permis à points (à partir de juillet 1992), par exemple, ne sont pas étudiés ici.

supplémentaire. Là encore, la période retenue est limitée dans le temps dans la mesure où on admet que la loi aurait eu après son entrée en vigueur un effet limité sur l'aggravation de la peine effective prononcée.

Après avoir présenté une modélisation du nombre mensuel de tués en données brutes, nous mentionnons également, par souci de cohérence avec le modèle GIBOULEE et le modèle GAM, les résultats d'une modélisation réalisée sur les données mensuelles ayant subi un pré-traitement journalier, qui consiste à les corriger des effets locaux occasionnés par le climat et la configuration calendaire[3].

4.1. Modélisation du nombre mensuel de tués (données brutes).

Le modèle statistique, calé sur 1975-2001, prend en compte la consommation de carburants, le prix des carburants, quelques variables météorologiques qui mesurent la température, la hauteur de pluie et l'occurrence de gel, quelques variables qui mesurent la composition du mois en jours atypiques, et les variables d'intervention définies sur les trois périodes initialement retenues.

4.1.1. Recherche de la forme des fonctions d'intervention

La recherche de la forme des trois fonctions d'intervention a été réalisée à partir du modèle suivant :

$$(1) \quad \Phi(B)(I - B12) \left[\log Y_t - \sum_{i=1}^I \alpha_i \text{Log} X_{i,t} - \sum_{j=1}^J \beta_j X_{j,t} - \sum_{k=1}^3 \sum_{l=0}^{n_k} \delta_{l,k} P^{T_{0,k}}(t-l) \right] = \mu + \Theta(B)a_t$$

avec :

- Y le nombre de tués France entière
- $X_{i,i=1 \dots I}$ les I variables mesurant l'exposition au risque et les facteurs économiques,
- $X_{j,j=1 \dots J}$ les J variables de nature météorologique et calendaire,
- $P^{T_{0,k}}$, $k=1$ à 3 , trois variables indicatrices telles que $P^{T_{0,k}}(t)=1$ en $t=T_{0,k}$ et 0 sinon, $T_{0,k}$ le premier mois de la k ème période d'intervention,
- n_{k+1} le nombre de mois de la k ème période d'intervention
- $\Phi(B)$ et $\Theta(B)$, deux polynômes retard
- et a_t un bruit blanc.

La forme suggérée par le polynôme autorégressif $\sum_{l=0}^{n_k} \delta_{l,k} P^{T_{0,k}}(t-l)$ est un palier dans tous les cas. Nous avons donc simplifié le modèle de départ (1) en utilisant trois variables indicatrices représentant des paliers.

$$(2) \quad \Phi(B)(I - B12) \left[\log Y_t - \sum_{i=1}^I \alpha_i \text{Log} X_{i,t} - \sum_{j=1}^J \beta_j X_{j,t} - \sum_{k=1}^3 \gamma_k \text{Step}_{k,t} \right] = \mu + \Theta(B)a_t$$

avec : $\text{Step}_{k,t}$, $k=1$ à 3 , trois indicatrices valant 1 en $[T_{0,k}, T_{0,k} + n_k]$, et 0 ailleurs.

4.1.2. Recherche de la période d'intervention optimale

Nous avons ajusté le modèle (2) en faisant varier les dates de début et de fin des deux périodes d'intervention correspondant aux amnisties présidentielles, de manière à maximiser la vraisemblance du modèle. Ceci nous amène à restreindre la deuxième période entre décembre 1994 et juin 1995, sans modifier la première.

4.1.3. Résultats

Le meilleur modèle, en terme d'ajustement, est obtenu lorsque l'on garde toutes les variables exogènes du modèle, qu'elles soient statistiquement significatives ou non (cf. Tableau 4.1.a en annexe). Cela revient à considérer que la contribution de chaque variable doit être prise en compte de manière à estimer au mieux les effets des perspectives d'amnistie présidentielle, qui reste notre objectif premier.

L'emploi ici du terme *effets* ne sous-entend pas qu'il y a nécessairement un lien de causalité entre les événements modélisés et la variation du nombre de tués estimée par modélisation, conformément à la remarque faite en introduction.

Ainsi, succédant à un effet dû à l'affaire Anne Cellier de -6,1 % par mois (diminution moyenne de 6,1% du nombre de tués entre avril et octobre 1987), l'effet des perspectives d'amnistie de 1988 est estimé à +6,4% par mois (augmentation moyenne du nombre de tués de 6,4% entre novembre 1987 et juillet 1988), et celui de 1995 à +3,8% par mois (augmentation moyenne du nombre de tués de 3,8% par mois entre décembre 1994 et juin 1995).

En nombre absolu de décès, les effets des deux perspectives d'amnistie sont respectivement estimés à 512 et 183 tués. Les seuils de confiance associés sont respectivement de 0,06 et 0,25.

Si l'on réduit le nombre de variables exogènes de manière à garder les plus significatives (meilleur modèle en terme de prédiction), les impacts moyens sont respectivement estimés à -6,5%, +6,5% et +3,5% par mois au cours des trois périodes d'intervention (cf. tableau 4.1.b).

Les effets des deux perspectives d'amnistie sont alors estimés à 517 et 168 tués, avec des seuils de confiance de 0,04 et 0,28.

4.2. Modélisation du nombre mensuel de tués, données corrigées des variations locales au niveau du jour

La même démarche a été retenue pour modéliser les nombres mensuels de tués, après pré-traitement journalier des données, qui consiste à les corriger des effets locaux occasionnés par les conditions climatiques et calendaires. Le modèle mensuel des données ainsi préalablement corrigées en est simplifié :

$$(3) \quad \Phi(B)(I - B12) \left[\log YC_t - \sum_{i=1}^I \alpha_i \text{Log} X_{i,t} - \sum_{k=1}^3 \gamma_k \text{Step}_{k,t} \right] = \mu + \Theta(B)a_t,$$

avec : YC_t le nombre mensuel de tués France entière, corrigés des variations locales.

Les résultats obtenus sur les trois périodes d'intervention sont légèrement moins significatifs que précédemment (Tableau 2). L'effet de l'affaire Anne Cellier est estimé à $-7,6\%$ par mois d'avril à octobre 1987, l'effet des perspectives d'amnistie de 1988 à $+4,6\%$ par mois de novembre 1987 à juillet 1988, et celui de 1995 à $+2,3\%$ par mois de décembre 1994 à juin 1995.

En nombre absolu de décès, les effets des deux perspectives d'amnistie sont respectivement estimés à 368 et 112 tués. Les seuils de confiance associés sont respectivement de 0,15 et 0,47.

4.3. Discussion

Les résultats obtenus à l'issue des deux modélisations entreprises sont cohérents. Tout en étant moins significatifs, les résultats obtenus avec les données corrigées des variations locales au niveau du jour sont relativement voisins de ceux obtenus avec les données brutes.

