



Ministère  
de l'Équipement,  
du Logement,  
des Transports  
et du Tourisme

Direction des Affaires Economiques  
et Internationales  
Service Economique  
et Statistique

Direction de la Sécurité et de  
la Circulation Routières  
Observatoire National Interministériel  
de Sécurité Routière

Paris-La-Défense, le 19 juillet 1996

**Objet :** Diffusion du rapport : "Un modèle de désaisonnalisation des indicateurs journaliers d'insécurité routière."

Nous vous prions de trouver ci-joint le rapport du groupe de travail constitué à la demande de la Direction de la Sécurité et de la Circulation Routières afin de mettre en oeuvre un tableau de bord de l'insécurité routière.

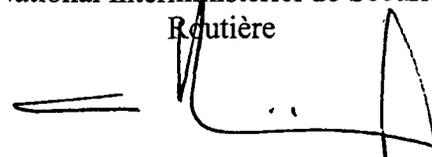
Ce modèle, exploité par le Service d'Etudes Techniques des Routes et Autoroutes, est utilisé par l'Observatoire National Interministériel de Sécurité Routière pour son suivi conjoncturel mensuel. L'analyse conjoncturelle sur les données désaisonnalisées est complémentaire de l'analyse réalisée sur les données brutes, mais plus immédiate : les résultats sont analysés "en temps réel" et les inflexions de tendance se manifestent plus tôt.

L'analyse porte sur une période allant jusqu'au premier quadrimestre de l'année 1995, elle ne reflète donc pas les tendances les plus récentes de l'insécurité routière, qui ont été marquées par une sensible amélioration. Mais l'objectif principal du rapport, de nature méthodologique, est de présenter une grille de lecture de l'évolution de court terme de l'insécurité routière, et non pas de faire une analyse de la situation des tout derniers mois. Les résultats de l'insécurité pour l'ensemble de l'année 1995 et pour le premier quadrimestre 1996 sont présentés dans les bilans réalisés par l'Observatoire National Interministériel de Sécurité Routière.

Le Chef du Service Economique  
et Statistique de la  
Direction des Affaires Economiques  
et Internationales

  
Jean-Pierre PUIG

Le Secrétaire Général de l'Observatoire  
National Interministériel de Sécurité  
Routière

  
Olivier NOEL



**UN MODELE DE DESAISONNALISATION  
DES INDICATEURS JOURNALIERS D'INSECURITE ROUTIERE**

**Présentation de la méthode de désaisonnalisation  
et application au nombre de tués France entière**

**Rapport du groupe de travail constitué à la demande de la DSCR pour mettre en oeuvre un  
tableau de bord de l'insécurité routière.**

**Composition du groupe de travail:**

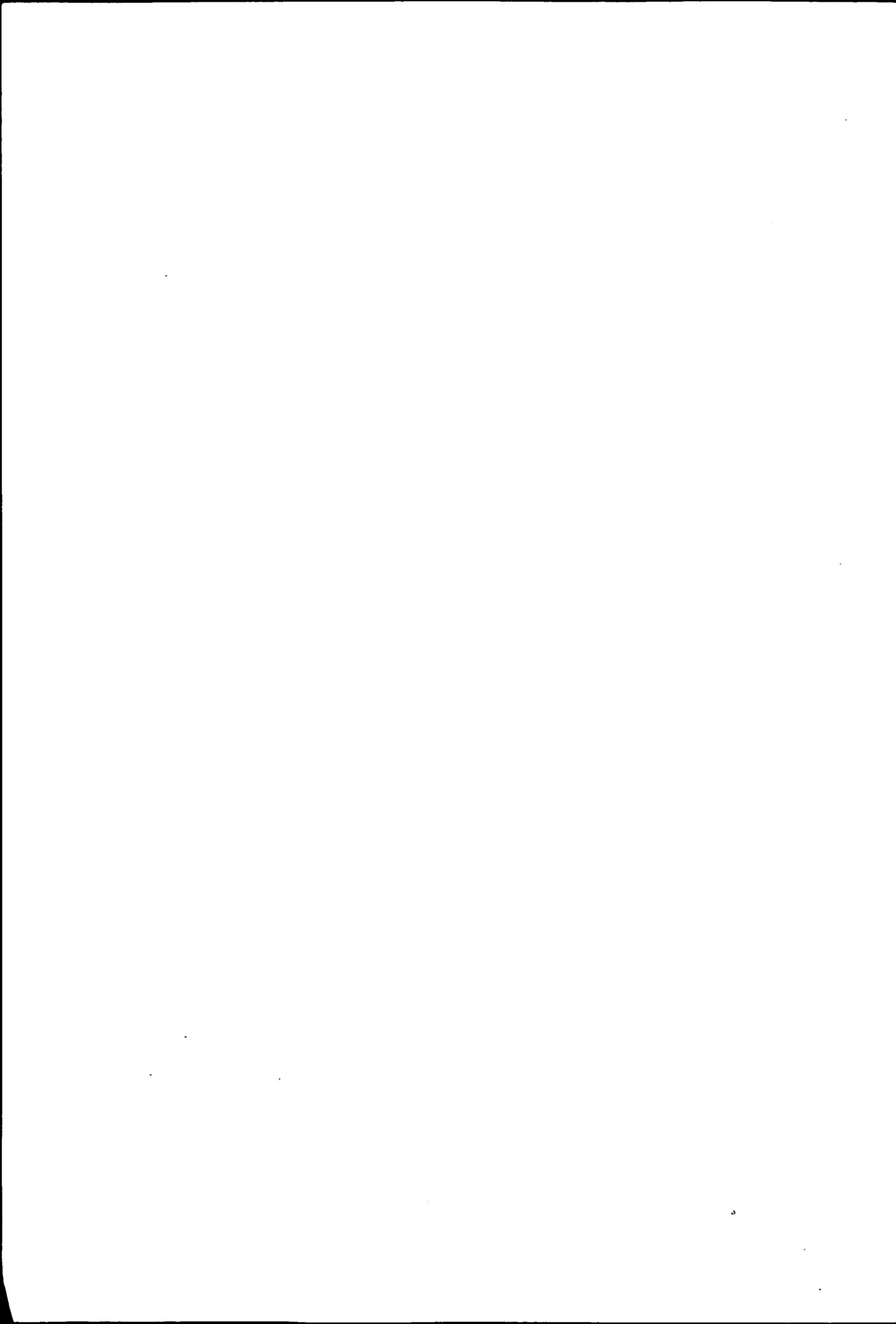
**Animation: Ruth Bergel (OEST)**

**Robert Azencott (CEMS)  
Elvyne Février (DSCR puis DAED)  
Bernard Girard (CEMS)  
François Ghilain (SETRA/Association des Géographes de Haute  
Normandie)  
Sylvain Lassarre (INRETS)  
Patrick Le Breton (SETRA)**

**Pilotage du suivi opérationnel: Olivier Noël, Secrétaire Général de l'ONISR**

**Rédaction: Ruth Bergel  
Bernard Girard  
Sylvain Lassarre  
Patrick Le Breton**

**Graphiques: Françoise Vervialle (SETRA)**



## DÉGRADATION RÉCENTE DES INDICATEURS DE LA SÉCURITÉ ROUTIÈRE

Ruth BERGEL,  
Bernard GIRARD\*,  
Sylvain LASSARRE\*\*,  
Patrick LE BRETON\*\*\*

Le modèle de désaisonnalisation des indicateurs d'insécurité routière, mis en oeuvre au Setra<sup>(1)</sup> et utilisé par l'Onsir<sup>(2)</sup> pour son suivi conjoncturel, fournit une analyse complémentaire de celle sur données brutes : les résultats sont analysés «en temps réel», et les inflexions de tendance s'y manifestent plus tôt.

Les résultats présentés dans cette note de synthèse portent sur le nombre global de tués, de janvier 1985 à avril 1995.

Alors que le nombre annuel moyen de décès sur la route dépassait les dix mille jusqu'en 1989, la tendance s'est infléchie à la baisse à compter de 1990, et les gains ont été sensibles en rythme annuel, pendant plusieurs années consécutives. En 1994, on compte 8 533 tués et 132 726 accidents corporels.

Au cours des trois dernières années, l'amélioration a été particulièrement sensible en 1992, à partir de mai, puis entre la fin 1993 et l'été 1994, plus particulièrement de mars à août. Mais la fin de l'année 1994 a connu une nouvelle dégradation des indicateurs, qui se poursuit au cours du premier quadrimestre 1995.

*Un suivi  
conjoncturel  
des indicateurs  
désaisonnalisés ...*

Un modèle de suivi des nombres d'accidents corporels et de victimes de la circulation routière a été développé dans le cadre d'un groupe de travail du Ministère de l'Aménagement du Territoire, de l'Équipement et des Transports, regroupant la DSCR, l'Oest, l'Inrets et le Setra, en collaboration avec une équipe de statisticiens des universités de Paris-I et Paris-XI.

Il est exploité mensuellement par le Setra pour le suivi conjoncturel des indicateurs globaux d'insécurité routière (nombres d'accidents, de tués, de blessés graves et de blessés légers), désagrégés par réseau et suivant une typologie d'accidents.

*... complémentaire  
de l'analyse sur  
données brutes*

La DSCR dispose ainsi, en complément de l'analyse sur données brutes, d'une analyse «en temps réel» sur données désaisonnalisées, qui lui permet de déceler plus tôt les valeurs atypiques et les retournements de tendance, qui résultent d'une modification du comportement du conducteur sous l'effet de facteurs non pris en compte dans le modèle comme, par exemple, une mesure de sécurité routière.

*Tendance  
à la baisse  
sur longue  
période ...*

La tendance à la baisse des nombres d'accidents et de victimes de la circulation routière, que l'on observe sur longue période, s'est poursuivie sur la période récente. Elle est néanmoins plus marquée pour les nombres d'accidents corporels, que pour les nombres de tués, dont les valeurs sont plus petites et plus fluctuantes (cf. graphiques de ces deux indicateurs en données désaisonnalisées et en tendances, de janvier 1985 à avril 1995).

\* Université Paris-I Panthéon-Sorbonne

\*\* Institut National de REcherche sur les Transports et leur Sécurité

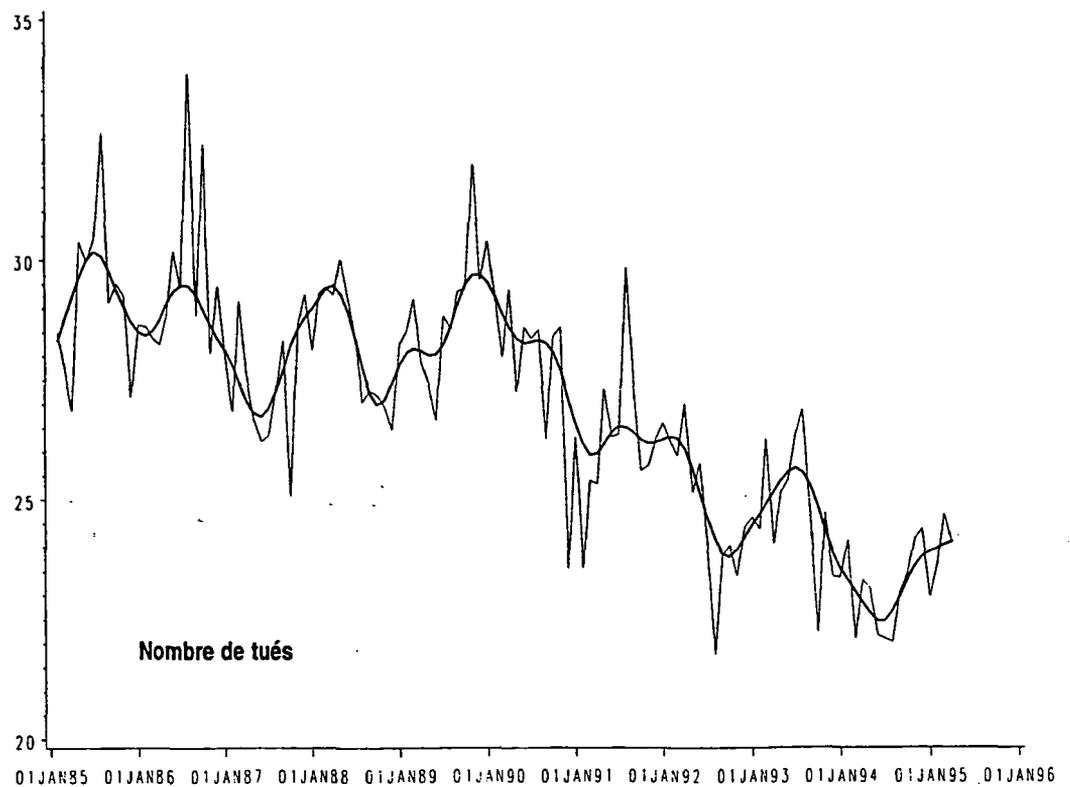
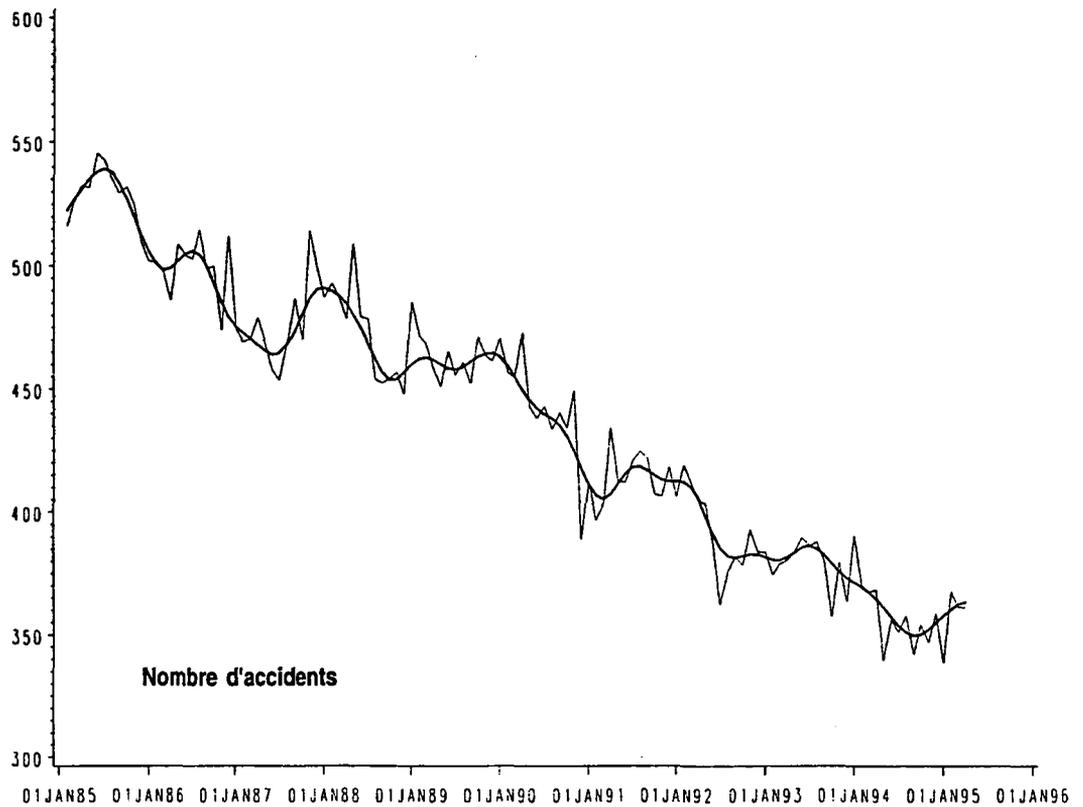
\*\*\*(1) Service d'Études Techniques sur les Routes et les Autoroutes

(2) Observatoire National Interministériel de Sécurité Routière

# SÉCURITÉ ROUTIÈRE

Nombre d'accidents et de tués,  
par jour du mois, de janvier 1985 à avril 1995.

*Données désaisonnalisées corrigées des variations locales  
et des variations saisonnières, et tendances mensuelles.*



*... et inflexion  
sensible  
du nombre de tués  
à compter de 1990*

Alors qu'on enregistrerait un nombre annuel moyen supérieur à dix mille morts par an jusqu'en 1989, la tendance s'est infléchi à la baisse à compter de 1990, et les gains ont été sensibles en rythme annuel, pendant plusieurs années consécutives (allant de -0,2% à -5,7% suivant les années, entre 1989 et 1994). En 1994, on compte 8 533 tués pour 132 726 accidents corporels.