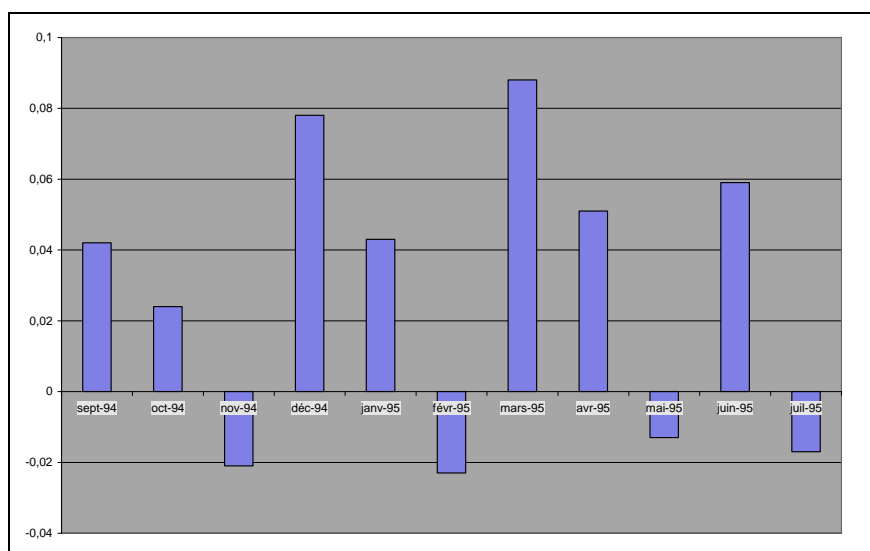
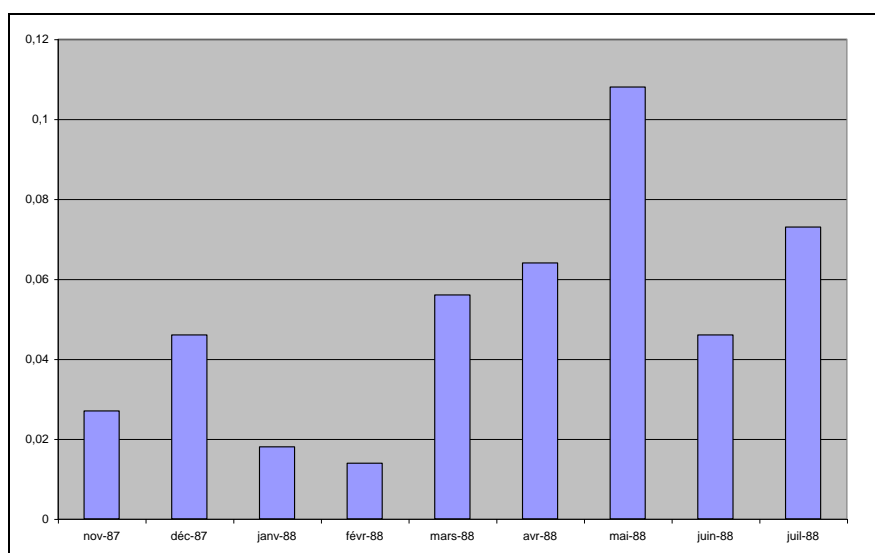
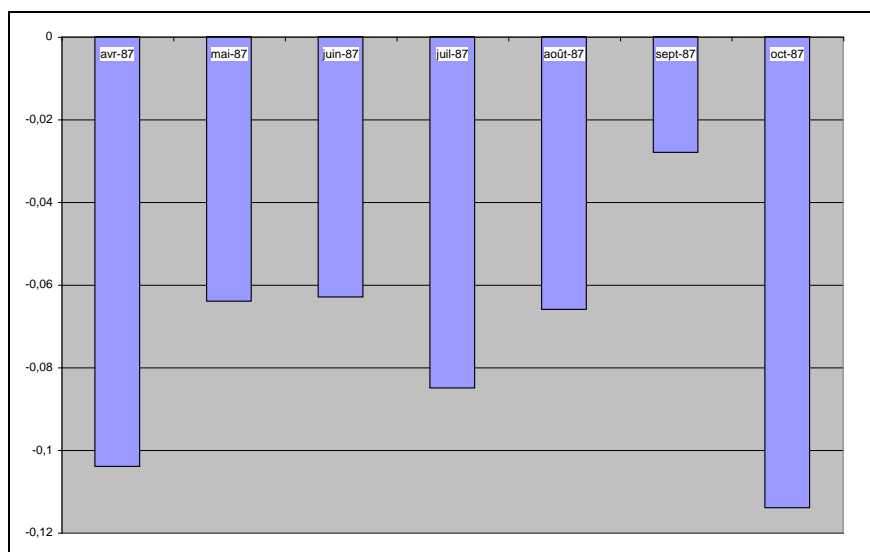
L'ampleur de l'effet des perspectives d'amnistie de 1988 est plus grande (400 à 500 tués supplémentaires, de septembre 1987 à juillet 1988), qu'elle ne l'est pour celle de 1995 (100 à 180 tués de plus, de décembre 1994 à juin 1995).

Seul l'accroissement relatif à l'élection de 1988 est statistiquement significatif, soit 517 tués supplémentaires avec un seuil de confiance de 0,04.

Le modèle mensuel gagnerait à être affiné, car seules quelques variables explicatives ont été intégrées à l'analyse ; il aurait été souhaitable de relier la dégradation du nombre mensuel de décès à l'évolution des vitesses pratiquées, sur les deux périodes d'intérêt et sur les réseaux sur lesquels elles sont mesurées sur une période suffisamment longue. Ainsi, le modèle pourrait être ajusté sur les réseaux des routes nationales et des autoroutes, sur lesquels le kilométrage mensuel, marquant l'exposition à la circulation et donc au risque d'accident, est mesuré, et sur lesquels l'effet des perspectives d'amnistie devrait être plus significatif.

4.4. Annexes

Graphique 4.1 à 4.3. : Impacts mensuels de l'effet Cellier (4.1), et des perspectives d'amnistie présidentielle de 1988 (4.2.) et 1995 (4.3).



Tableaux 4.1 : Le modèle sur les données mensuelles brutes

Tableau 4.1.a.

Parameter	Estimate	Std Error	T Ratio	Lag	Variable	Shift
MU	-0.02505	0.0027828	-9.00		0 LTUEFE	0
MA1,1	0.78905	0.04110	19.20		12 LTUEFE	0
AR1,1	0.16913	0.06196	2.73		1 LTUEFE	0
AR1,2	0.16157	0.06374	2.53		2 LTUEFE	0
AR1,3	0.22444	0.06290	3.57		3 LTUEFE	0
NUM1	0.10347	0.08102	1.28		0 LCARBUB	0
NUM2	-0.0022755	0.08441	-0.03		0 LICARB	0
NUM3	0.0013002	0.0003383	3.84		0 DTE	0
NUM4	0.0008768	0.0005836	1.50		0 DTH	0
NUM5	0.00002586	0.00001965	1.32		0 DHPLUI	0
NUM6	-0.0035809	0.0026823	-1.34		0 DNGEL	0
NUM7	0.0043532	0.01137	0.38		0 ATYTES	0
NUM8	0.0013106	0.0038428	0.34		0 ATYTHS	0
NUM9	-0.01157	0.0038852	-2.98		0 ATYTHI	0
NUM10	-0.0022139	0.0030156	-0.73		0 ATYHS	0
NUM11	0.0015597	0.0028888	0.54		0 ATYNGLS	0
NUM12	-0.0083433	0.0081969	-1.02		0 S1	0
NUM13	-0.0060422	0.0089395	-0.68		0 S2	0
NUM14	0.0055669	0.0047984	1.16		0 S3	0
NUM15	0.01411	0.0050085	2.82		0 DP	0
NUM16	0.0026091	0.0026722	0.98		0 VESADI	0
NUM17	-0.06081	0.03512	-1.73		0 STEP1	0
NUM18	0.06417	0.03358	1.91		0 STEP2	0
NUM19	0.03813	0.03346	1.14		0 STEP3	0
Constant	Estimate =	-0.0111419				
Variance	Estimate =	0.00414369				
Std Error	Estimate =	0.06437153				
AIC	=	-774.14637*				
SBC	=	-685.17573*				
Number of	Residuals=	301				