*Un impact étalé  
des mesures*

Il est évidemment difficile de faire la part des facteurs qui contribuent à diminuer l'insécurité routière, et qui peuvent jouer simultanément. L'expérience montre que les diverses mesures de sécurité routière ont eu pour effet d'infléchir à la baisse, souvent par anticipation, les nombres d'accidents. On enregistre dans un second temps une remontée des indicateurs, sans facteur explicatif apparent, puis une stabilisation à un meilleur niveau que celui observé avant la mesure.

*Effet favorable  
de la crise du  
Golfe et du permis  
à points ...*

Parmi les principales mesures dont on a pu évaluer par modélisation statistique un effet sur la tendance du nombre global de décès sur la route, on citera d'abord, en juillet 1987, la loi sur le doublement des peines pour conduite en état d'alcoolémie; mais les perspectives d'amnistie présidentielle ont contribué à neutraliser à court terme, dès la fin 1987, l'amélioration de tendance observée en début d'année.

En décembre 1990, la diminution à 50km/h de la vitesse autorisée en agglomération, simultanée à l'obligation de port de ceinture à l'arrière, intervient en pleine crise du Golfe : le ralentissement général de l'activité économique et de la croissance de la circulation auront fortement contribué à l'amélioration des statistiques de l'été 1990 au printemps 1991.

Pour le permis à points, mesure isolée entrée en application en juillet 1992, un fort effet d'annonce se manifeste dès le printemps, avec des gains très sensibles jusqu'à la fin de l'année, suivi d'un effet «retard» fin 1993, en raison de l'amélioration des performances du système de retrait de points.

*... et effet  
défavorable  
des perspectives  
d'amnistie*

La première partie de 1994 restera encore orientée à la baisse, sous l'effet supplémentaire d'une mesure nouvelle en mai (perte d'un point pour non-port de ceinture); la baisse à 0,7g/l du taux limite d'alcoolémie en juillet a pu également jouer, mais de manière vraisemblablement marginale. La fin de l'année se caractérise par une nouvelle dégradation, sensible dès septembre, et qui se poursuit au cours du premier quadrimestre 1995. Comme pour l'élection présidentielle de mai 1988, ce sont les perspectives d'amnistie présidentielle, en induisant une modification sensible du comportement des conducteurs, qui sont à l'origine de cette dégradation récente des indicateurs.

Le suivi des nombres d'accidents et de victimes, désagrégés par catégories de réseau et suivant une typologie d'accidents est réalisé par l'Onisr (cf. Bilans annuels et quadrimestriels de l'Onisr). Les résultats obtenus ne sont donc pas détaillés dans cette note de synthèse, dans laquelle on s'est volontairement limité au nombre global de tués. On soulignera évidemment la nécessité d'un suivi d'indicateurs désagrégés, qui seul permet de mettre en évidence des phénomènes spécifiques, et sans lequel une approche des facteurs véritablement explicatifs de l'insécurité routière n'est pas possible.

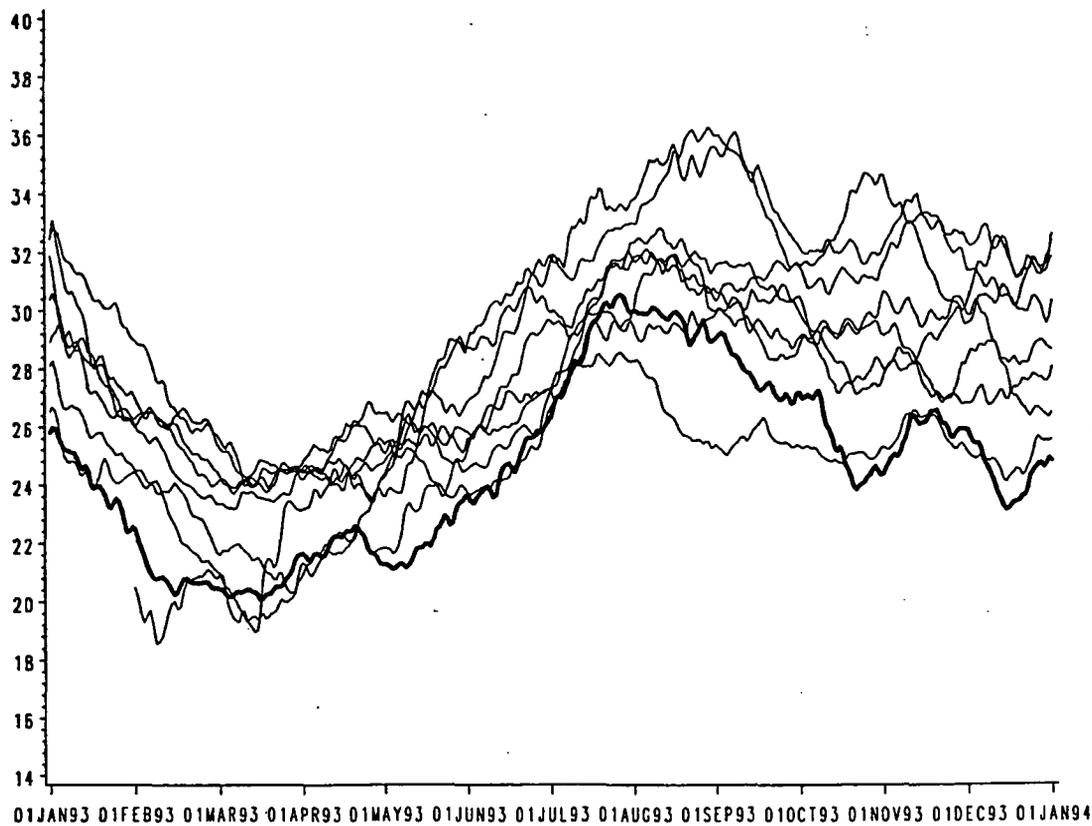
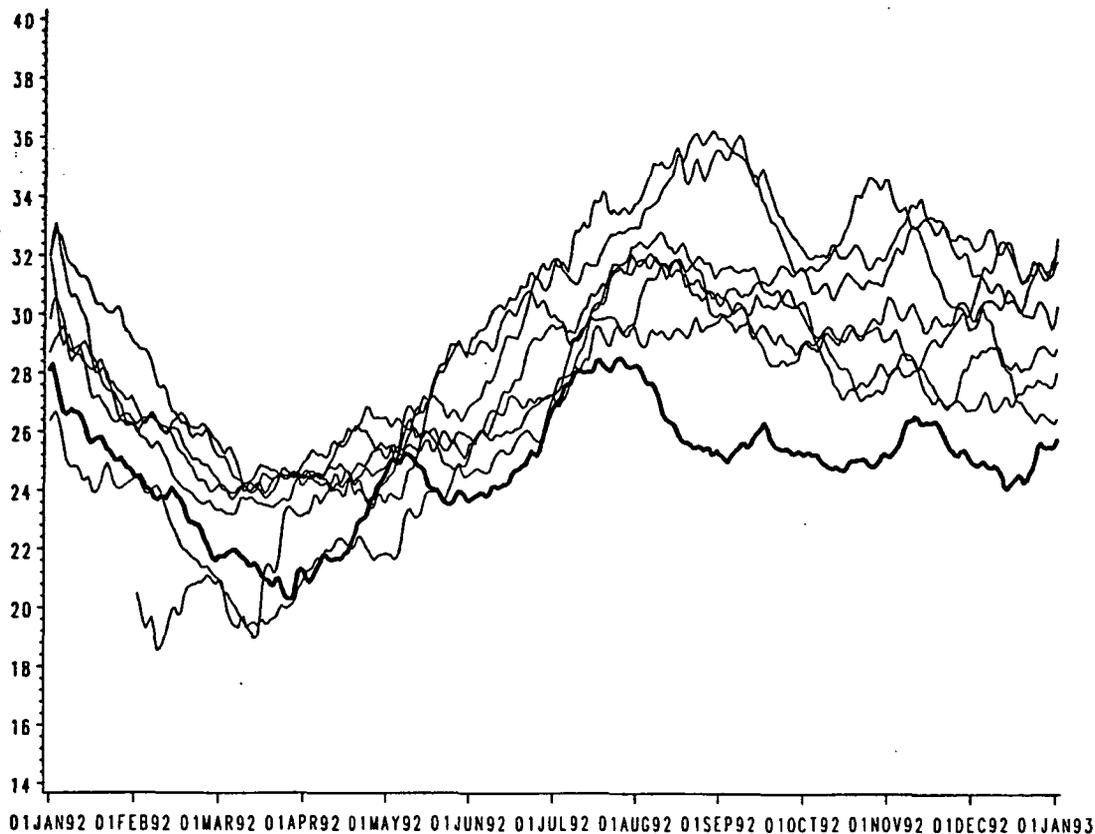
Le suivi d'un certain nombre d'indicateurs de comportement (relatifs à la vitesse pratiquée, au port de ceinture, à l'alcoolémie des conducteurs ...), simultanément à celui des indicateurs de sécurité routière, permet d'appréhender ces facteurs. Les efforts portent maintenant sur la construction d'un modèle qui prenne en compte dans la mesure du possible les facteurs déterminants à plus long terme de l'insécurité routière.

# SÉCURITÉ ROUTIÈRE

## Tendance journalière du nombre de tués de janvier 1992 à avril 1995

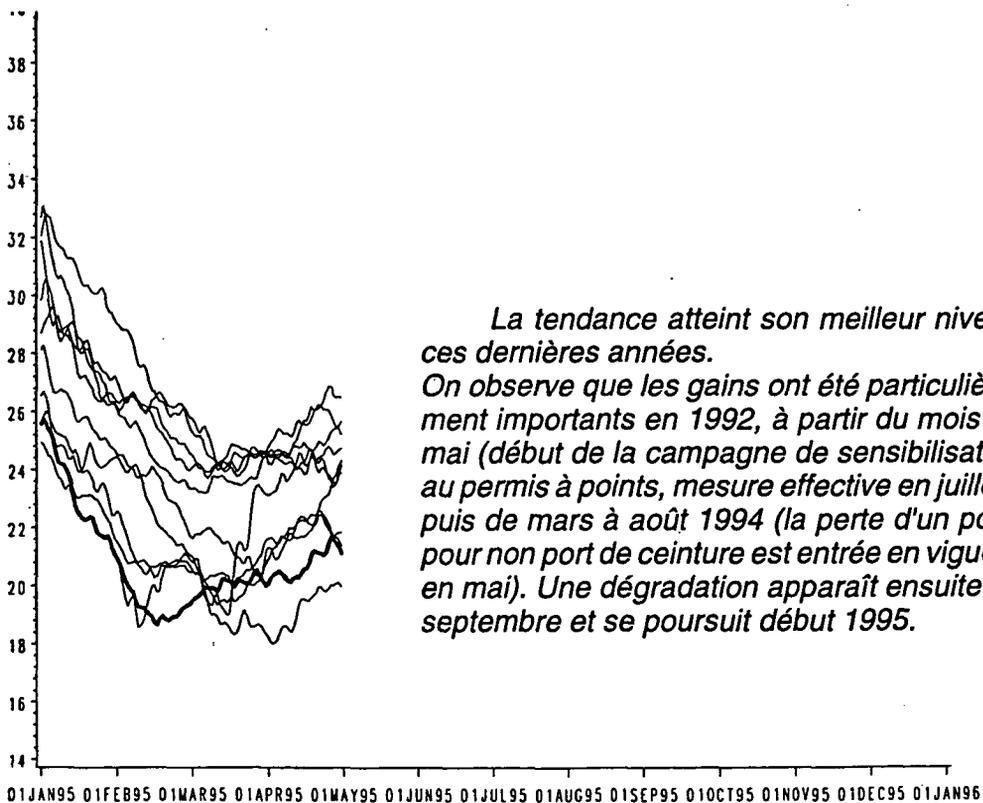
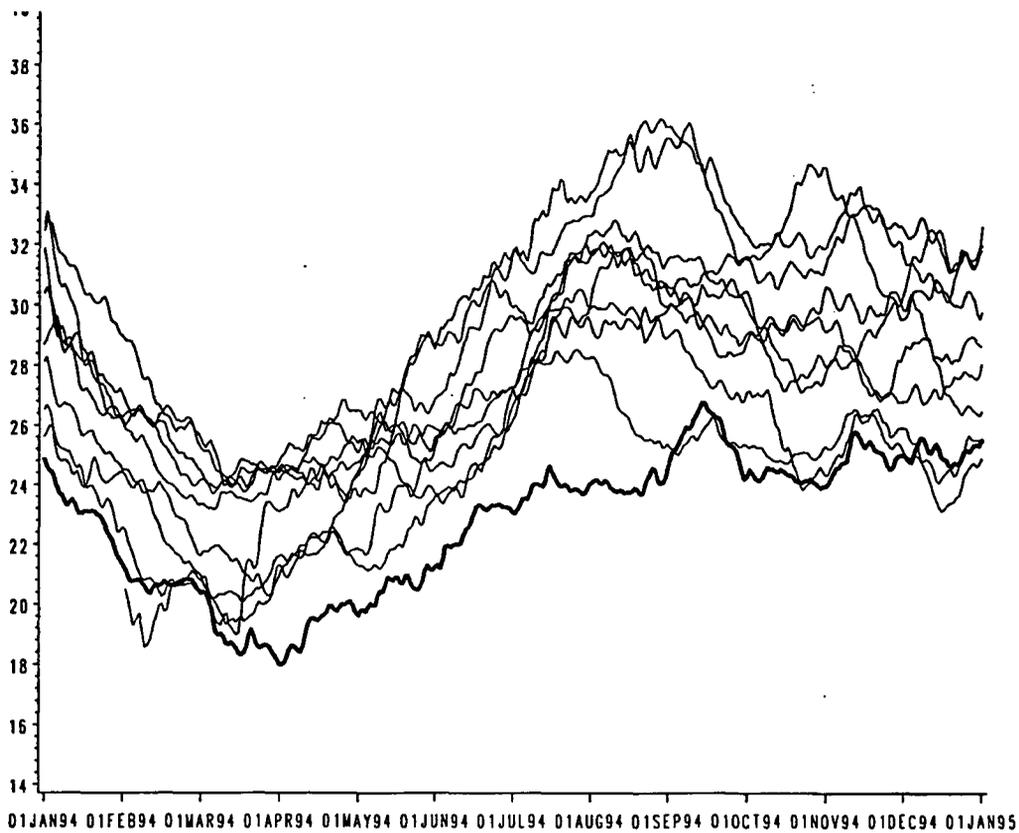
Pour chacune des années 1992 à 1995, la tendance journalière du nombre de tués (*trait épais*) est graphiquée comparativement à la tendance observée l'ensemble des années précédentes à partir de 1985 (*traits fins*). Elle est calculée par moyenne mobile des données corrigées des variations locales (variations exceptionnelles des conditions climatiques et de la configuration du calendrier), mais pas de l'effet de mois (le nombre de tués oscille dans l'année entre des extrêmes en mars et en août).

Le profil de la tendance journalière s'interprète comparativement à celui des années précédentes, ce qui fait apparaître les périodes d'amélioration ou de dégradation relatives.



# SÉCURITÉ ROUTIÈRE

Tendance journalière du nombre de tués de janvier 1992 à avril 1995



*La tendance atteint son meilleur niveau ces dernières années. On observe que les gains ont été particulièrement importants en 1992, à partir du mois de mai (début de la campagne de sensibilisation au permis à points, mesure effective en juillet), puis de mars à août 1994 (la perte d'un point pour non port de ceinture est entrée en vigueur en mai). Une dégradation apparaît ensuite en septembre et se poursuit début 1995.*

### Le modèle de désaisonnalisation des indicateurs d'insécurité routière

Ce modèle de suivi est un modèle de désaisonnalisation, qui s'applique en deux étapes, en rythme journalier puis mensuel.

Les données journalières sont corrigées des variations journalières locales c'est-à-dire de l'effet cumulé de conditions climatiques et calendaires (au voisinage des jours fériés, et des départs et retours de congés) exceptionnelles. Les données mensuelles sont rendues comparables, d'un mois à l'autre, après correction des variations locales (internes au mois) puis de l'effet du mois (ou saisonnalité) par une méthode classique mise en oeuvre par le programme Census-X11. Les données mensuelles ainsi corrigées des variations locales et des variations saisonnières (c.v.l. et c.v.s.) sont enfin décomposées en une tendance de moyen terme et un résidu.

La correction préliminaire des données journalières des effets des conditions climatiques et de la configuration du calendrier est essentielle au contexte de la sécurité routière, où les conditions quotidiennes de circulation peuvent varier très sensiblement d'un jour à l'autre, en provoquant des variations brutales des statistiques d'accidents et de victimes : c'est là l'originalité de ce modèle, et son apport à un modèle de désaisonnalisation classique.