* Does not include log determinant

avec :

LTUEFE le logarithme du nombre mensuel de tués,

LCARBUB le logarithme de la consommation de carburants,

LICARB le logarithme du prix des carburants,

DTE-DTH la température maximale du jour, en été et en hiver, DHPLUI la hauteur de pluie et DNGEL l'occurrence de gel, moyennées sur une centaine de stations météorologiques réparties sur le territoire et sur le mois, mesurées par différence à la normale saisonnière,

ATYTES et ATYTHS le nombre de jours du mois où la température est particulièrement forte, en été et en hiver,

ATYTHI le nombre de jours du mois où la température est particulièrement faible,

ATYHS le nombre de jours du mois où la hauteur de pluie est particulièrement forte,

ATYNGLS le nombre de jours du mois où l'occurrence de gel est particulièrement forte,

S1,S2,S3 trois groupes de jours du mois atypiques au voisinage des jours fériés,

DP le nombre de jours du mois de grands déplacements liés à des départs et retours de congés,

VESADI le nombre de jours du mois de fin de semaine (vendredi, samedi ou dimanche),

STEP1 l'indicatrice de la période d'avril à novembre 1987,

STEP2 l'indicatrice de la période de novembre 1987 à juillet 1998,

STEP3 l'indicatrice de la période de décembre 1994 à juin 1995

Tableau 4.1.b.

Parameter	Estimate	Std Error	T Ratio	Lag	Variable	Shift
MU	-0.02452	0.0026660	-9.20		0 LTUEFE	0
MA1,1	0.77833	0.04043	19.25		12 LTUEFE	0
AR1,1	0.16357	0.05849	2.80		1 LTUEFE	0
AR1,2	0.14335	0.05910	2.43		2 LTUEFE	0
AR1,3	0.23408	0.05985	3.91		3 LTUEFE	0
NUM1	0.08976	0.07641	1.17		0 LCARBUB	0
NUM2	0.0013158	0.0003284	4.01		0 DTE	0
NUM3	0.0010321	0.0004655	2.22		0 DTH	0
NUM4	0.0000163	0.00001198	1.36		0 DHPLUI	0
NUM5	-0.0023010	0.0021175	-1.09		0 DNGEL	0
NUM6	-0.01055	0.0031936	-3.30		0 ATYTHI	0
NUM7	-0.0090827	0.0078523	-1.16		0 S1	0
NUM8	0.0044649	0.0044660	1.00		0 S3	0
NUM9	0.01387	0.0048195	2.88		0 DP	0
NUM10	0.0029882	0.0026133	1.14		0 VESADI	0
NUM11	-0.06497	0.03388	-1.92		0 STEP0	0
NUM12	0.06483	0.03206	2.02		0 STEP1	0
NUM13	0.03504	0.03238	1.08		0 STEP2	0
Constant	Estimate =	-0.0112535				
Variance	Estimate =	0.00403826				
Std Error	Estimate =	0.06354729				
AIC	=	-819.52059*				
SBC	=	-752.08894*				
Number of	Residuals=	313				
* Does not include log determinant						

avec :

LTUEFE le logarithme du nombre mensuel de tués,
 LCARBUB le logarithme de la consommation de carburants,
 LICARB le logarithme du prix des carburants,
 DTE-DTH la température maximale du jour, en été et en hiver, DHPLUI la hauteur de pluie et DNGEL l'occurrence de gel, moyennées sur une centaine de stations météorologiques réparties sur le territoire et sur le mois, mesurées par différence à la normale saisonnière,
 ATYTHI le nombre de jours du mois où la température est particulièrement faible,
 S1,S3 deux groupes de jours du mois atypiques au voisinage des jours fériés,
 DP le nombre de jours du mois de grands déplacements liés à des départs et retours de congés,
 VESADI le nombre de jours du mois de fin de semaine(vendredi, samedi ou dimanche),
 STEP1 l'indicatrice de la période d'avril à novembre 1987,
 STEP2 l'indicatrice de la période de novembre 1987 à juillet 1998,
 STEP3 l'indicatrice de la période de décembre 1994 à juin 1995

Tableau 4.2. : Le modèle sur les données corrigées journallement des variations locales

Parameter	Estimate	Std Error	T Ratio	Lag	Variable	Shift
MU	-0.03083	0.0031098	-9.91		0 LCVL	0
MA1,1	0.83096	0.04920	16.89		12 LCVL	0
AR1,1	0.20949	0.07795	2.69		1 LCVL	0
AR1,2	0.22803	0.07845	2.91		2 LCVL	0
AR1,3	0.09679	0.07852	1.23		3 LCVL	0
NUM1	0.24878	0.09135	2.72		0 LCARBUB	0
NUM2	-0.05583	0.07927	-0.70		0 LICARB	0
NUM3	-0.07620	0.03380	-2.25		0 STEP1	0
NUM4	0.04615	0.03181	1.45		0 STEP2	0
NUM5	0.02340	0.03227	0.73		0 STEP3	0
Constant	Estimate =	-0.0143571				
Variance	Estimate =	0.0035505				
Std Error	Estimate =	0.05958606				
AIC	=	-491.98961*				
SBC	=	-460.11575*				
Number of	Residuals=		179			
* Does not include log determinant						

avec :

LCVL le logarithme des nombres de tués corrigés journallement des variations locales,

LCARBUB le logarithme de la consommation de carburants,

LICARB le logarithme du prix des carburants,

STEP1 l'indicatrice de la période d'avril à novembre 1987,

STEP2 l'indicatrice de la période de novembre 1987 à juillet 1998,

STEP3 l'indicatrice de la période de décembre 1994 à juin 1995

4.5. Bibliographie

[1] Box G.E.P. et TIAO G.C. : Intervention analysis with applications to economic and environmental problems. *Journal of the American Statistical Association*. 1975, 70, 349, pp. 70-79

[2] Gouriéroux Christian et Monfort Alain : *Séries temporelles et modèles dynamiques*. Economica, 1990.

[3] Bergel Ruth, Girard Bernard, Le Breton Patrick, Lassarre Sylvain. Un modèle de désaisonnalisation des indicateurs journaliers d'insécurité routière. *Actes du Séminaire de l'Inrets sur la Modélisation de l'insécurité routière*. Arcueil, 1993 et 1994.

5. Modélisation GAM

5.1. Matériel et méthode

Le modèle que le groupe aurait souhaité développer reposerait sur :

- Des données journalières de tués sur les routes à un échelon géographique fin.
- Des facteurs de confusion sur le même pas de temps et le même niveau géographique (en particulier météorologiques et calendaires).
- Un modèle hiérarchique avec comme premier niveau, la zone géographique.

Faute de pouvoir disposer de ces données dans un délai rapide, un tel modèle n'a pu être construit.