Quant à la désaisonnalisation sur données mensuelles qui complète cette correction préliminaire interne au mois, elle consiste à neutraliser l'effet du mois, puis à lisser les données nouvelles désaisonnalisées : c'est là la décomposition en saisonnalité-tendance-résidu habituelle en matière de suivi conjoncturel.

On rappellera pour mémoire que l'intérêt d'un modèle de désaisonnalisation est de permettre une comparaison des données «désaisonnalisées», d'un mois à l'autre, sans qu'il soit nécessaire pour ce faire de se reporter au même mois de l'année précédente, comme on le fait si l'on compare des données mensuelles brutes. On se dégage ainsi du poids du passé, et on analyse «en temps réel» les résultats par comparaison aux mois immédiatement précédents. Les valeurs atypiques et les inflexions de tendance, notamment, se manifestent plus rapidement que si l'on utilise d'autres techniques de lissage, comme par exemple la moyenne mobile en année glissante sur les douze derniers mois.



### **Bibliographie**

Bergel Ruth, Girard Bernard, Lassarre Sylvain, Le Breton Patrick. Un modèle de désaisonnalisation des indicateurs d'insécurité routière. Rapport du groupe de travail-Paris : OEST, 1995.

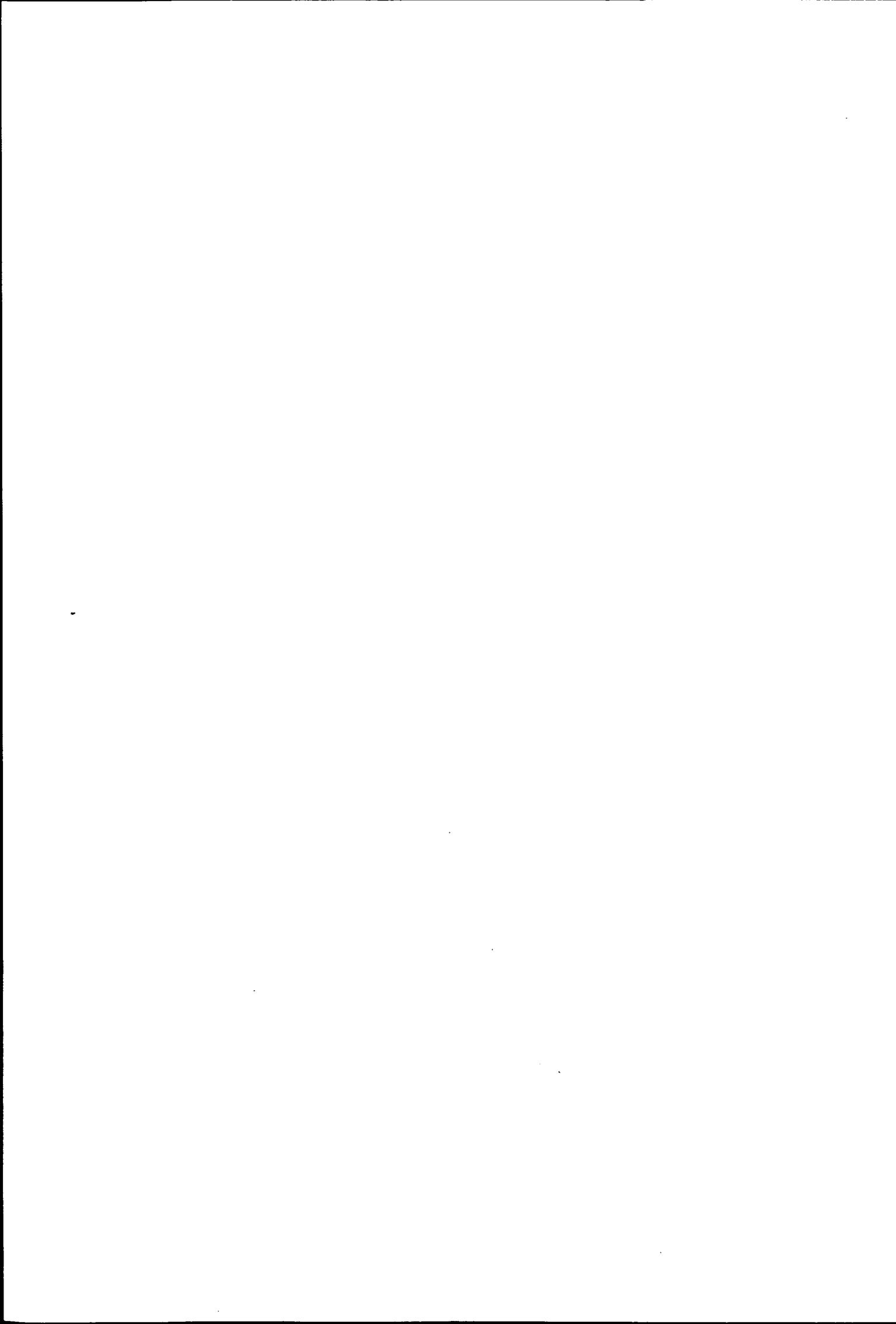
Bilans quadrimestriels et annuels de Sécurité routière. Statistiques et commentaires. Observatoire National Interministeriel de Sécurité Routière.

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 (2 tomes).

Le Breton Patrick, Vervialle Françoise. Instruments d'analyse d'évolution de la sécurité routière. Rapport d'étude Setra/CSTR. Bagnaux, 1994.

## TABLE DES MATIERES

INTRODUCTION	p. 2
I. LES EFFETS MODELISES	p. 2
I.1. Les facteurs déterminants et les données disponibles	p. 2
I.2. Les effets modélisés	p. 3
II. LE MODELE	p. 4
II.1. La correction journalière des variations locales	p. 4
II.1.1. La correction de l'effet météorologique de court terme	
II.1.2. La correction de l'effet calendaire	
II.2. La décomposition mensuelle des données c.v.l. agrégées	p. 7
III. LES PRINCIPAUX RESULTATS	p. 7
III.1. Les sorties journalières	p. 7
III.2. Les sorties mensuelles	p. 8
IV. CONCLUSION	p. 8
V. ANNEXES	p. 10
V.1. Annexe méthodologique	p. 11
V.2. Les variables météorologiques retenues	p. 13
V.3. La sélection des variables météorologiques locales ou "clignotants"	p. 13
V.4. Graphique des parcours effectués sur routes nationales et sur autoroutes concédées pour l'année 1990	p. 16
V.5. La modélisation de l'effet calendaire exceptionnel	p. 19
V.6. Les sorties journalières pour le nombre de tués France entière de mai à août 1992	p. 21
V.7. Les sorties mensuelles pour le nombre de tués France entière de 1985 à 1992	p. 27



## **INTRODUCTION**

Ce modèle de suivi du nombre d'accidents corporels et de victimes de la circulation routière a été développé dans le cadre d'un groupe de travail constitué en septembre 1990 afin de mettre en oeuvre un tableau de bord de l'insécurité routière. Ce groupe de travail a réuni la Direction de la Sécurité et de la Circulation Routière (DSCR), l'Institut de Recherche sur les Transports et leur Sécurité (INRETS), l'Observatoire Economique et Statistique des Transports (OEST) et le Service d'Etudes Techniques des Routes et Autoroutes (SETRA), en collaboration avec une équipe de statisticiens universitaires du Centre d'Etudes sur la Modélisation et les Statistiques (CEMS), des Universités de Paris 1 et Paris 11.

Différents travaux de modélisation de l'évolution des indicateurs d'insécurité routière avaient déjà été réalisés à l'INRETS, à l'OEST et au SETRA([5],[6],[7]). L'objectif retenu ici a été la réalisation d'un modèle de suivi mensuel, partant de la modélisation journalière déjà réalisée au SETRA, et qui fasse dans la mesure du possible la part des facteurs déterminants de l'insécurité routière.

La version finale du modèle développé par le groupe de travail, et présentée ici, constitue une synthèse entre un premier modèle de suivi journalier réalisé par le CEMS, dont les premiers travaux ont donné lieu à deux précédents rapports d'étape([1],[2]), et le modèle journalier initialement réalisé au SETRA([7]).

La phase de développement du modèle a été prolongée par une phase de suivi de sa mise en oeuvre opérationnelle au SETRA. Le modèle est maintenant appliqué aux indicateurs globaux d'accidents et de victimes, et désagrégés par réseaux et suivant une typologie d'accidents et de victimes.

## **I. LES EFFETS MODELISES**

### **I.1. Les facteurs déterminants et les données disponibles**

Parmi les facteurs déterminants de l'insécurité routière (conditions de circulation, état du véhicule et de l'infrastructure, facteurs propres au seul comportement humain tels que la vitesse pratiquée ou le non-port de ceinture, facteurs plus localisés dans le temps tels qu'une mesure réglementaire ou qu'une campagne de sécurité routière), les conditions de circulation (conditions météorologiques, niveaux de trafic et d'encombrement), qui peuvent varier très fortement d'un jour à l'autre, constituent le facteur déterminant de la

variabilité des statistiques journalières d'accidents et de victimes de la circulation routière. Les autres facteurs, qui jouent à plus long terme, et pour lesquels on ne dispose pas de statistiques journalières fiables, n'ont pas été pris en compte dans le modèle à partir de variables appropriées, mais leur effet global pourra néanmoins apparaître sur la partie résiduelle des indicateurs de sécurité routière, obtenue après modélisation.

Les données relatives aux conditions météorologiques et à la configuration du calendrier, qui sont disponibles en rythme journalier et pour l'ensemble du territoire, ont donc été retenues pour modéliser l'effet des conditions de circulation sur les indicateurs journaliers. Quant au trafic, qui n'est mesuré que sur le réseau national (routes nationales et autoroutes), et qui n'est donc pas disponible en rythme journalier sur le réseau départemental et en milieu urbain, il n'a pas pu être intégré de manière systématique dans le modèle(\*).

## I.2. Les effets modélisés

On s'est efforcé de quantifier un certain nombre d'effets:

- *un effet météorologique de court terme*, qui agit instantanément, au jour le jour; les variables météorologiques qui interviennent sont les écarts à des moyennes calculées sur une période de trois mois et sur huit ans, et cet effet est évalué chaque mois, de janvier à décembre; on peut ainsi parler d'effet météorologique local (dans le temps);

- *un effet calendaire exceptionnel* au voisinage des jours fériés, au moment des départs et des retours de congés, et pendant les vacances scolaires,

- *un effet calendaire hebdomadaire* qui prend en compte les variations journalières régulières à l'intérieur de la semaine,

- *une tendance courte*, calculée sur plusieurs jours, et un résidu journalier correspondant, qui permet de détecter les modifications rapides liées au comportement humain (par exemple l'entrée en vigueur d'une mesure de sécurité),

- *un effet calendaire mensuel global* sur les séries agrégées par mois, qui prend en compte les grandes variations à l'intérieur de l'année, de l'hiver à l'été,

- *une tendance longue*, calculée sur plusieurs mois, et un résidu mensuel correspondant.

Les variables météorologiques et calendaires ont été utilisées pour rendre compte des effets de court terme: météorologique et calendaire exceptionnel, qui se manifestent d'un jour à l'autre.

---

(\*) De plus, même sur le réseau national où il est disponible, on peut s'attendre à ce que le trafic ne suffise pas à modéliser les variations brutales des nombres d'accidents et de victimes qu'on observe certains jours de l'année. On est donc naturellement amené à construire des variables calendaires qui rendent compte globalement des conditions de circulation, sans isoler le trafic. On observe alors après modélisation que le trafic n'apporte pas d'information significative complémentaire.

Par ailleurs, l'examen des coefficients obtenus pour les variables calendaires montre que les effets spécifiques à certains jours de l'année ne varient pas proportionnellement au trafic, et qu'ils ne peuvent donc pas être expliqués par le seul trafic. En l'absence d'une explication, voire de variable mesurable de cet écart entre l'effet "conditions de circulation" et l'effet "trafic", il est prudent de s'en tenir à estimer un effet global caractérisant certains jours facilement repérables (au voisinage des jours fériés, au moment des départs et des retours de congés et pendant les vacances scolaires), plutôt qu'à une explication partielle et donc biaisée. Ce sont les variables calendaires qui prennent en charge ces effets spécifiques, et prévisibles à partir d'un simple calendrier.

En revanche, les *périodicités* - phénomènes journaliers qui se répètent de manière plus ou moins régulière les jours de semaine (effet hebdomadaire), et phénomènes mensuels qui se retrouvent tous les mois (effet du mois) - ont été estimées par des techniques de filtrage ou de lissage.

Les résultats mensuels obtenus après correction des effets météorologique et calendaire sont parfaitement adaptés à des comparaisons à court terme, d'un mois à l'autre. Les effets locaux (météorologique et calendaire) ont été pris en compte, ce qui rend les résultats mensuels homogènes entre eux, et la désaisonnalisation globale a corrigé des effets périodiques annuels. Dans cette série mensuelle ne restent qu'une tendance générale et les autres effets non pris en compte, tels que ceux qui résultent par exemple d'une mesure de sécurité routière. On soulignera qu'à l'inverse, la méthode classique de désaisonnalisation des données mensuelles brutes qui consiste à comparer des résultats mensuels d'une année sur l'autre conduit à des biais qui peuvent être assez importants: la structure calendaire du mois et l'effet des conditions climatiques peuvent, un mois donné, varier fortement d'une année à l'autre.

## II. LE MODELE

La modélisation comporte deux parties bien différenciées (cf. figures 1 et 2):

- *un premier traitement local des données journalières brutes, qui consiste à les corriger des chocs locaux* (c'est-à-dire des variations dues aux fluctuations journalières des conditions météorologiques ou de la configuration du calendrier,
- *une décomposition des données corrigées de ces variations locales, agrégées mensuellement*, pour dégager un mouvement saisonnier annuel, puis dans une optique de plus long terme une tendance et une partie résiduelle.

### II.1. La correction journalière des variations locales

La correction des variations locales a été réalisée en deux étapes successives:

- estimation et correction de l'influence locale du climat sur les données brutes ,
- estimation puis correction de l'effet calendaire sur les données corrigées de l'influence locale du climat.

On suppose ainsi que l'effet météorologique peut être séparé de l'effet calendaire exceptionnel - c'est-à-dire des changements de niveau des indicateurs d'insécurité aux périodes de vacances scolaires, aux moments de départs et de retours de congés, et au voisinage des jours fériés. Par contre, des effets calendaires qui se répètent régulièrement ont été traités dans l'étude de l'effet météorologique: on a bien constaté que les effets des conditions climatiques sont assez différents en milieu de semaine et en fin de semaine.

#### II.1.1. La correction de l'effet météorologique de court terme

Les variables météorologiques retenues pour modéliser l'influence des conditions météorologiques sur les indicateurs d'insécurité routière sont relatives à la neige, à la pluie, à la température, au brouillard et à la pression atmosphérique; elles sont de deux ordres:

- *des moyennes nationales de données journalières* observées en une centaine de stations météorologiques réparties sur le territoire national,
- *des variables observées en six postes étalons*, ou "stations-pilotes" représentatives chacune de la situation climatique de six régions distinctes (Bordeaux, Marignane, Grenoble, Nancy, Orléans et Dinard [1]).

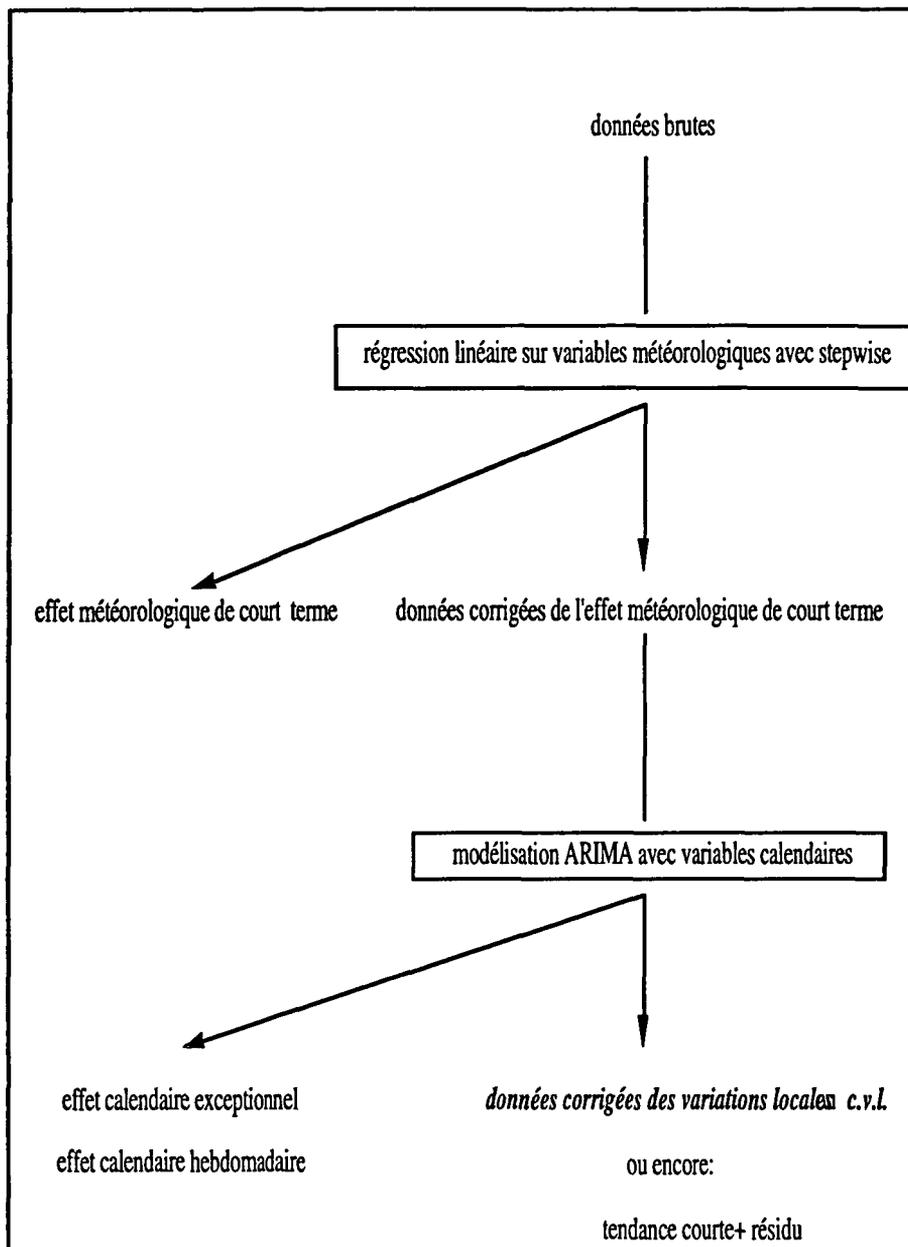


Figure 1.- La modélisation journalière

La modélisation de l'effet météorologique(\*) est mise en oeuvre par régressions linéaires des indicateurs journaliers d'insécurité sur l'ensemble des variables météorologiques; ces régressions permettent d'évaluer pour chaque indicateur un effet météorologique journalier local et une série corrigée de cet effet météorologique.

(\*) On insistera sur les trois propriétés suivantes de l'effet météorologique:

- il est mesuré à partir de variables météorologiques "moyennes nationales", ce qui le rend apparemment plus facile à interpréter mais il est aussi, pour une partie complémentaire, mesuré à partir de variables météorologiques régionales qui rendent compte des disparités climatiques, de sorte que cette partie complémentaire apporte une information spécifique non négligeable;

- il est différencié suivant le type de jour de la semaine (4 types de jour ont été distingués: du lundi au jeudi, le vendredi, le samedi et la veille de fête, le dimanche et le jour de fête): l'influence du climat s'exerce en fait différemment en semaine où les déplacements sont contraints et en fin de semaine, et elle s'exerce encore différemment au moment des départs en week-ends ordinaires et des départs en week-ends prolongés par exemple;

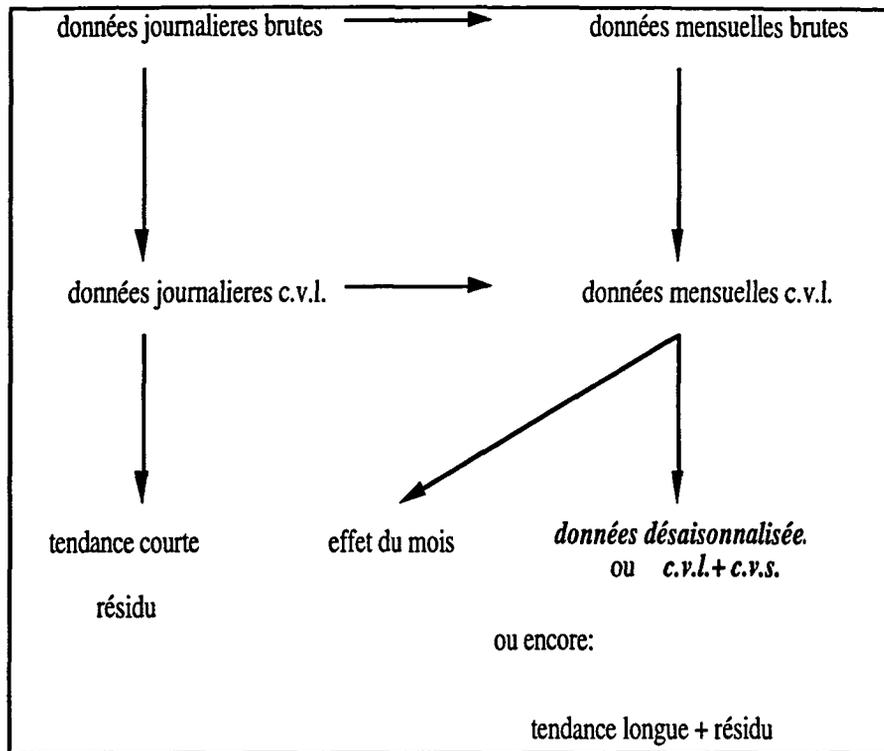


Figure 2.- La modélisation mensuelle

- enfin, il est différencié suivant le mois: pour évaluer l'effet météorologique sur un mois (janvier par exemple), on utilise une régression portant en fait sur 3 mois (décembre, janvier et février) dont on ne retient que l'effet sur le mois central; en décalant ces régressions de mois en mois, on assure une continuité des effets météorologiques estimés chaque mois, ce qui permet d'éviter les effets de bord.

### II.1.2. La correction de l'effet calendaire

Les effets calendaires sur les nombres journaliers d'accidents et de victimes sont identifiables, à l'examen des graphiques journaliers de ces indicateurs. Mais leur étude qualitative (présence/absence de l'effet) est simplifiée si on la mène sur les séries de trafic, qui présentent par nature une plus grande stabilité, et qui constituent un indicateur "témoin" permettant de déceler la présence d'un effet calendaire. L'évaluation de ces effets, une fois identifiés, est ensuite réalisée par indicateur d'insécurité routière. On suppose en quelque sorte qu'une variation importante du niveau de trafic modifie les conditions de circulation et de conduite, et de façon différente selon la nature du déplacement; le nombre et la gravité des accidents peuvent être affectés par l'ensemble de ces phénomènes.

Les variables auxiliaires créées pour modéliser l'effet calendaire exceptionnel se classent donc en trois groupes, selon qu'elles signalent un jour de vacances scolaires, un jour affecté par un départ ou un retour de congés, ou par la proximité d'un jour férié.

Une fois ces variables calendaires constituées, l'influence de la configuration du calendrier exceptionnel (effet calendaire exceptionnel) est évaluée par indicateur d'insécurité routière, et sur la série journalière corrigée de l'effet météorologique de court terme, issue des régressions précédentes. C'est la modélisation ARIMA[3] avec variables exogènes (constituées ici par ces variables calendaires) qui a été retenue, en raison de ses propriétés adaptatives: modélisation de la dynamique de la série, par la prise en compte de ses autocorrélations. L'effet calendaire hebdomadaire est ensuite calculé à partir de l'indicateur corrigé des effets météorologique local et calendaire exceptionnel.

## II.2. La décomposition mensuelle des données c.v.l. agrégées

Les indicateurs journaliers, corrigés de l'effet météorologique de court terme, puis des effets calendaires exceptionnel et hebdomadaire, constituent *des données journalières corrigées des variations locales (données c.v.l.)*.

On peut les décomposer en *une tendance de court terme*, calculée par moyenne mobile par exemple, et en *un résidu journalier*.

Les indicateurs journaliers corrigés des variations locales peuvent également être agrégés en indicateurs mensuels c.v.l., qui sont ensuite désaisonnalisés par une méthode classique mise en oeuvre avec le programme Census-X11([4]).

On obtient alors trois composantes: *la saisonnalité* -c'est-à-dire l'effet du mois -, puis, à partir des données corrigées de cette saisonnalité: *une tendance longue*, ici calculée par lissage sur 13 mois des données désaisonnalisées, et *une partie résiduelle*.

## III. LES PRINCIPAUX RESULTATS

On se limitera ici à l'exposé des résultats obtenus pour le nombre de tués France entière. La décomposition des effets obtenue pour cet indicateur est détaillée en annexe, en rythme journalier de mai à août 1992, et en rythme mensuel de 1985 à 1992.

Les résultats relatifs à l'ensemble des autres indicateurs modélisés (indicateurs désagrégés par réseau et suivant une typologie d'accidents et de victimes) sont disponibles dans le cadre de l'exploitation mensuelle réalisée par le SETRA pour l'ONISR([8],[9]).

### III.1. Les sorties journalières

On dispose d'abord, par indicateur d'insécurité routière, des séries journalières d'effets locaux: un effet météorologique et un effet calendaire sur la période des huit ans, de janvier 1985 à décembre 1992. On constate que la série corrigée des effets locaux diffère sensiblement de la série brute, avec des écarts qui peuvent être très importants. Ainsi, les fluctuations du nombre journalier de tués, qui varie entre 10 à 15 en milieu de semaine à 40 voire 45 en fin de semaine au cours du deuxième quadrimestre 1992 sont sensiblement réduites après correction des effets locaux; le seul effet calendaire dépasse régulièrement les 10 tués par jour en fin de semaine, et l'effet météorologique, plus limité en amplitude mais plus irrégulier, et pouvant même perdurer à l'occasion d'une vague de froid par exemple, peut occasionner 5 voire même 8 tués certains jours (cf. graphiques p. 22, 23 et 24 en annexe).

Si l'on s'intéresse à la détection d'effets supplémentaires qui se manifestent d'un jour à l'autre, et qui résultent par exemple de l'entrée en vigueur d'une mesure réglementaire de sécurité routière, on calculera une tendance journalière sur laquelle ces effets supplémentaires pourront se traduire par un infléchissement ou même par un retournement de tendance.

A titre d'exemple, l'instauration du permis à points en France, le 1er juillet 1992, a eu pour effet d'infléchir sensiblement la tendance journalière du nombre de tués, alors que le profil moyen est à la progression à cette période de l'année, comme on l'observe sur les tendances journalières des sept années précédentes (cf. graphique p. 26). Une première inflexion à la baisse correspond à la campagne de sensibilisation lancée début mai; une seconde inflexion rend compte des effets de l'instauration de la mesure le 1er juillet, qui n'ont été véritablement sensibles qu'à partir de la mi-juillet, en raison d'un blocage du 1er au 9 juillet du réseau routier et autoroutier qui a occasionné à cette période de départs en vacances un report important de trafic sur le réseau secondaire, sur lequel la gravité des accidents est plus importante.

### III.2. Les sorties mensuelles

En rythme mensuel, on constate que les effets locaux sont atténués - les effets journaliers positifs et négatifs vont se compenser dans l'agrégation mensuelle. La série mensuelle corrigée des variations locales diffère encore de la série mensuelle brute, mais leur écart mensuel est réduit en moyenne, même s'il reste très important certains mois. On enregistre ainsi sur le nombre de tués France entière des écarts qui peuvent atteindre les 10%, comme en février 86 et janvier 1987, en raison de deux vagues de froid prolongé, puis en juillet 88 par exemple, en raison de la configuration du calendrier(cf.graphique p. 30).

Après désaisonnalisation de la série c.v.l. mensuelle par la méthode Census-X11, on observe que l'effet du mois est très stable sur la période des huit ans, ce qui n'est pas le cas quand on désaisonnalise par la même méthode la série mensuelle brute. Cet effet n'est pas négligeable: il existe un écart permanent, de l'ordre de 8 tués, entre le nombre de tués un jour d'été, de juin à août, et un jour d'hiver, de janvier à mars, sur la période des huit ans(cf. graphique p. 31).

Les données mensuelles désaisonnalisées qui s'écartent certains mois fortement de la tendance traduisent une modification sensible du comportement humain, sous l'effet de facteurs non pris en compte dans le modèle. Mais c'est sur la tendance longue que les effets les plus durables d'évènements spécifiques tels qu'une mesure de sécurité routière peuvent être détectés. On observe ainsi que la tendance mensuelle du nombre de tués France entière(cf. graphique p. 32) a connu une alternance de périodes de diminution, suivies de périodes de remontée traduisant successivement une amélioration puis un relâchement du comportement des usagers. Malgré cette alternance, le mouvement reste à la diminution sur la période 1990-1992 qui a connu l'instauration de nouvelles mesures, telles que la limitation à 50 km de la vitesse autorisée en agglomération simultanément au port obligatoire de ceinture à l'arrière, en décembre 1990, puis surtout le permis à points en juillet 1992 .

### IV. CONCLUSION

En tant que modèle de suivi, ce modèle permet d'abord un suivi conjoncturel plus immédiat et moins biaisé que ne le permettent les techniques de calcul habituellement utilisées sur les données brutes(ratios de comparaison des données journalières ou mensuelles à la même période de l'année précédente, ou lissage par moyenne mobile des données mensuelles sur les douze derniers mois par exemple). Le suivi peut être réalisé d'un jour à l'autre, ou d'un mois au mois suivant; en particulier, les inflexions de la tendance de moyen terme sont saisies dès qu'elles se manifestent, environ six mois avant qu'elles n'apparaissent sur les moyennes mensuelles glissantes des douze derniers mois.

En tant que modèle de désaisonnalisation, ce modèle est à la fois un modèle de désaisonnalisation des indicateurs journaliers - c'est d'abord *la saisonnalité irrégulière*, due à une situation climatique inhabituelle par rapport à la normale saisonnière, à la configuration du calendrier, qui est évaluée puis corrigée en rythme journalier - et un modèle de désaisonnalisation des indicateurs mensuels - c'est de plus *la saisonnalité régulière* qui est évaluée puis corrigée en rythme mensuel. A la différence de la méthode classique de désaisonnalisation de données mensuelles qui portent sur des mois non homogènes, cette méthode de désaisonnalisation est plus efficace mais elle demande une bonne connaissance des données météorologiques et des évènements calendaires.

Ce modèle est enfin *approprié au contexte de l'insécurité routière*, dans lequel le facteur aléatoire est particulièrement important. Cette distinction entre saisonnalité irrégulière et saisonnalité permanente permet que soit quantifiée la partie de l'aléa engendrée par une météorologie inhabituelle et par la configuration du calendrier; il reste néanmoins difficile d'envisager une prise sur cet aléa saisonnier.

Le modèle de suivi journalier est actuellement appliqué aux nombres d'accidents et de victimes de la circulation routière désagrégés par catégories de réseaux, et suivant une typologie d'accidents et de victimes.

Une modélisation directe des indicateurs mensuels sur plus longue période est également engagée, à partir des variables dont les effets se manifestent à plus long terme.

### Références

[1] Azencott Robert, Girard Bernard, Letrémy Patrick, Roy Elisabeth. Constitution d'indicateurs météorologiques locaux adaptés à l'insécurité routière. Rapport CEMS/OEST. Paris: OEST, 1991.

[2] Azencott Robert, Girard Bernard, Letrémy Patrick, Roy Elisabeth. Modélisation ARIMA d'une dizaine d'indicateurs d'insécurité routière. Rapport CEMS/OEST. Paris: OEST, 1992.

[3] Brockwell J. Peter, et Davis A. Richard. Time Series: Theory and Methods. Springer Verlag, 1986.

[4] Dagum E.B. Seasonal factor forecasts from ARIMA models. Bulletin of the International statistical Institute 46, 203-16, 1975.

[5] Gac Georges, Salini Patrice. Enseignements de 10 ans d'insécurité routière. Un regard différent sur les statistiques d'accidents. Rapport d'étude. Paris: OEST, 1989.

[6] Gac Georges, Lassarre Sylvain. L'évolution des accidents de la circulation de 1978 à 1988. Revue Transports. Paris: Editions Techniques et Economiques, 1989, 335, 150-156.

[7] Le Breton Patrick, Vervialle Françoise. Un modèle de suivi de la sécurité routière. Revue de l'INRETS. Arcueil: INRETS, 1990, 27, 33-42.

[8] Le Breton Patrick, Vervialle Françoise. Instruments d'analyse de l'évolution de la sécurité routière. Rapport d'étude. Bagnaux: SETRA, 1994.

[9] Observatoire National Interministériel de Sécurité Routière. Bilans annuels de Sécurité routière. Statistiques et Commentaires. Paris-La Défense, DSCR.

### Bibliographie complémentaire

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(2 tomes).