5.1.1. Les données utilisées

- Les données utilisées sont des séries journalières du nombre de tués par accident de la route en France :
 - d'une part, la série journalière brute du nombre de tués, issue des statistiques officielles
 - d'autre part, la série journalière corrigées des variations météorologiques locales et des variations calendaires exceptionnelles, fournies par le modèle GIBOULEE (cf §3).
- La variable explicative disponible, i.e. le prix du carburant (mensuel). Cette variable est utilisée car elle influence le nombre de kilomètres parcourus.

5.1.2. Le modèle GAM

Le modèle utilisé est un modèle additif généralisé GAM poissonien (Hastie T., Tibshirani R. Generalized additive models. London: Chapman and Hall, 1990). Ces modèles sont une extension des modèles GLM (Generalized Linear Models), qui permettent d'introduire des fonctions de lissage non-paramétrique des variables explicatives.

Les cofacteurs retenus dans l'analyse, sont la tendance à long terme, les variations saisonnières, les variations hebdomadaires et le prix mensuel des carburants. La tendance et la saisonnalité sont modélisées simultanément par une régression locale fonction du temps.

$$\text{Ln}(E(Y_t)) = \text{Const} + S_{\text{TS}}(t) + \text{Ind}_{\text{Jour}}(t) + S_{\text{PC}}(P_t) + S_{\text{A88}}(t) + S_{\text{A95}}(t)$$

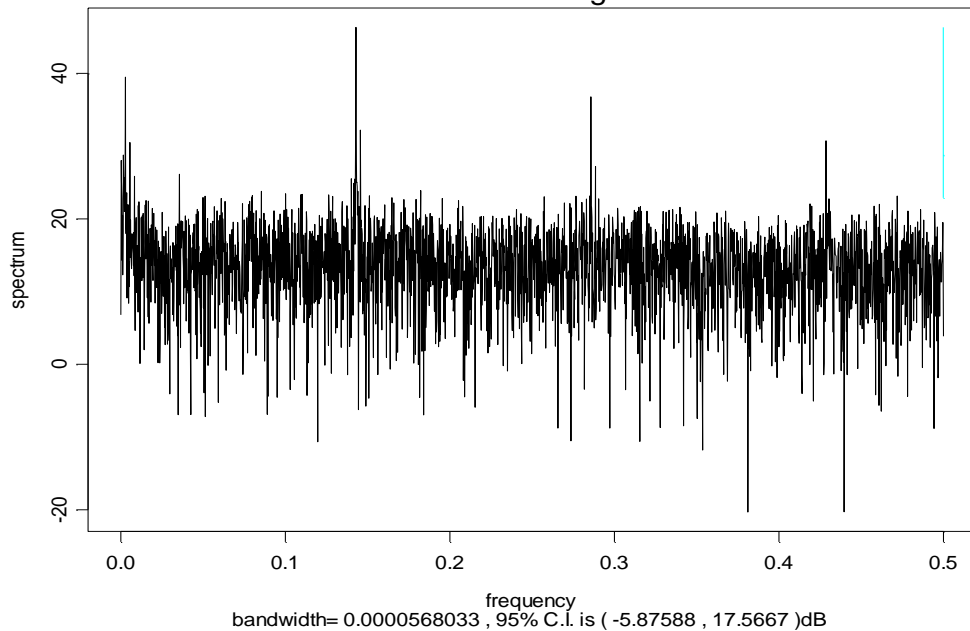
où S désigne des fonctions de lissage non paramétriques (régressions locales)

Y_t :	Nombre de tués (données brutes ou données corrigées)
S_{TS} :	Tendance et Saisonnalité (régression locale sur le temps, fenêtre de 220 jours)
Ind_{Jour} :	Effet jour de la semaine (variable indicatrice du jour)
S_{PC} :	Prix du Carburant (régression locale sur le prix du carburant P_t , fenêtre 90%)
S_{A88} :	Amnistie 88 (régression locale sur le temps de Nov 87 à Juillet 88, fenêtre 70%)
S_{A95} :	Amnistie 95 (régression locale sur le temps de Sept 94 à Juillet 95, fenêtre 70%)

5.2. Résultats

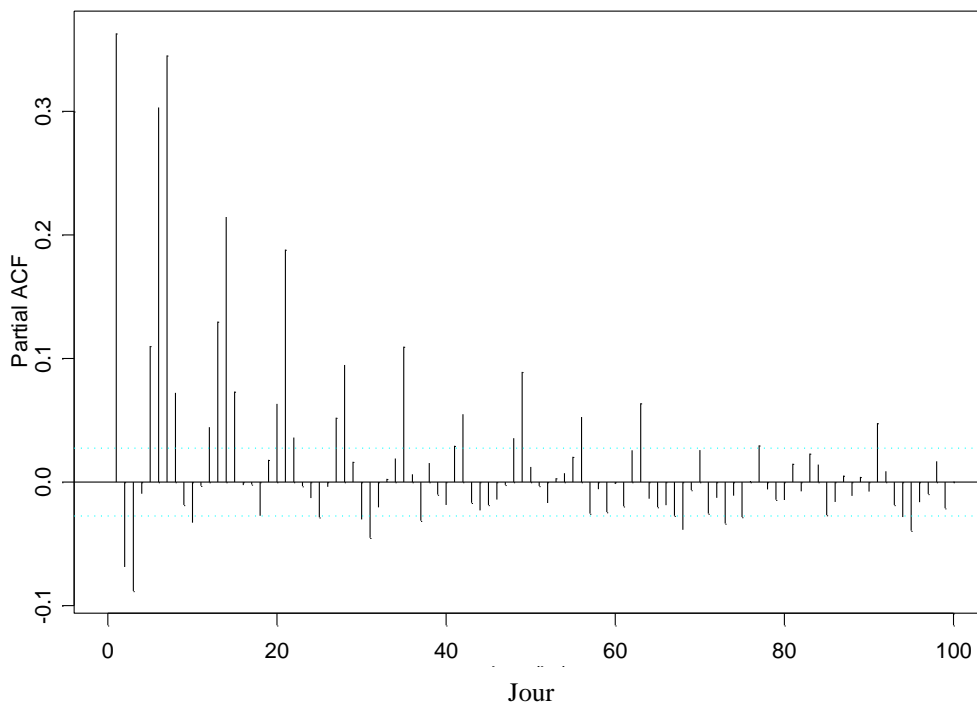
Nous avons tout d'abord comparé les séries brutes et corrigées de mortalité. Les périodogrammes (Graphique 5.1.) et les fonctions d'autocorrélation partielle (Graphique 5.2) de la série corrigée sont relativement similaires à celles de la mortalité brute (Graphiques 5.3 et 5.4.).