## V. ANNEXES

V.1. Annexe méthodologique	p. 11
V.2. Les variables météorologiques retenues	p. 13
V.3. La sélection des variables météorologiques locales ou "clignotants"	p. 13
V.4. Graphique des parcours effectués sur routes nationales et sur autoroutes concédées pour l'année 1990	p. 16
V.5. La modélisation de l'effet calendaire exceptionnel	p. 19
V.6. Les sorties journalières pour le nombre de tués France entière de mai à août 1992	p. 21
V.7. Les sorties mensuelles pour le nombre de tués France entière de 1985 à 1992	p. 27

## Annexe V.1. Méthodologie

Les contraintes ont porté d'une part sur la nécessité de mettre en oeuvre une méthodologie générale, applicable à tous les indicateurs d'insécurité routière - de fréquence et de gravité, à trafic connu ou non -, et d'autre part sur la nécessité de disposer d'un modèle qui permette le passage du niveau journalier au niveau mensuel. Cette deuxième contrainte nous a amenés à concevoir un modèle sur les indicateurs mesurés en niveau, et qui permette une décomposition additive des effets.

Les choix possibles ont porté sur le type de modèle - modèle de régression linéaire ou modèle ARIMA -, sur la mise en oeuvre - modéliser en simultané ou de manière indépendante l'effet météorologique et l'effet calendaire -, sur la manière de prendre en compte la tendance.

### V.1.1. Les techniques statistiques utilisées

Une première étape, mise en oeuvre par régression linéaire avec stepwise backward, consiste à quantifier l'influence de court terme du climat, mesuré en moyenne nationale sur l'ensemble des 96 stations météorologiques françaises, et pour une partie complémentaire en six stations représentatives de régions homogènes, sur les séries journalières brutes. L'influence du climat a été quantifiée par mois, et de manière différenciée suivant quatre classes de jours de l'année, ce qui revient à prendre en compte un effet croisé météorologie-calendrier. Cette hypothèse de non-indépendance des effets météorologique et calendaire est conforme à la réalité, mais les deux effets sont alors mélangés - une partie de l'effet calendaire est saisie dans l'effet météorologique -, ce qui rend l'interprétation plus délicate; en revanche, on gagne ainsi en pouvoir explicatif et en qualité d'ajustement du modèle. Au terme de cette première étape, les résidus des régressions linéaires constituent des séries corrigées de l'effet météorologique de court terme.

Une deuxième étape, mise en oeuvre avec des modèles ARIMA comportant des variables calendaires exogènes, consiste à quantifier l'influence du calendrier, exceptionnel puis hebdomadaire, sur les séries corrigées de l'effet météorologique de court terme.

La double correction de ces deux effets météorologique et calendaire constitue une correction locale adaptée au contexte de l'insécurité routière. On obtient ainsi une série c.v.l.(corrigée des variations locales).

Les séries c.v.l., agrégées mensuellement, sont ensuite désaisonnalisées par une méthode classique, mise en oeuvre par le programme Census X11, et qui aboutit à une décomposition de la série agrégée en trois composantes: saisonnalité, tendance et partie irrégulière.

### V.1.2. La modélisation journalière

#### Modélisation de l'effet météorologique de court terme

$$Y_t = \sum m_i M_{it} + u_t$$

$$Y_t - \bar{Y} = \sum m_i (M_{it} - \bar{M}_i) + u_t$$

soit en notant  $ML_t = \sum m_i (M_{it} - \bar{M}_i)$  et  $YC_t = \bar{Y} + u_t$ ,  
on décompose  $Y_t$  en :  $Y_t = ML_t + YC_t$

avec:  $Y_t$  la série à modéliser en  $t$ , et  $\bar{Y}$  la moyenne saisonnière de la série  $Y$ ,

$M_{it}$  les  $i$  variables climatiques en  $t$ ,  $m_i$  leurs coefficients, et  $\bar{M}_i$  leur moyenne saisonnière, pour  $i=1$  à  $I$ ,

$ML_t$  l'effet météorologique de court terme en  $t$ ,

et  $YC_t$  la série corrigée de l'effet météorologique de court terme en  $t$ .

Une écriture plus détaillée en fonction des variables nationales  $N_{ij}$ , pour  $i=1$  à  $I$ , et  $k=1$  à  $4$  l'indice du type de jour de semaine, et des variables régionales  $R_l$ , pour  $l=1$  à  $L$ , est la suivante:

$$Y_{it} = a_k + \sum b_{ki} N_{ki} + \sum c_l R_l \quad k=1 \text{ à } 12, i=1 \text{ à } I, l=1 \text{ à } L.$$

En réalisant ces régressions en trois étapes successives, on obtient successivement par différence des ajustements ou des résidus

- l'effet météorologique mesuré à partir des seules variables moyennes nationales, noté  $ML_{nat}$ ,
- l'effet météorologique complémentaire mesuré à partir des seules variables régionales, noté  $ML_{comp}$ ,
- l'effet météorologique total, soit  $ML$ .

La décomposition détaillée obtenue est ainsi:  $Y_t = ML_{nat} + ML_{comp} + Y_{Ct}$ .

### Modélisation de l'effet calendaire exceptionnel

$$F(B) Q^{-1}(B) P(B) (Y_{Ct} - \sum c_j C_{jt}) = Y_{rest}$$

$$F(B) Q^{-1}(B) P(B) Y_{Ct} - F(B) Q^{-1}(B) P(B) \sum c_j C_{jt} = Y_{rest}$$

avec:  $C_{jt}$  les  $j$  variables calendaires en  $t$ , et  $c_j$  leurs coefficients, pour  $j=1$  à  $J$   
 $F$  un filtre de différences,  $P$  et  $Q$  deux polynômes,  $B$  l'opérateur retard (d'un jour),  
 et  $Y_{res}$  un bruit résiduel non corrélé avec le passé de la série  $YC - \sum c_j C_j$ .

L'effet calendaire exceptionnel, en  $t$ , modélisé ici est l'impact de la correction calendaire instantanée  $\sum c_j C_{jt}$  sur  $Y_{Ct}$ , soit  $F(B) Q^{-1}(B) P(B) \sum c_j C_{jt}$ , noté  $Y_{cal}$ .

On le mesure par l'erreur d'ajustement provoquée par l'absence des variables calendaires dans le modèle, c'est-à-dire par la différence des ajustements de la série  $YC$  obtenus à partir des équations (1) et (2) suivantes:

$$(1) F(B) Q^{-1}(B) P(B) (Y_{Ct} - \sum c_j C_{jt}) = Y_{rest}$$

$$(2) F(B) Q^{-1}(B) P(B) Y_{Ct} = Y_{rest}$$

### Construction de la série corrigée des variations locales

La série  $Y_{TH} = Y_C - Y_{cal} - Y_{res}$  est un ajustement de la série  $Y_C$ , issu de (2), dont on a dégagé l'effet calendaire exceptionnel et le résidu final, de façon à en extraire ensuite la tendance et l'effet calendaire hebdomadaire.

La série  $Y_{TH}$  est ensuite décomposée en  $Y_{tend}$  et  $Y_{hebdo}$ :  $Y_{tend}$  est obtenu par moyenne mobile de  $Y_{TH}$ , puis  $Y_{hebdo}$  par différence entre  $Y_{TH}$  et  $Y_{tend}$ .

La décomposition complète est la suivante:  $Y = ML + Y_{tend} + Y_{cal} + Y_{hebdo} + Y_{res}$ .

On en déduit la série c.v.l.:

$$Y_{c.v.l.} = Y - ML - Y_{cal} - Y_{hebdo} = Y_{tend} + Y_{res}.$$

C'est à partir de la composante résiduelle, qu'on peut envisager un suivi des indicateurs journaliers, et en particulier la mise en évidence d'effets spécifiques, résultant par exemple d'une mesure réglementaire ou d'une campagne de sécurité routière.

### V.1.3. La modélisation mensuelle

On agrège ensuite mensuellement la série journalière  $Y_{c.v.l.}$ , et on réalise une décomposition saisonnière classique de cette série mensuelle agrégée, en trois composantes: saisonnalité, tendance et partie irrégulière. Cette décomposition est mise en oeuvre avec le programme Census-X11, par une succession de lissages qui ne prend plus en compte d'information exogène spécifique à la série décomposée.

## Annexe V.2. Les variables météorologiques retenues(source:Météo-France)

Les variables météorologiques observées quotidiennement en un poste d'observation sont soit des variables quantitatives, soit les occurrences -présence/absence - d'un phénomène météorologique. Leurs moyennes journalières calculées sur les 94 postes d'observation retenus pour lesquels on dispose d'une information homogène sur les huit ans sont soit des variables quantitatives, soit des fréquences de postes(de 0 à 100 %) auxquels le phénomène a été observé. Ces "moyennes nationales" ont été utilisées pour quantifier un effet météorologique moyen sur l'ensemble du territoire.

### Variables quantitatives

- de neige: - variation journalière de hauteur de neige au sol,
- de pluie: - hauteur de pluie  
- durée de pluie(de jour et de nuit),  
- insolation moyenne,
- de température: - température minimum,  
- température maximum,  
- température maximum négative(vague de froid),
- de brouillard: - visibilité moyenne par poste,  
- visibilité inférieure à 80 m(brouillard important),  
- visibilité comprise entre 80 et 200m,
- de pression: - pression minimum,  
- pression maximum,  
- pression moyenne.

Occurrences - de neige, de précipitation, d'orage, de gel et de brouillard.

## Annexe V.3. La sélection des variables météorologiques locales (ou "clignotants") (\*)

L'objectif retenu ici a consisté à sélectionner, en complément des moyennes nationales, les variables météorologiques régionales véritablement descriptives de l'influence du climat sur les nombres d'accidents et de victimes de la circulation routière.

La méthodologie retenue comporte trois étapes: construction de régions homogènes sur le plan climatique, choix d'une station représentative de chaque région(ou "station-pilote"), et sélection des variables météorologiques locales les plus significatives (ou "clignotants").

### V.3.1. La classification en régions homogènes

Une douzaine de variables météorologiques relatives à la neige, à la pluie, à la température, au brouillard et à la pression atmosphérique, ont été initialement retenues pour représenter une situation climatique génératrice d'insécurité. Une classification ascendante hiérarchique des stations à partir des variables météorologiques journalières été réalisée pour chaque saison(mars-avril-mai pour le printemps, etc...) et six années de suite du printemps 1985 à l'hiver 1990. L'examen des arbres de la classification a conduit à distinguer six régions homogènes, dont les bords se déplacent d'une année à l'autre, et d'une saison à l'autre: Sud-Ouest, Midi méditerranéen, Centre et Alpes, Nord-Est, Pays de Loire et Ile de France, Bretagne et Normandie (cf. carte de la classification obtenue pour l'hiver 1990).

.. / ..

# Carte de la classification obtenue pour l'hiver 1990



- ★ Stations pilotes
- Stations stables (pour la saison)
- Autres stations

...

### V.3.2. Le choix des stations-pilotes

Les "formes fortes" sont constituées d'un noyau de stations stables, presque toujours groupées dans la même région, quelles que soient la saison et l'année. On définit alors, pour une saison donnée, la station-pilote du noyau qui est la plus proche, en moyenne sur les cinq ans, du centre de gravité théorique de la région. On obtient ainsi 6 stations-pilotes par saison. Une variante consiste à retenir la même station-pilote par saison, quelle que soit la saison, au prix d'une légère approximation. Ces 6 stations communes à toutes les saisons sont: Bordeaux, Marnage, Grenoble, Nancy, Orléans et Dinard.

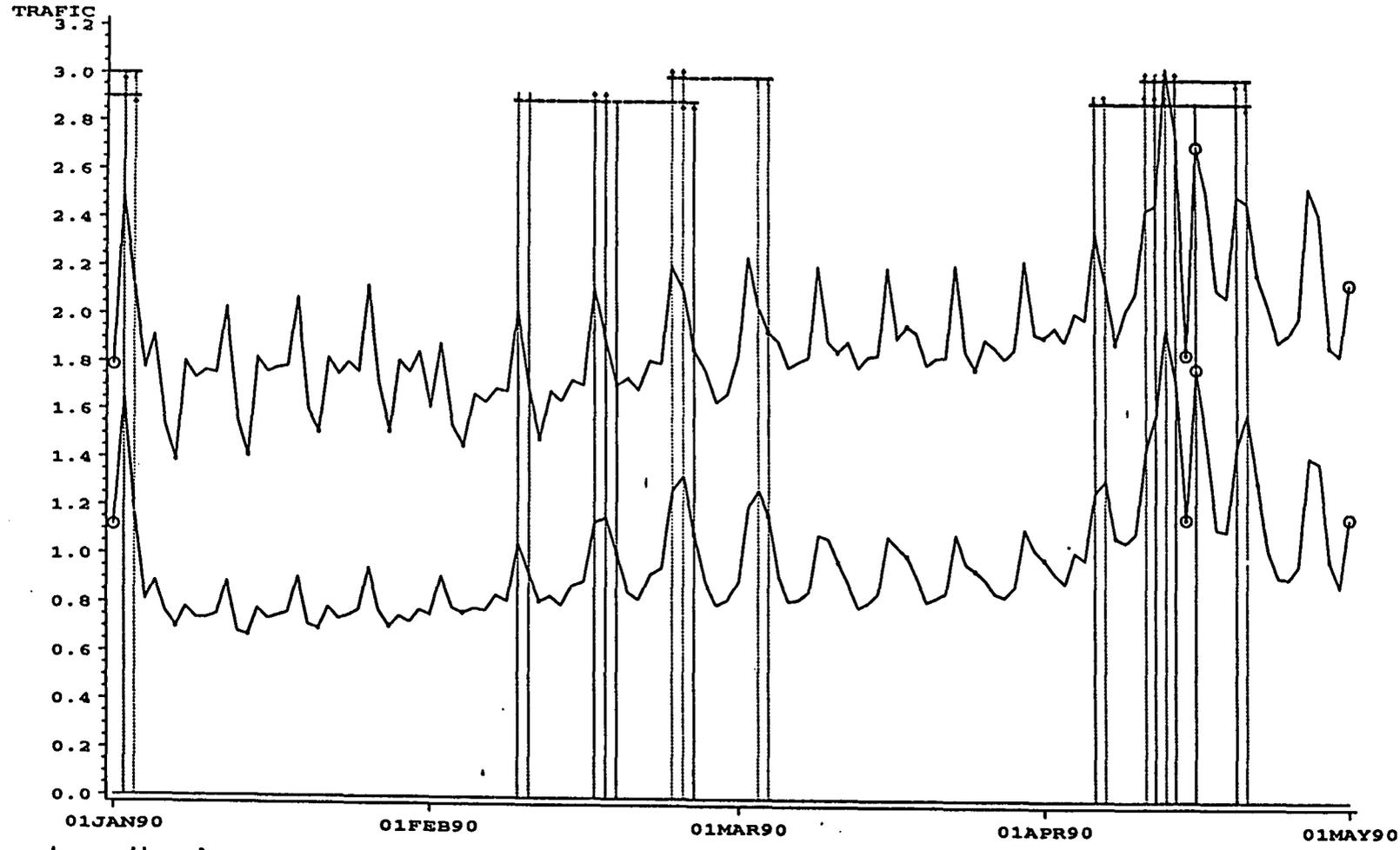
### V.3.3. Les clignotants

Pour chaque indicateur(nombre d'accidents, de tués, et de blessés)et pour chaque saison, la sélection des clignotants a été réalisée par régression linéaire avec stepwise backward de l'indicateur sur les 72 (6\*12) variables météorologiques observées aux stations-pilotes. On obtient ainsi de 15 à 30 variables significatives, suivant les indicateurs et suivant les saisons, à un seuil donné(30%).

On mesure donc, pour chaque indicateur agrégé, un effet météorologique d'ensemble, qui n'est pas une moyenne d'effets météorologiques observés localement, mais qui rend compte des disparités locales des effets météorologiques propres à l'insécurité routière.

*(\*) Des résultats plus complets sont disponibles dans le rapport CEMS/OEST: Constitution d'indicateurs météorologiques locaux adaptés à l'insécurité routière. Paris: OEST, juin 1991.*

# Relations trafic-calendrier 1990

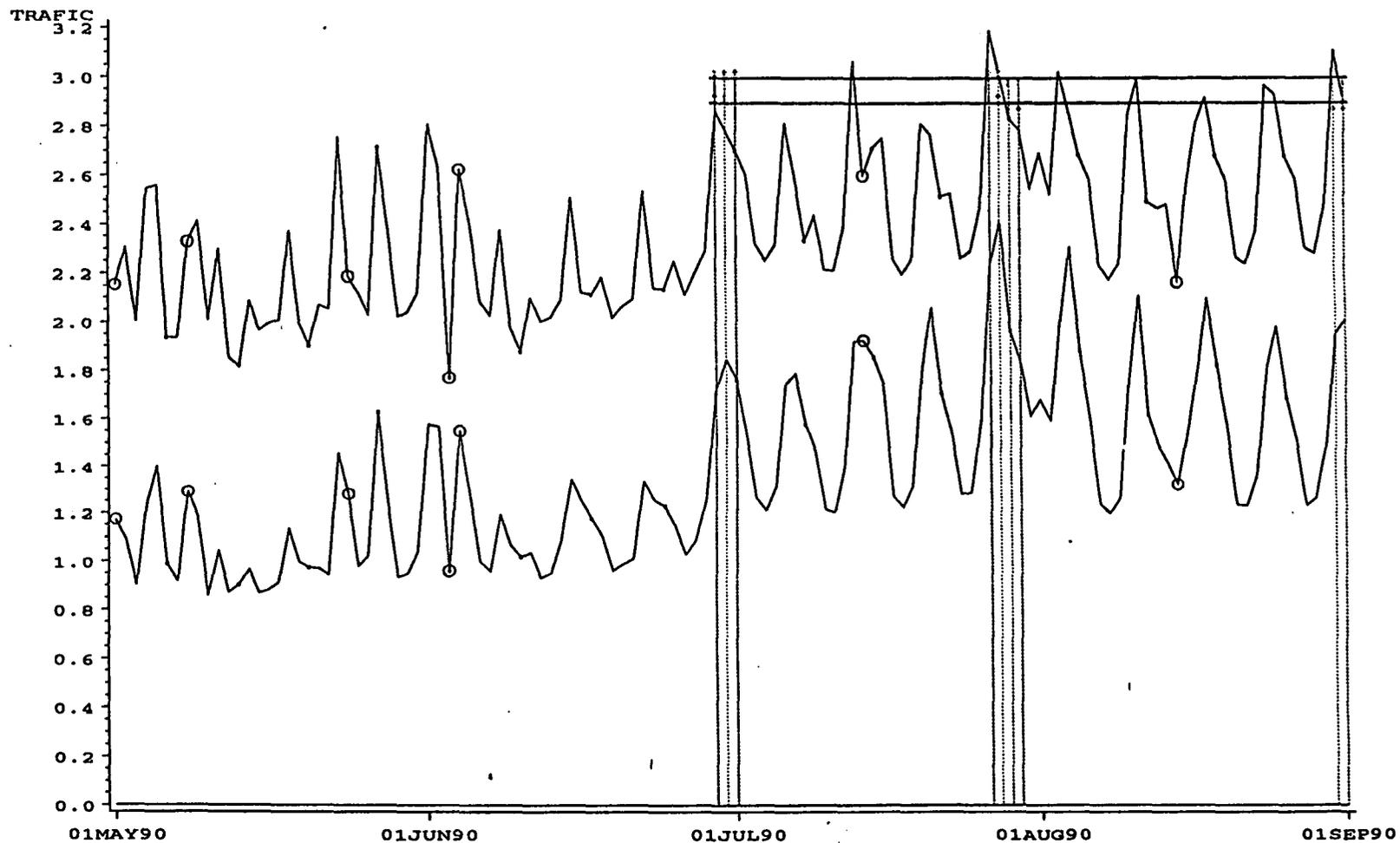


routes nationales  
autoroutes

jours feries .  
dimanches .

Annexe V.4. Parcours effectués sur routes nationales et sur autoroutes  
conçédées pour l'année 1990(\*)

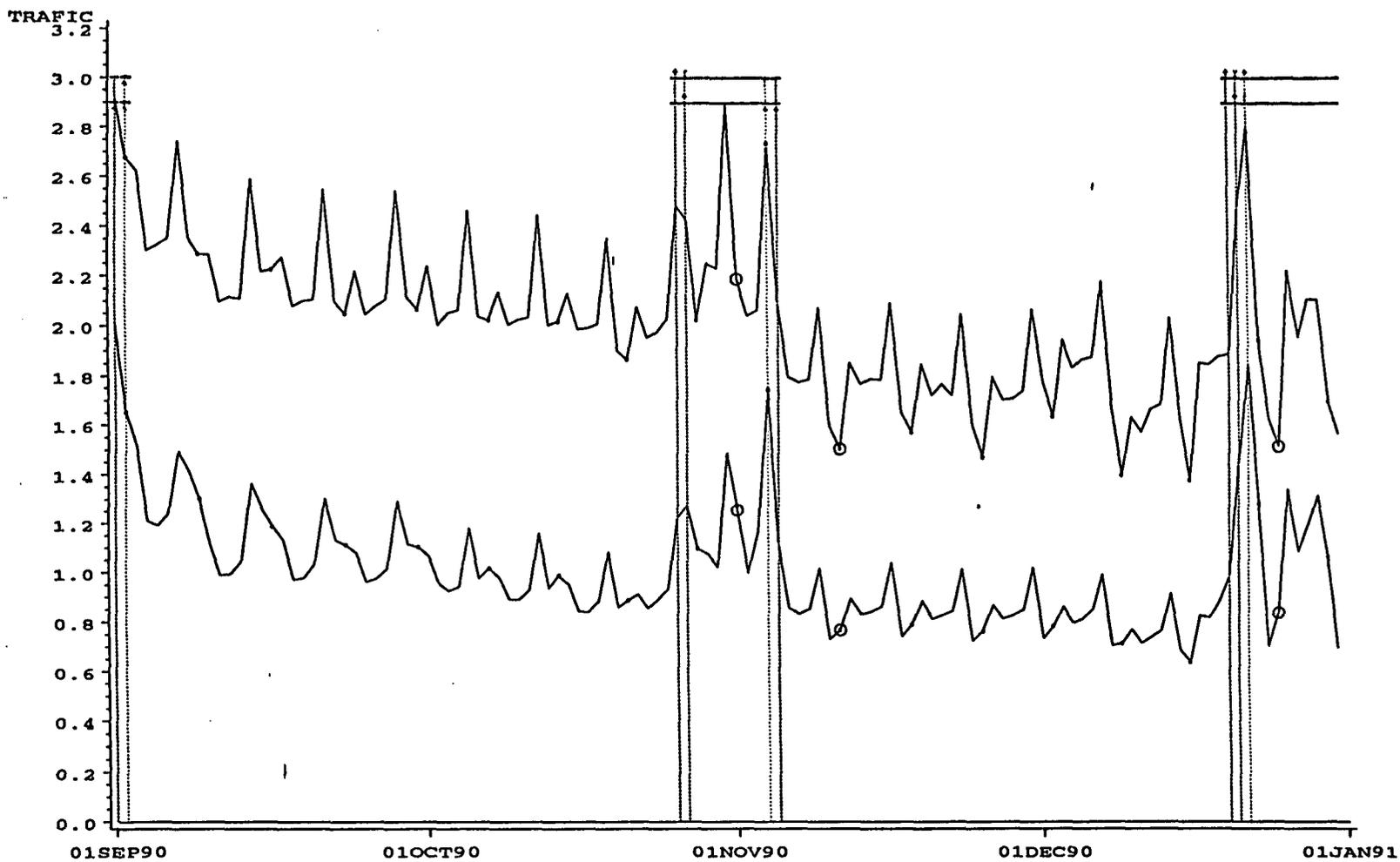
# Relations trafic-calendrier 1990



*routes nationales*  
*autoroutes*

jours feries .  
dimanches .

# Relations trafic-calendrier 1990



routes nationales  
autoroutes

jours feries ◦  
dimanches .

(\*) Des résultats plus complets sont disponibles dans le rapport CEMS/OEST: Modélisation ARIMA d'une dizaine d'indicateurs d'insécurité routière. Paris: OEST, janvier 1992.

## Annexe V.5. La modélisation de l'effet calendaire exceptionnel

### V.5.1. Les variables calendaires

La modélisation ARIMA permet d'éliminer l'effet hebdomadaire, comme l'effet de tendance générale, par des filtres de différences. L'effet calendaire exceptionnel est alors estimé par l'introduction de variables calendaires dans le modèle. Ces variables sont des indicatrices (dummies), qui indiquent la présence d'une période de vacances scolaires, d'un jour affecté par un départ ou un retour de vacances scolaires, ou la proximité d'un jour férié.

Des hypothèses sur le nombre de jours affectés par la proximité d'un jour férié ont été retenues: 4 à 6 jours au voisinage du jour férié selon les cas. Ces hypothèses dépendent de la position du jour férié (cinq cas possibles, suivant la position du jour férié en semaine), avec deux exceptions pour Pâques et pour la Pentecôte d'une part, et pour l'Ascension d'autre part, qui se situent chaque année le même jour de semaine, et qu'on peut donc isoler pour affiner l'interprétation des coefficients calendaires.

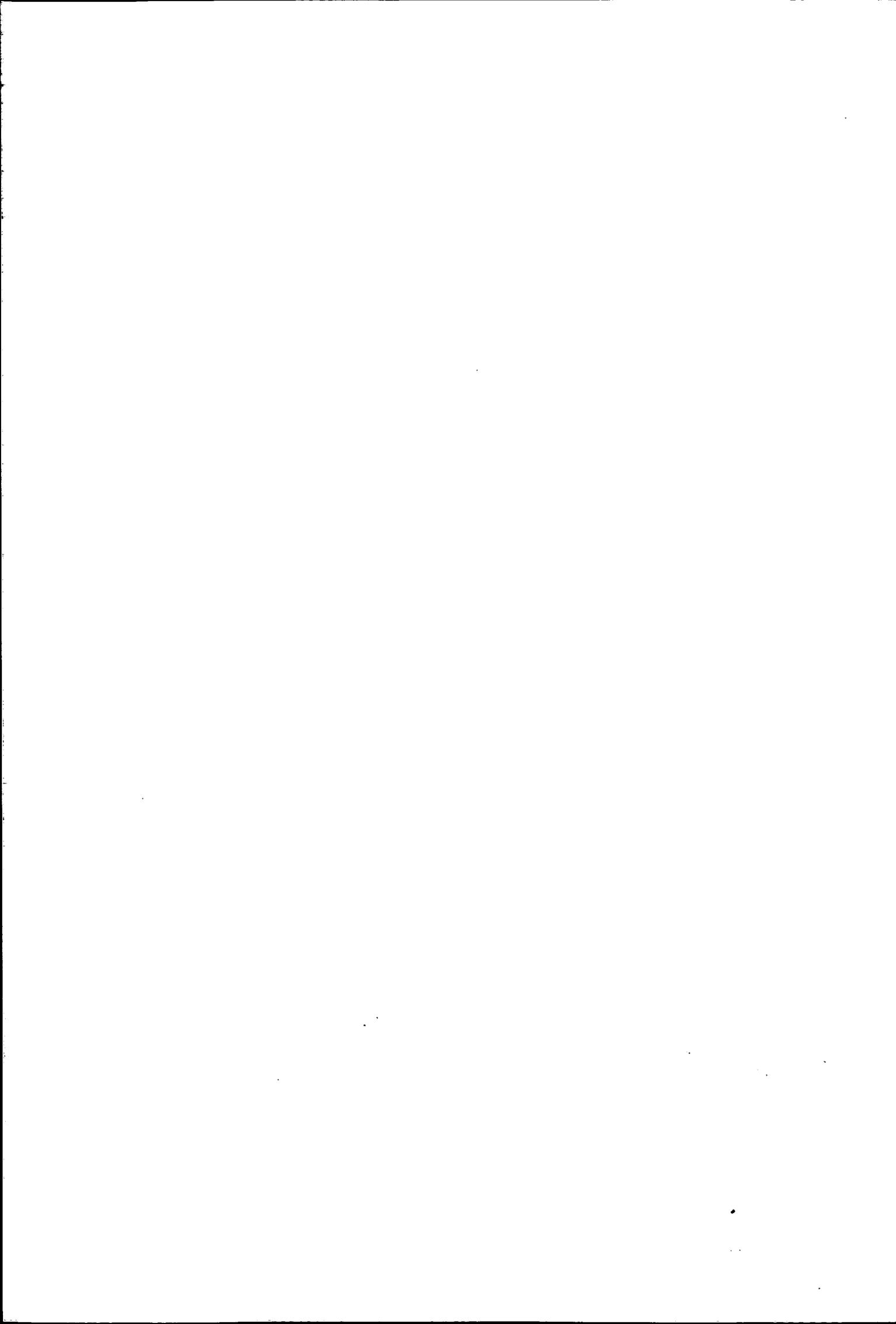
### V.5.2. Des résultats différenciés par réseau, par indicateur, et par type de jour

Une fois les variables calendaires constituées, l'estimation de l'effet calendaire exceptionnel a été réalisée par indicateur d'insécurité routière. Les coefficients calendaires(\*) obtenus en utilisant un modèle ARIMA avec variables calendaires sur les indicateurs journaliers corrigés de l'effet météorologique de court terme mettent en évidence une disparité des effets calendaires journaliers suivant le réseau et l'indicateur considérés.

A titre d'exemple, les résultats relatifs au week-end de Pâques ou de Pentecôte sur l'ensemble du réseau(cf. tableau ci-après) mettent en évidence l'effet de conditions de circulation spécifiques: les accidents sont plus graves le dimanche que le samedi(le nombre de tués augment de 6 le dimanche, mais diminue de 2 à 3 le samedi, alors que le "supplément" d'accidents est de 12 à 13 ces deux jours), et ils sont particulièrement graves le lundi bien que sensiblement moins nombreux( 6 tués de plus pour 60 accidents de moins).

(\*)Ces coefficients calendaires ont été estimés sur 1985-1990, et représentent le différentiel d'accidents et de tués observés, en moyenne sur la période, ces jours exceptionnels de l'année. On compte 482 accidents et 29 tués par jour, en moyenne sur les 6 ans.

<i>Coefficients calendaires</i>		<i>Nombre d'accidents France entière</i>	<i>Nombre de tués France entière</i>
<b>Changements de niveau:</b>			
grandes vacances		-10	0,6
petites vacances		-32	-0,1
Noël		-16	1,9
<b>Départs et retours de:</b>			
printemps		24	2,2
été		15	2,5
Noël		66	8,2
automne		7	0,8
hiver		9	-1
<b>Jours fériés:</b>			
Pâques et Pentecôte	ve	10	0,5
	sa	12	-2,5
	di	13	5,7
	lu	-59	5,9
	ma	13	3,3
Ascension	me	85	7,2
	je	-36	5,6
	ve	-61	-2,4
	sa	-17	-2,9
	di	22	-0,1
lundi férié	ve	62	7,1
	sa	8	2,9
	di	22	-5,1
	lu	-29	7,2
	ma	28	2,6
mardi férié	ve	32	-2,4
	sa	10	-0,6
	di	5	-0,6
	lu	18	4,8
	ma	-71	3,1
mercredi férié	me	21	0,3
	ma	58	7,6
	me	-42	6,9
	je	2	1
jeudi férié	ve	-42	-2,7
	me	53	10,5
	je	-15	12
	ve	-53	0,3
vendredi férié	sa	-82	-7,2
	di	-73	-5,8
	je	81	8,2
	ve	-94	6
	sa	-73	-4,6
	di	-34	-4,4
	lu	2	2,9