**Périodogramme de la série journalière corrigée du nombre de tués
(1^{er} février 1985 au 31 Décembre 1998)**



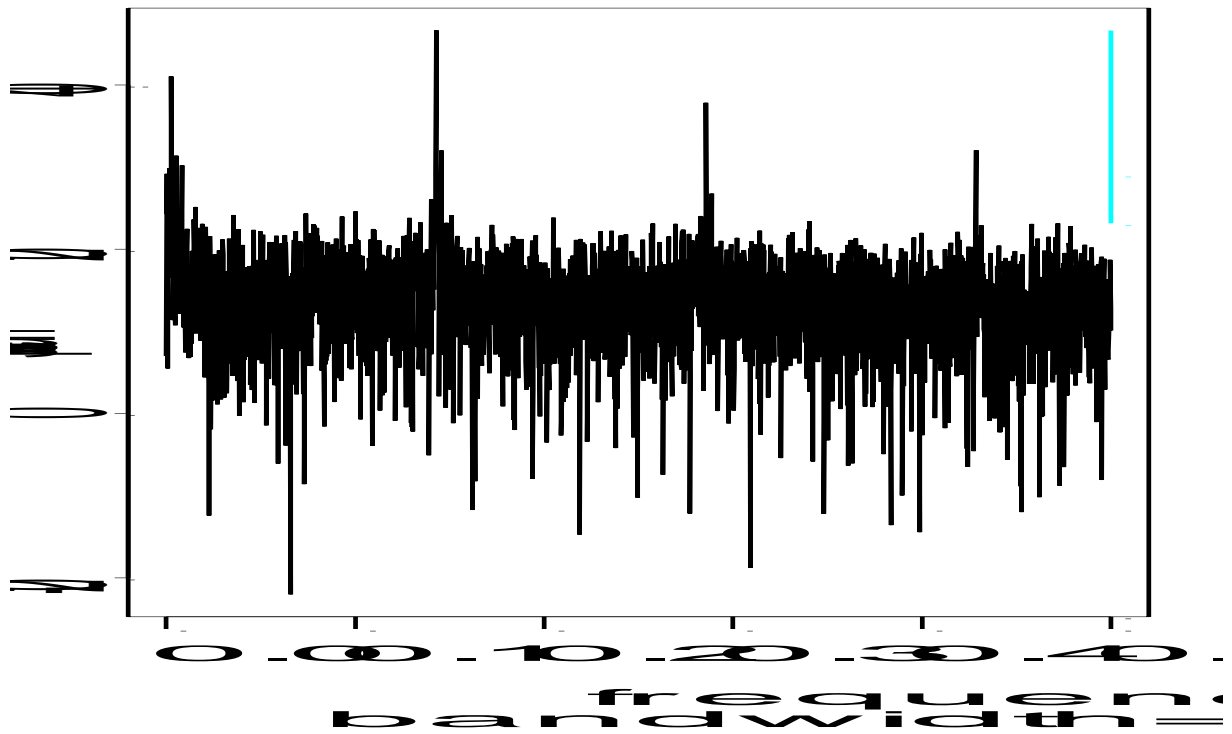
Graphique 5.1

**Autocorrélations partielles de la série journalière corrigée du nombre de tués
(1^{er} février 1985 au 31 Décembre 1998)**



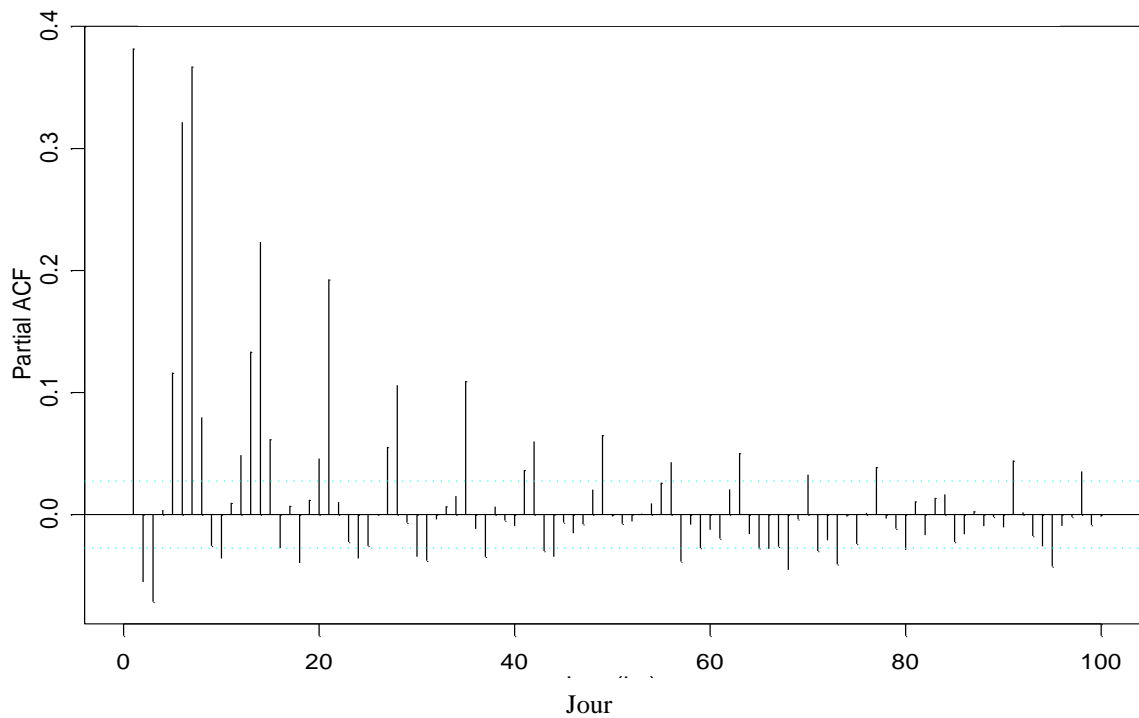
Graphique 5.2.

Périodogramme de la série journalière brute du nombre de tués
(1^{er} février 1985 au 31 Décembre 1998)



Graphique 5.3.

Autocorrélations partielles de la série journalière brute du nombre de tués
(1^{er} février 1985 au 31 Décembre 1998)



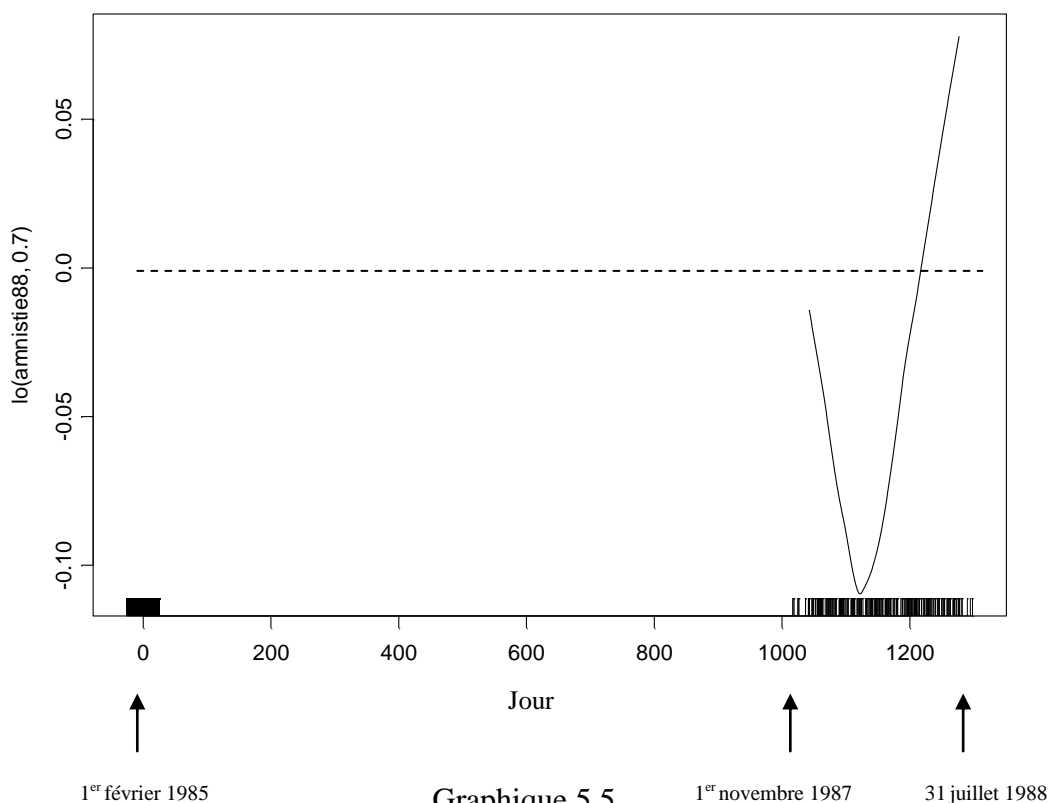
Graphique 5.4.