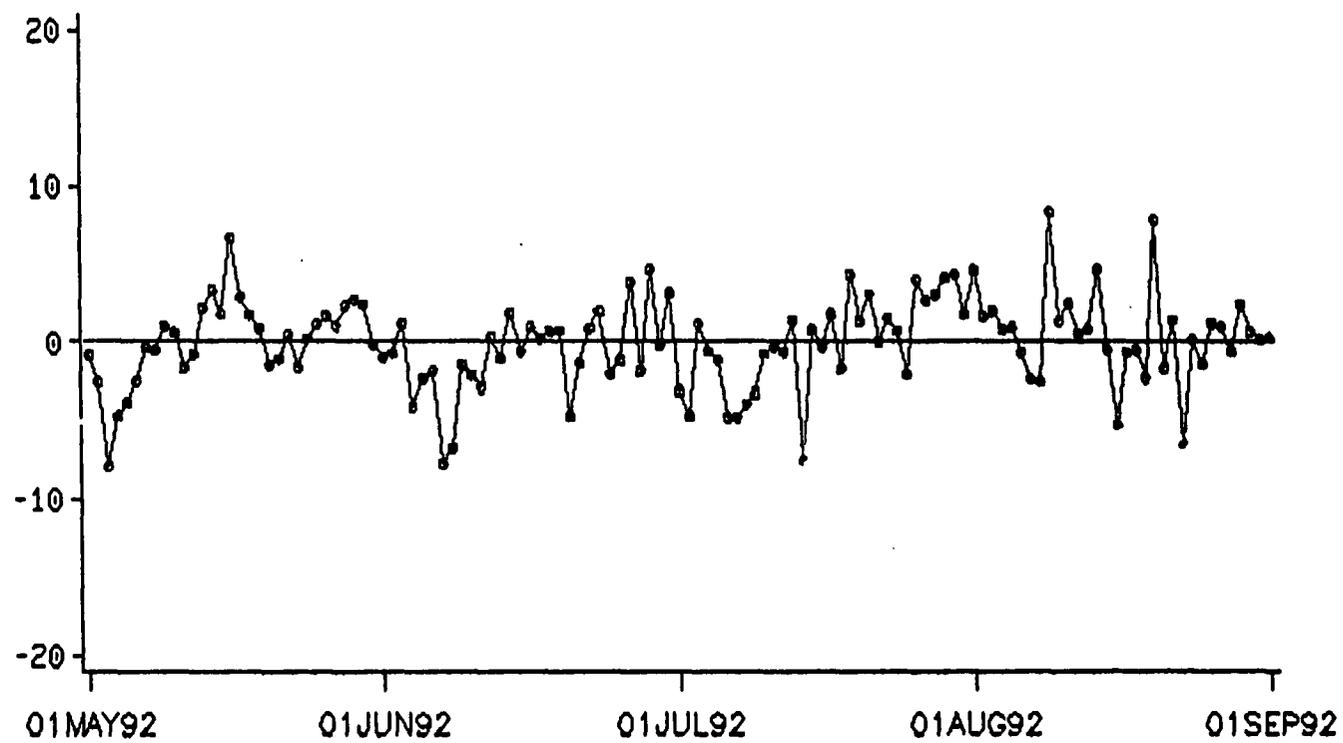


**Annexe V.6. Les sorties journalières pour le nombre de tués France  
entière de mai à août 1992.**

- effet de la météorologie(nationale et régionale) p. 22
- effet du calendrier(exceptionnel et hebdomadaire) p. 23
- série brute et série corrigée des variations locales(de ces deux effets  
météorologique et calendaire) p. 24
- série corrigée des variations locales et tendance journalière p. 25
- évolution de la tendance journalière de 1992 comparativement à celle  
des autres années, de 1985 à 1993 p. 26

# TUES ENSEMBLE DU RESEAU : MAI 1992 – AOUT 1992

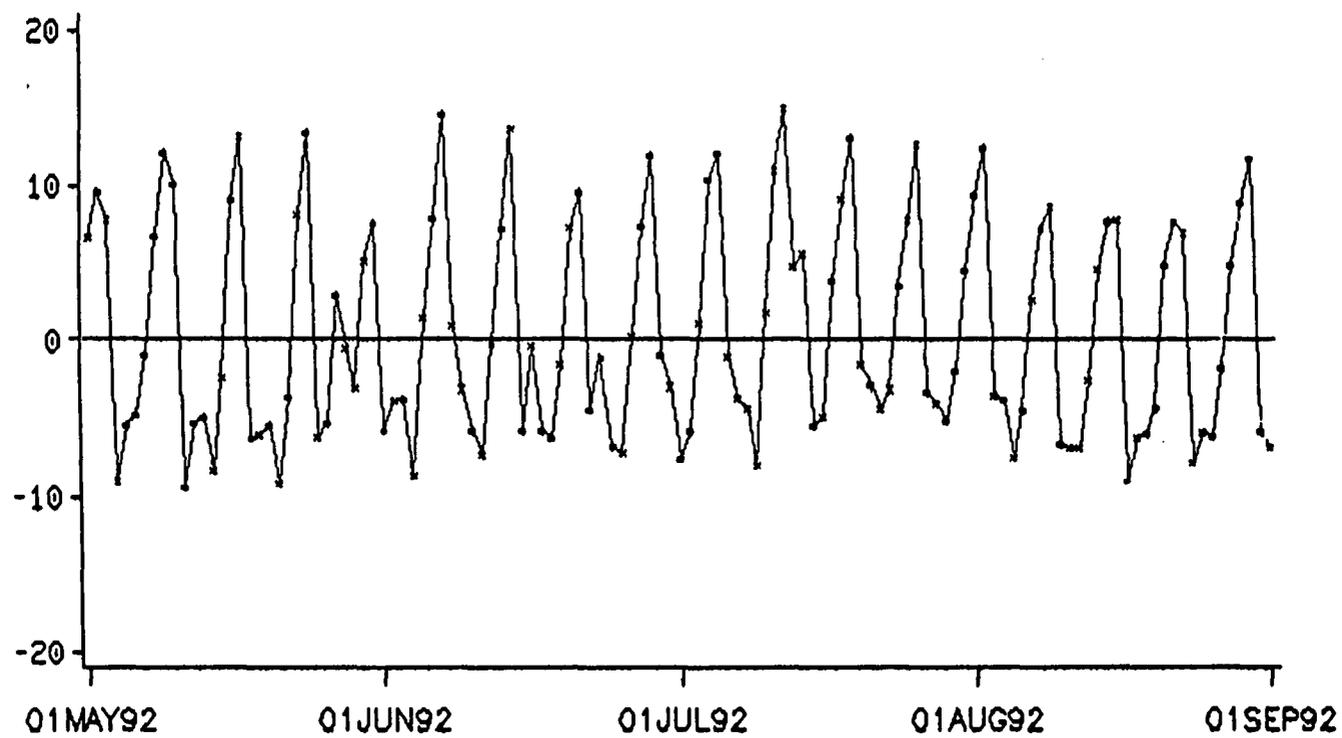
EFFETS JOURNALIERS DE LA METEOROLOGIE



modele de synthese : source SETRA

# TUES ENSEMBLE DU RESEAU : MAI 1992 – AOUT 1992

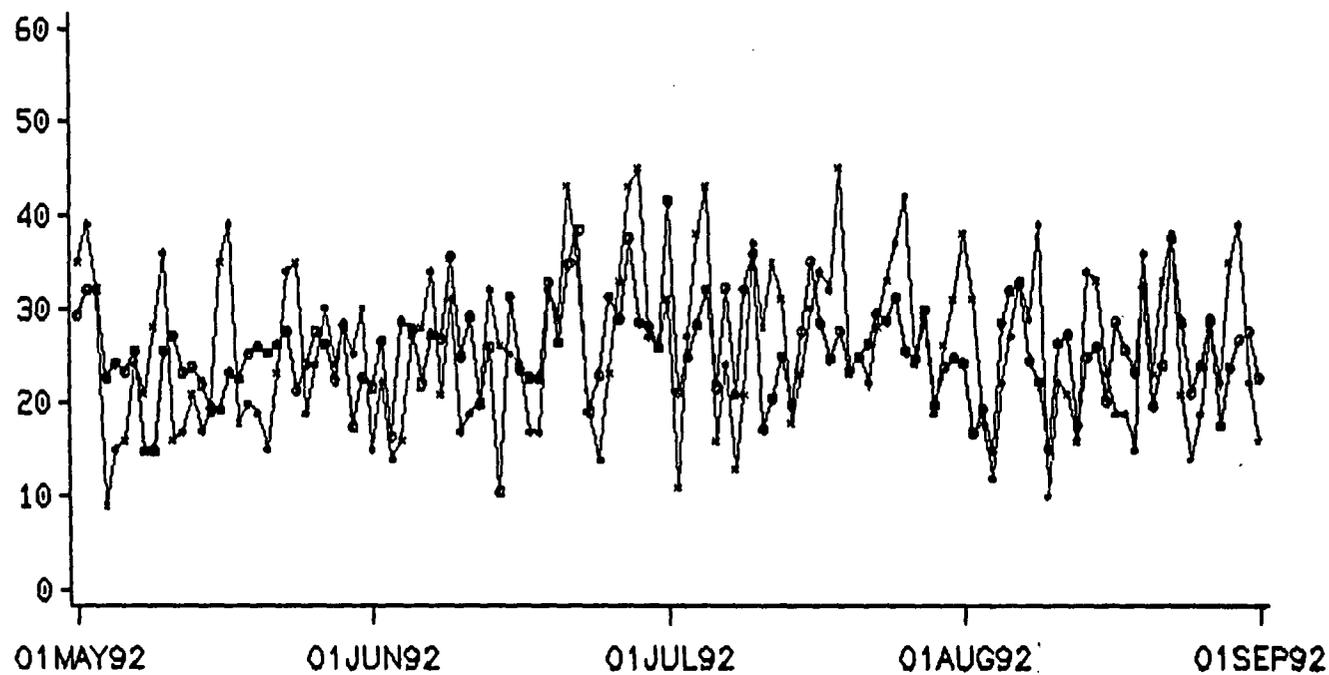
## EFFETS JOURNALIERS DU CALENDRIER



modele de synthese : source SETRA

# TUES ENSEMBLE DU RESEAU : MAI 1992 – AOUT 1992

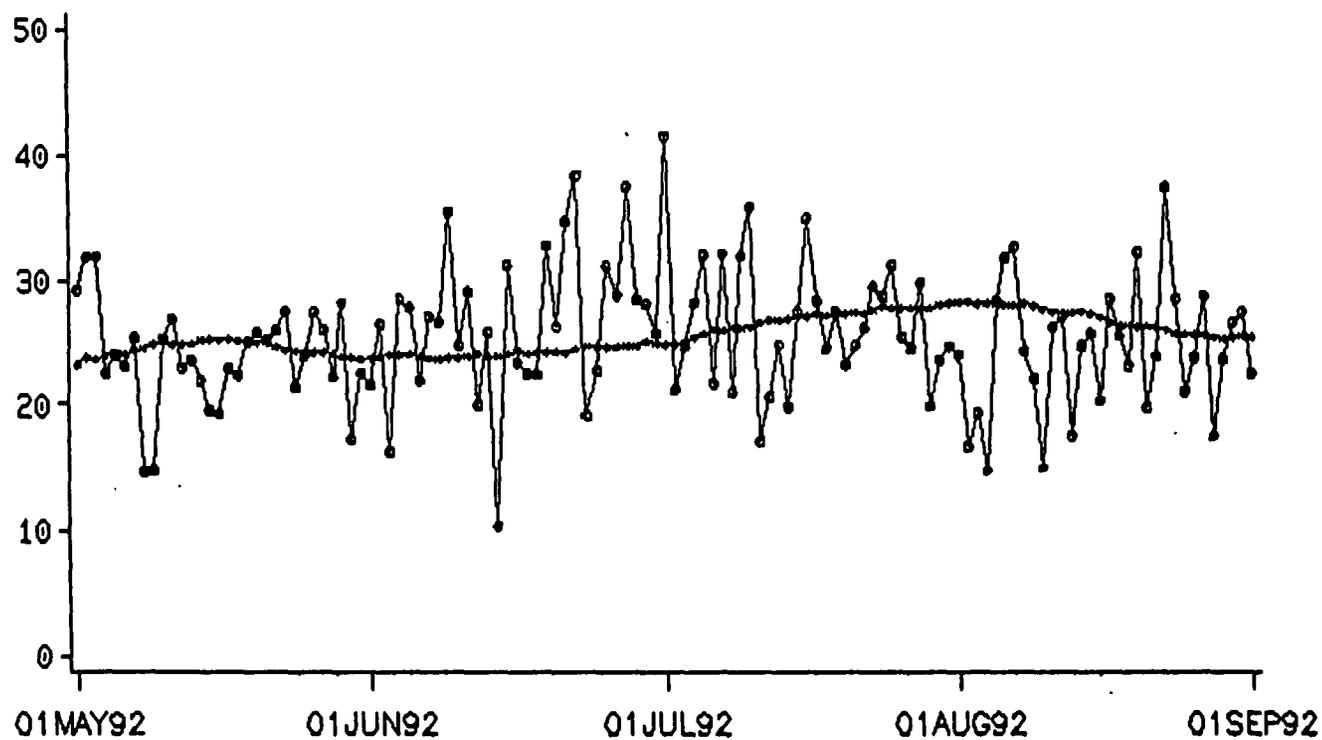
## CORRECTION JOURNALIERE DE LA VALEUR BRUTE



ooo valeurs corrigees \*\*\* valeurs brutes  
modele de synthese : source SETRA

# TUES ENSEMBLE DU RESEAU : MAI 1992 - AOUT 1992

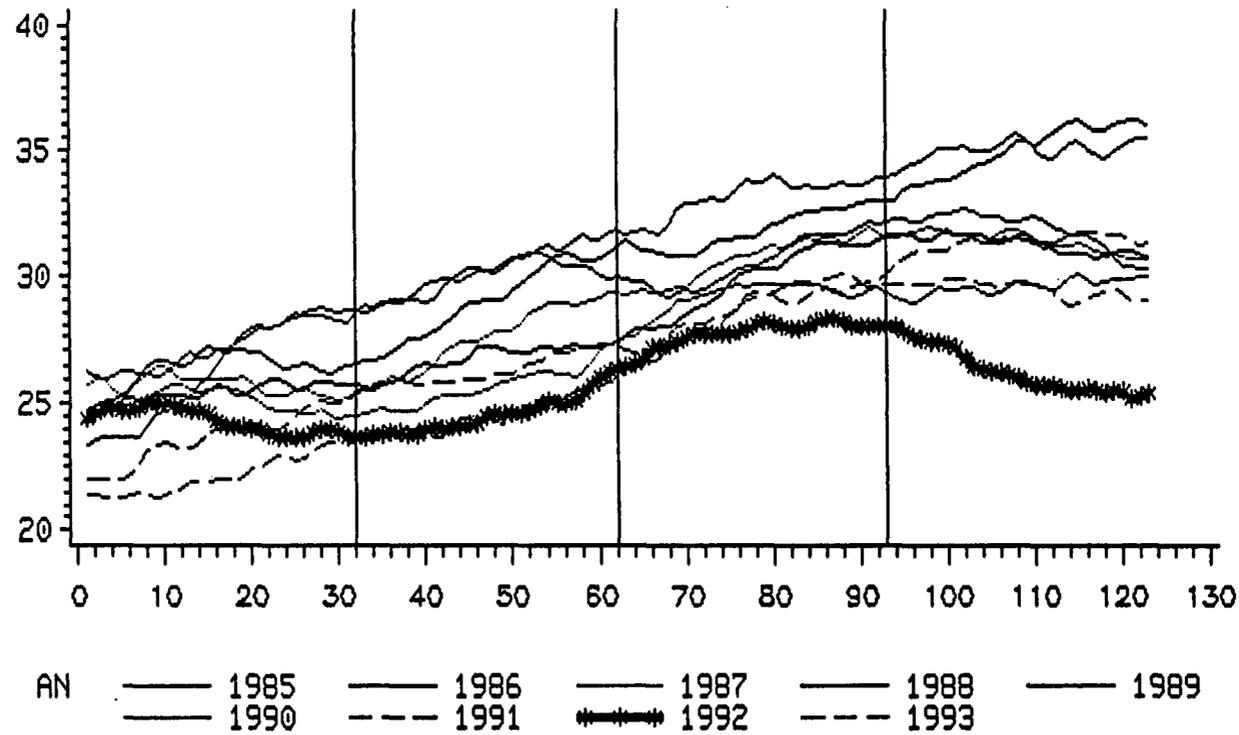
## EVOLUTION JOURNALIERE C.V.L - TENDANCE LOCALE



ooo c.v.l. \*\*\* tendance locale  
modele de synthese : source SETRA

# ENSEMBLE DU RESEAU TUES : PERIODE MAI-AOUT

EVOLUTION DE LA TENDANCE LOCALE DE 1992 COMPAREE AUX AUTRES ANNEES



source setra

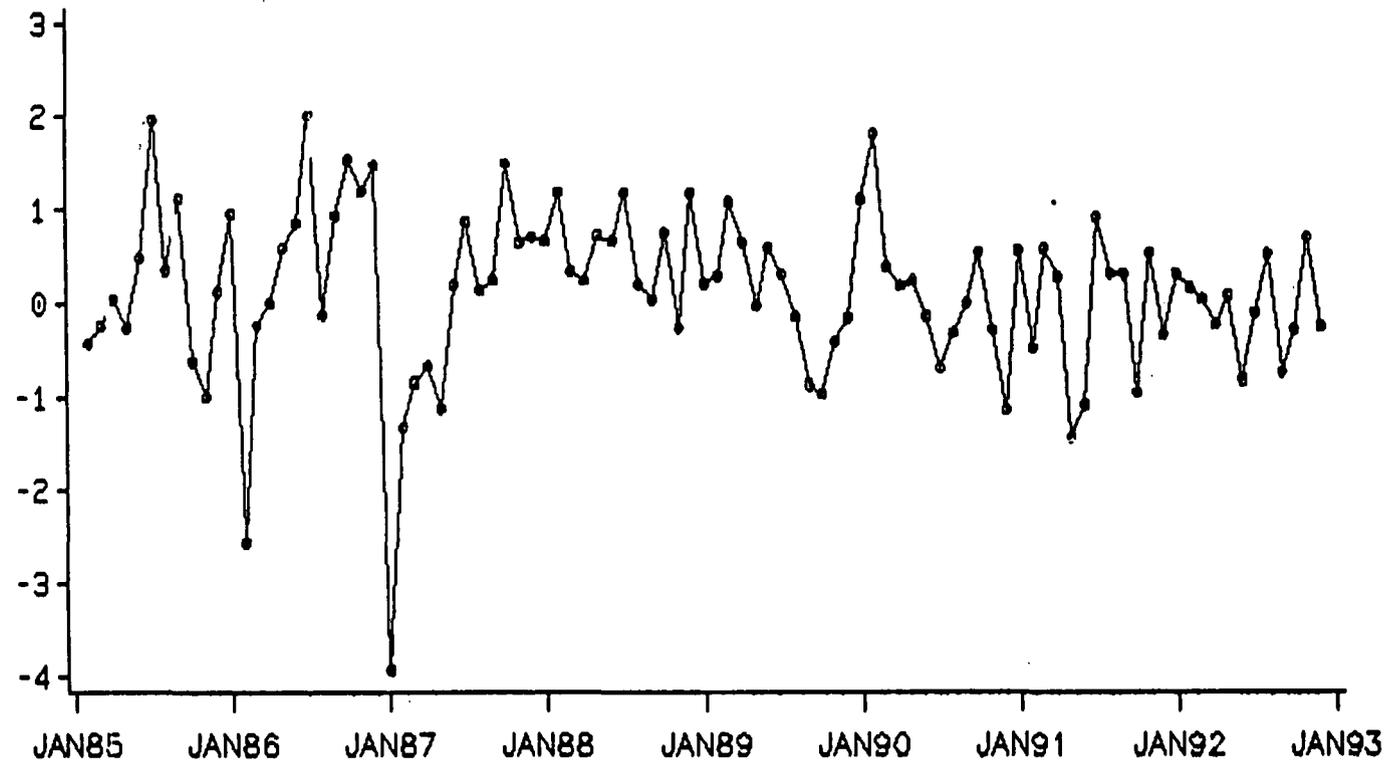
**Annexe V.7. Les sorties mensuelles pour le nombre de tués France entière de 1985 à 1992.**