La construction d'un modèle sur les données brutes et corrigées, prenant en compte les différents facteurs de confusion et un effet amnistie pour chaque élection, a été réalisé. Les dates retenues pour étudier un possible effet d'une amnistie sont de novembre 1987 à juillet 1988, et de septembre 1994 à Juillet 1995.

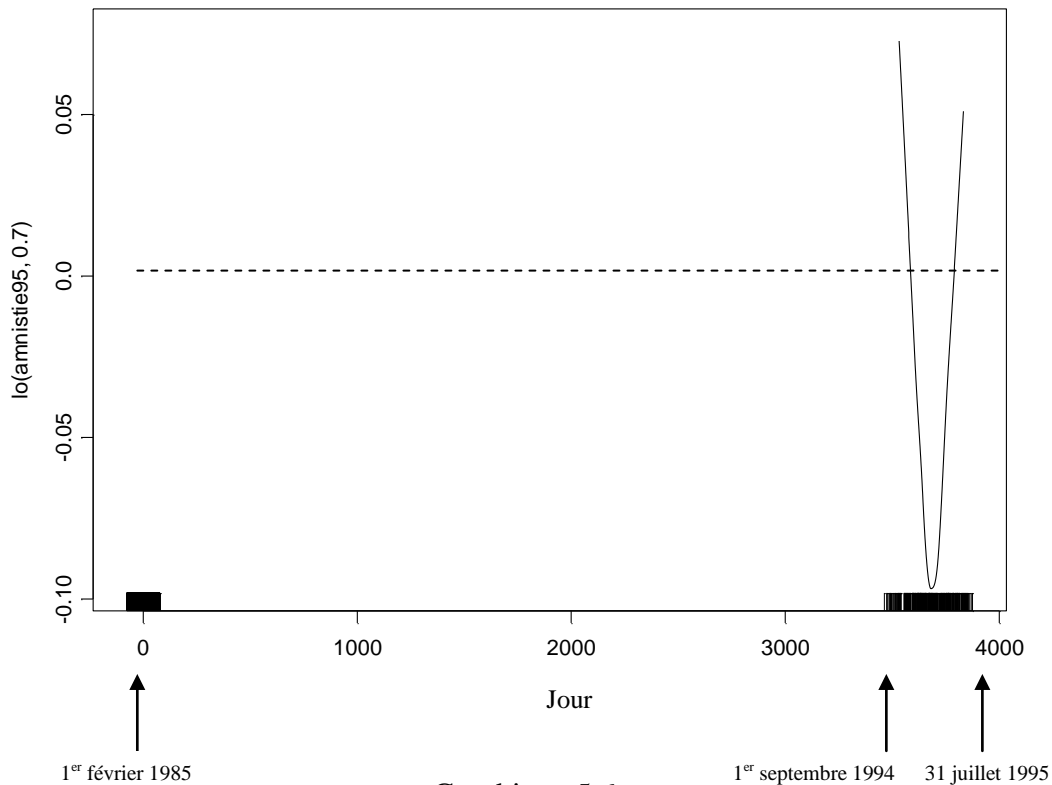
Les deux modèles présentent des résultats comparables quant à un possible effet de l'amnistie. Les graphiques 5.5 et 5.6 présentent les résultats observés sur la mortalité corrigée. En 1988 et 1995, on observe une courbe en U présentant un point d'inflexion autour de février-mars. Leur effet cumulé sur leur période de définition respective représente une baisse de 5,8 % en 1988 et de 5 % en 1995. Les variables amnistie 1988 et amnistie 1995 ne sont pas significatives selon un test de Fisher avec respectivement une probabilité de 0,14 et 0,74.

Dans les graphiques 5.5. et 5.6. sont représentés en abscisse le temps (en jours), et en ordonnée le logarithme de l'estimation du risque relatif de décès par accident de la route pendant la période supposée d'effet d'amnistie (novembre 1987 à juillet 1988 pour 1988, septembre 1994 à juillet 1995 pour 1995). Ces graphiques, compte tenu de l'échelle, peuvent être lus de manière simplificatrice comme représentant des variations en pourcentage de risque : si on part de 0 et que la courbe atteint -0.1 , alors on peut dire qu'on a une baisse de 10%. Les abscisses sont à l'échelle des variables utilisées.

Logarithme de l'estimation du risque relatif de décès par accident de la route de novembre 1987 à Juillet 1988.



**Logarithme de l'estimation du risque relatif de décès par accident
de la route de septembre 1994 à juillet 1995.**



Graphique 5.6.

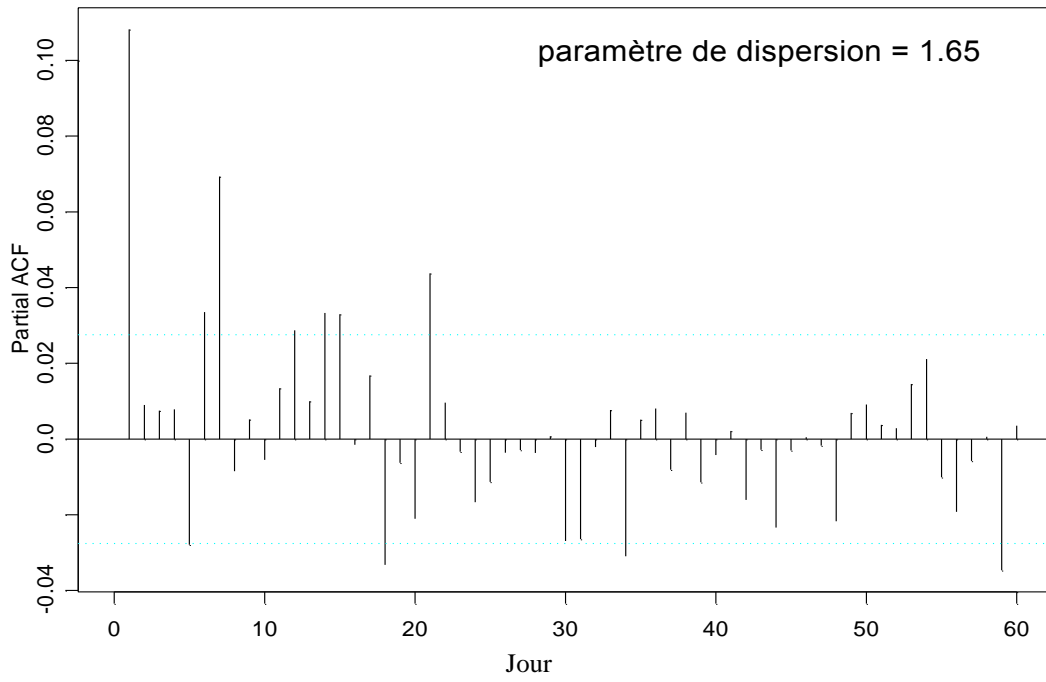
L'analyse des fonctions d'autocorrélation partielle des résidus des deux modèles et de leur paramètre de dispersion respectif montrent :

- un ajustement imparfait sur les données brutes, lié vraisemblablement à la non prise en compte de facteurs de confusion déterminants (Graphique 5.7).

- un ajustement paradoxalement moins bon sur les données corrigées. Le paramètre de dispersion est plus élevé que celui observé pour le modèle sur les données brutes (Graphique 5.8).

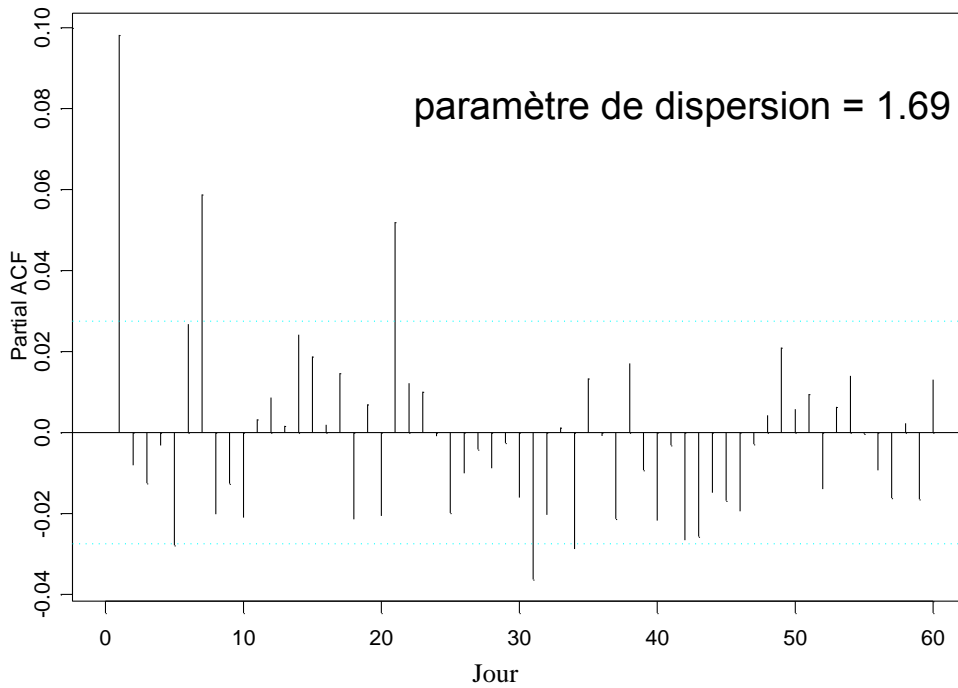
Ces paramètres reflètent un ajustement initial inadéquat des facteurs de confusion locaux pour l'analyse réalisée dans ce cadre.

Autocorrélations partielles des résidus du modèle avec les données brutes



Graphique 5.7.

Autocorrélations partielles des résidus du modèle avec les données corrigées



Graphique 5.8.

5.3. Discussion

Une analyse de ce type repose sur les hypothèses suivantes :

- La saisonnalité est approximativement similaire dans l'ensemble des régions françaises.

Cette hypothèse est plausible mais demande à être vérifiée.

- Le contrôle des facteurs de confusion est optimal au niveau local.

Or, les données n'étaient disponibles que sur des zones géographiques hétérogènes et étendues. L'échelle géographique retenue n'a pas permis de garantir un réel contrôle des facteurs de confusion. Lorsqu'un facteur de confusion dont l'effet est important sur les accidents, comme peuvent l'être les effets météorologiques, est mal pris en compte, cela biaise l'ensemble des résultats des modèles.

De plus, la construction d'un modèle sur des données corrigées repose sur une hypothèse forte : indépendance entre les facteurs de confusion contrôlés à la première étape et ceux introduits dans la seconde étape. Cette hypothèse n'est pas vérifiable en l'état.

Enfin, une autre limitation de ces approches est liée à leur construction intrinsèque. Les données de mortalité varient selon la saison. Ces variations sont liées à de multiples facteurs, connus ou inconnus. Devant l'impossibilité de prendre en compte ces sources de variation, les modèles développés essaient de contrôler de manière intrinsèque cette saisonnalité par filtrage (ARIMAX) ou par l'introduction d'une fonction de lissage du temps (GAM). Ces approches ont montré tout leur intérêt, notamment en terme de prédiction (ARIMAX) ou par exemple sur l'analyse des liens entre pollution et santé (GAM). Mais dans le cadre de cette étude, le facteur d'intérêt, l'amnistie, joue sur un pas de temps, de 6 à 8 mois, qui est précisément celui du facteur de confusion saison. Dès lors, on se trouve confronté à des problèmes de colinéarité ou de concurvité entre ces variables rendant leurs estimations incertaines.

- L'analyse réalisée, en l'absence d'une prise en compte satisfaisante des facteurs de confusion, tels que les conditions météorologiques, ne permet pas de conclure.

- De plus, elle ne permet pas de s'assurer que le partage entre l'effet saisonnier et un éventuel effet de l'amnistie est correct.

6. Discussion générale

Rappelons ici que le groupe d'experts a choisi de focaliser son attention sur la question suivante :

Peut-on mettre en évidence, en 1988 et/ou en 1995, dans les périodes encadrant les dates de l'élection présidentielle, une variation du nombre de tués sur les routes en France ?

Rappelons également que la réponse à cette question n'incluait pas d'investigation approfondie sur les mécanismes de modification des comportements des usagers de la route ou des pratiques de contrôle et de sanctions dus à une annonce anticipée d'une potentielle amnistie présidentielle, bien que cette investigation soit estimée nécessaire pour prendre position sur le sens des effets de l'amnistie. Par conséquent, le groupe a exclusivement cherché à observer l'existence d'une éventuelle association statistique entre les annonces des amnisties par la presse en 1988 et 1995 et les variations dans les séries chronologiques des nombres de tués en France malgré les limites induites par le flou de la forme et la brièveté de l'impact de l'amnistie ainsi que par la nature du plan quasi-expérimental du type avant-après. Rappelons enfin que cette association, si elle était mise en évidence, ne permettrait pas d'établir un lien de causalité entre l'annonce de l'amnistie et le bilan routier.

Le groupe a choisi et argumenté le recours à la modélisation statistique pour évaluer les effets de l'annonce d'une amnistie sur la sécurité routière même si les risques de biais de l'estimation des effets sont impossibles à éliminer complètement. **Les résultats des trois modèles statistiques mis en œuvre divergent :**

- Les résultats du modèle GIBOULEE sont une représentation en données désaisonnalisées et en tendance du nombre de tués sur les routes. Il s'agit d'un modèle essentiellement descriptif. On observe des fluctuations de cette tendance dans les périodes précédant les élections présidentielles de 1988 et de 1995 (inflexion à la hausse plus marquée en 1988 qu'en 1995). Cependant, cette tendance est composite et on ne peut pas attribuer ces fluctuations à un facteur particulier.

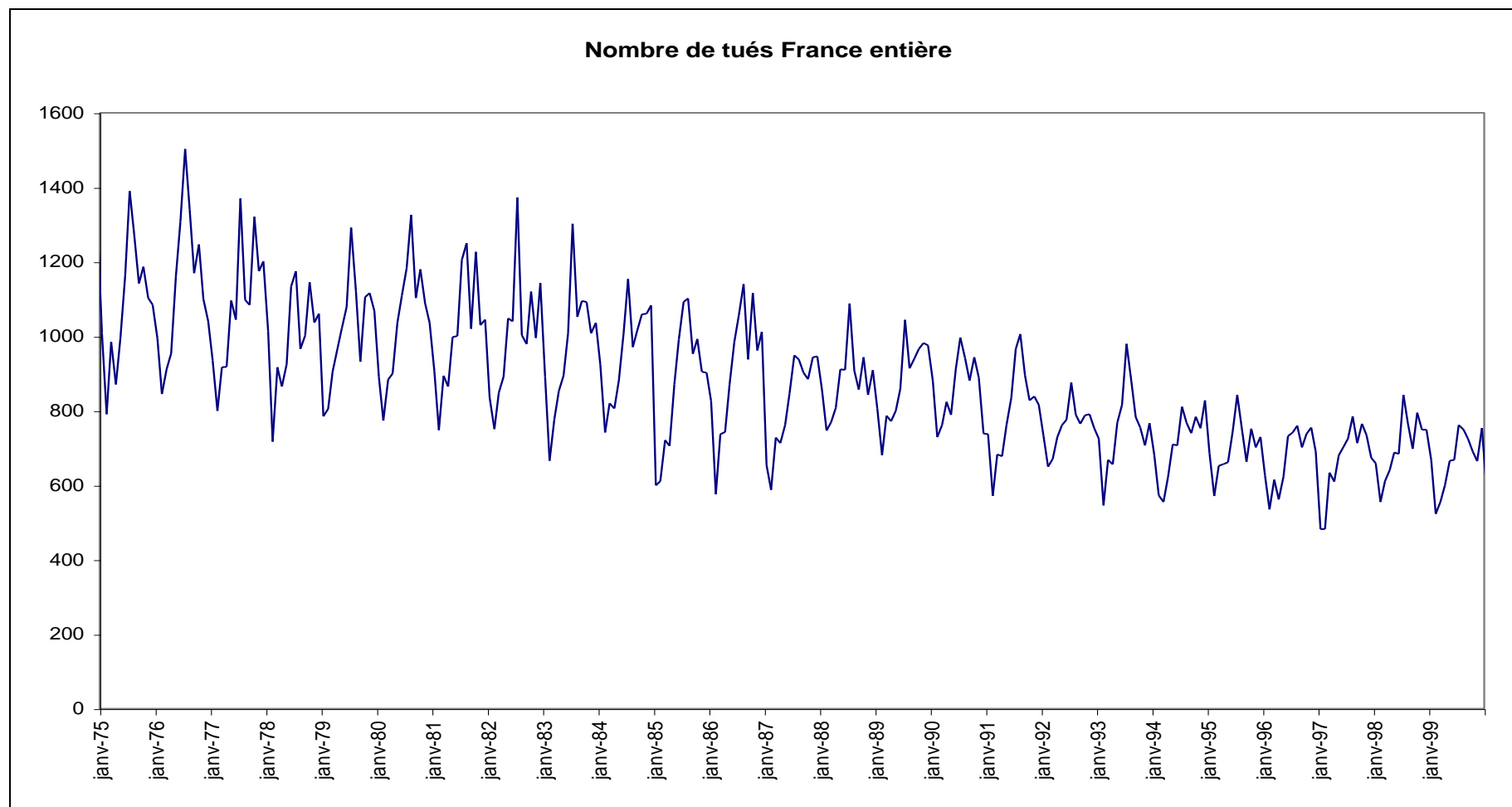
- La modélisation ARIMAX montre un accroissement du nombre de tués dans les mois qui ont précédé les élections présidentielles de 1988 (400 à 500 tués de plus entre Novembre 1987 et Juillet 1988) et de 1995 (110 à 180 tués de plus de Décembre 1994 à Juin 1995). Seul l'accroissement relatif à l'élection de 1988 est, pour un modèle, statistiquement significatif au seuil habituel (soit 517 tués de plus entre novembre 1987 et juillet 1988 avec un seuil de confiance de 0,04). On a cherché à minimiser les risques de biais par l'introduction des principaux facteurs de confusion dans le modèle. En particulier, l'exposition au risque est caractérisée par une variable proxy, la consommation de carburants, car le kilométrage mensuel n'est pas estimé sur l'ensemble du territoire français.

- Les résultats de la modélisation GAM sont inverses : ils montrent une baisse du nombre des tués sur la route (non significative) de 5,8% en 1988 et de 5% en 1995. Dans cette modélisation aussi, les facteurs de confusion ne sont pas pris en compte de manière satisfaisante. De plus, ces résultats sont incertains car le modèle différencie mal les effets de l'amnistie et les évolutions saisonnières normales du nombre de tués. En effet ces deux phénomènes s'expriment sur des durées du même ordre (quelques mois), ce qui entraîne une confusion potentielle qui ne peut être levée avec certitude à l'aide des outils de modélisation dont on dispose actuellement.

Par conséquent, le groupe aboutit aux conclusions suivantes :

1. Seul un modèle statistique parmi les trois mis en œuvre montre, en 1988, une association statistique entre l'annonce anticipée d'une amnistie présidentielle et une variation significative du nombre de tués sur les routes.
2. Cependant, de manière générale, la prise en compte des facteurs de confusion est insuffisante par manque de données à un niveau géographique fin. La prise en compte des données météorologiques, notamment, est imparfaite, parce que réalisée à un niveau régional ou national beaucoup trop large.
3. Le modèle GAM soulève une autre difficulté, la capacité du modèle à différencier correctement les effets de l'amnistie des évolutions saisonnières normales du nombre de tués. Une divergence de point de vue persiste au sein du groupe quant à la capacité des modèles ARIMAX à différencier ce type d'effets, certains experts estimant que ces modèles ne permettent pas de résoudre ce type de problème de manière plus satisfaisante.
4. L'analyse de ces phénomènes très complexes requiert des données détaillées (indicateurs de sécurité routière et facteurs de confusion à un niveau géographique fin ou à un niveau plus agrégé). D'autre part, elle nécessite le développement de techniques épidémiologiques ou statistiques spécifiques adaptées pour répondre à ce type de question. Le groupe souhaite recommander aux décideurs publics de mettre en œuvre, de manière plus résolue et plus systématique, un système statistique de recueil de données permanent qui permette de contourner les écueils énoncés ci-dessus et de répondre à ce type de questions récurrentes en sécurité routière : l'influence d'une mesure ou d'un événement sur la sécurité routière.

7. Annexes Générales



Annexe 2. Nombre de tués en France de janvier 1975 à janvier 2000. Données Brutes (Source : Ministère des Transports)