- effet mensuel de la météorologie	p. 28
- effet mensuel du calendrier	p. 29
- série brute et série corrigée des variations locales	p. 30
- effet du mois(saisonnalité)	p. 31
- série corrigée des variations saisonnières et tendance de moyen terme	p. 32
- tendance de long terme et lissage par moyenne mobile sur les douze derniers mois	p. 33

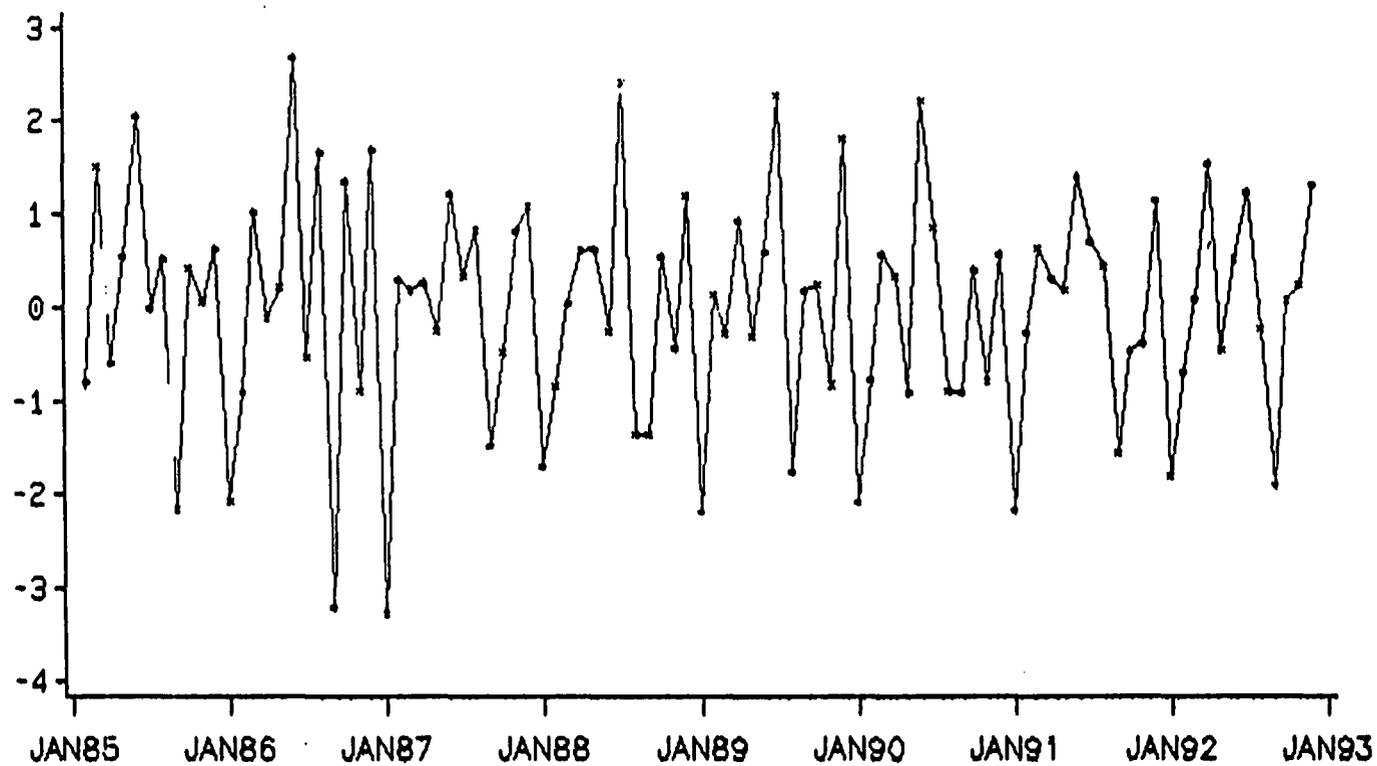
On observe, sur le dernier graphique page 33, que la tendance de long terme anticipe de quelques mois le lissage des données brutes calculé par moyenne mobile sur les douze derniers mois.

En particulier, les inflexions et les retournements de tendance apparaissent plus tôt.

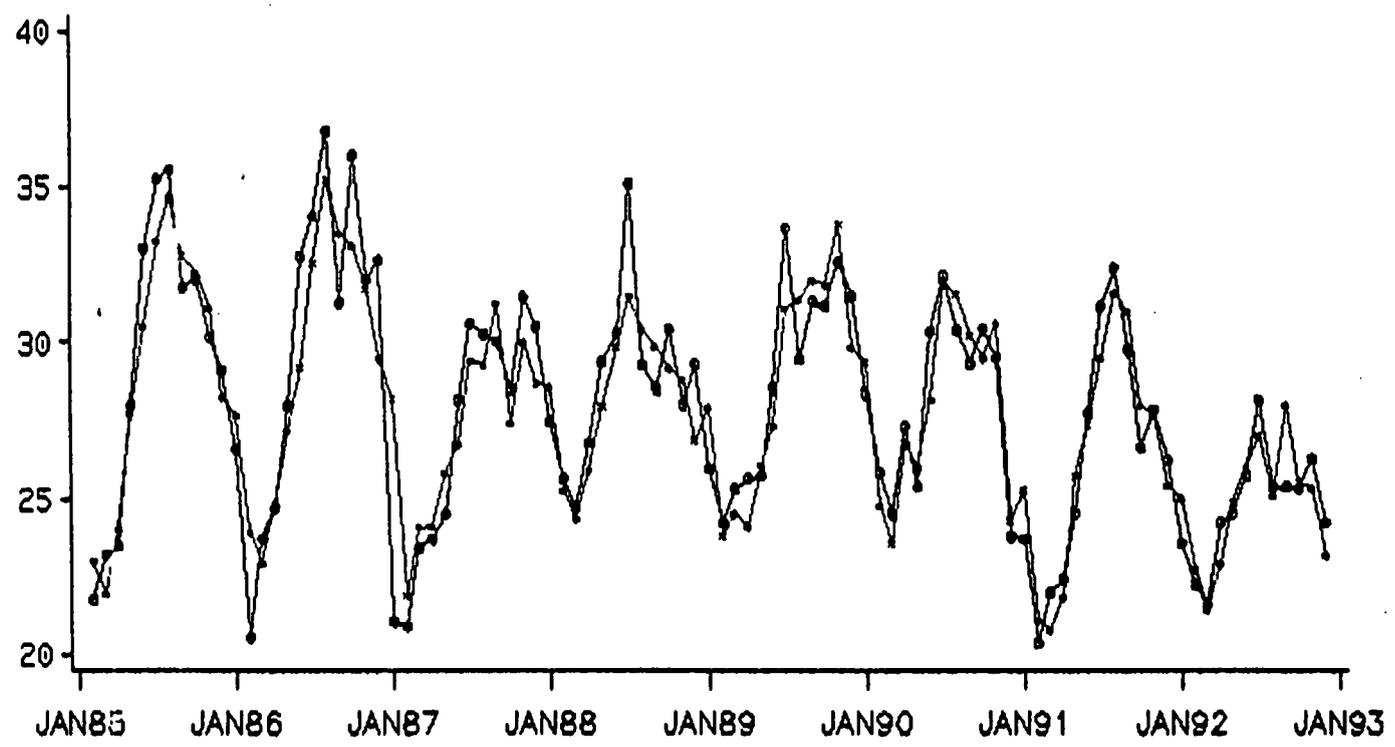
**TUES ENSEMBLE DU RESEAU : FEVRIER 1985 - DECEMBRE 1992**  
**EFFET MENSUEL DE LA METEOROLOGIE**



**TUES ENSEMBLE DU RESEAU : FEVRIER 1985 – DECEMBRE 1992**  
**EFFET MENSUEL CALENDRAIRE**

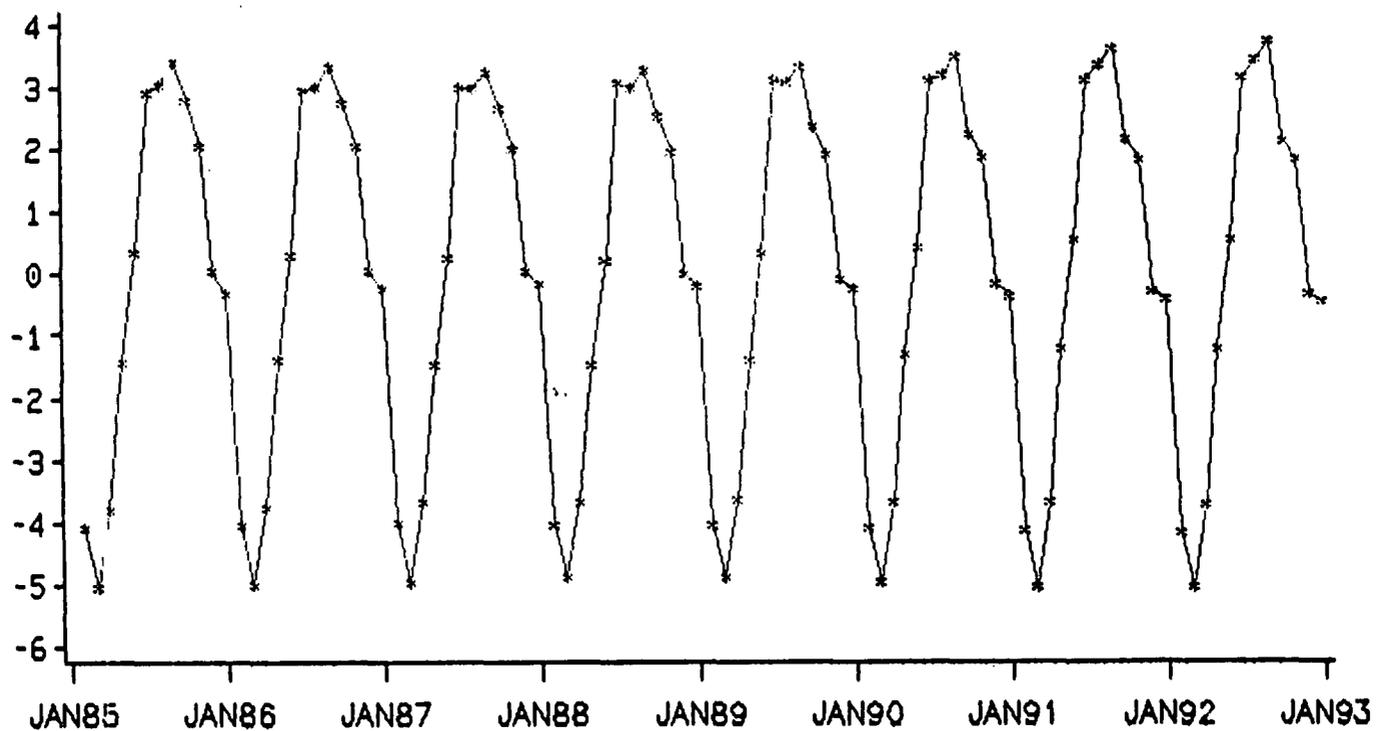


**TUES ENSEMBLE DU RESEAU : FEVRIER 1985 - DECEMBRE 1992**  
**TRANSFORMATION DE LA VALEUR BRUTE EN VALEUR C.V.L**



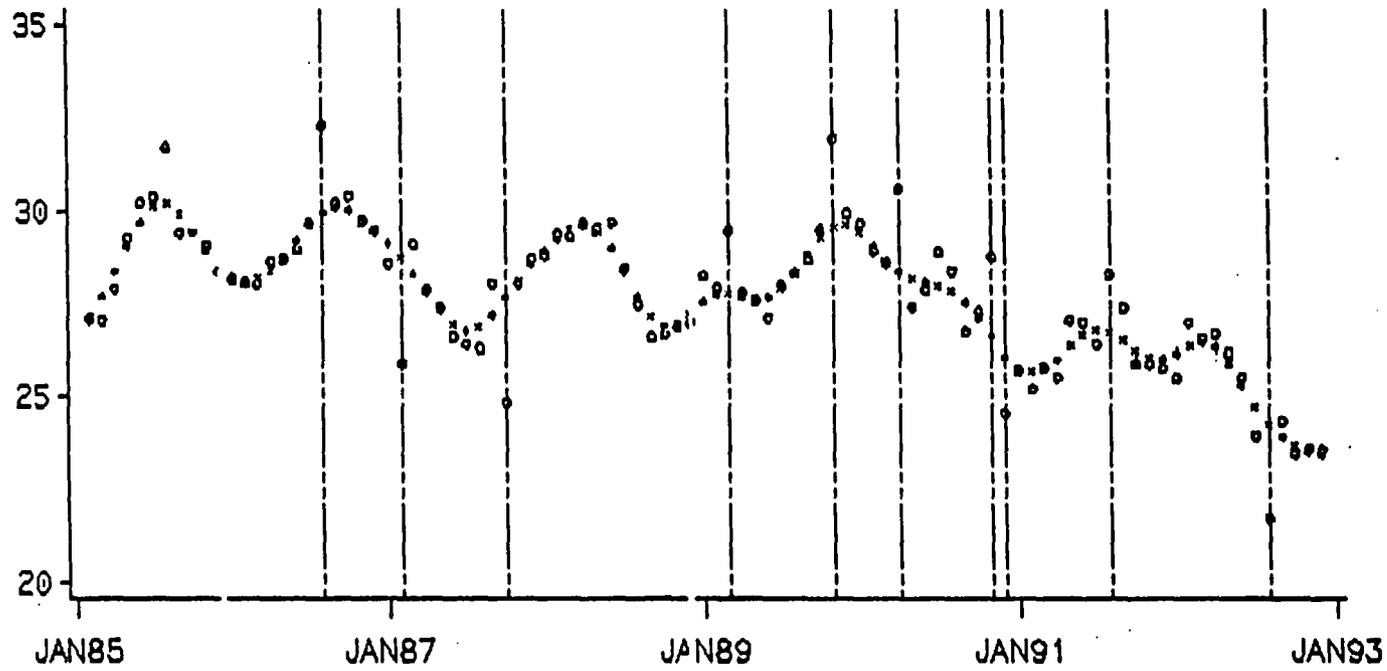
ooo valeur brute \*\*\* valeur c.v.l

**TUES ENSEMBLE DU RESEAU : FEVRIER 1985 - DECEMBRE 1992**  
**SAISONNALITE**



# ENSEMBLE DU RESEAU

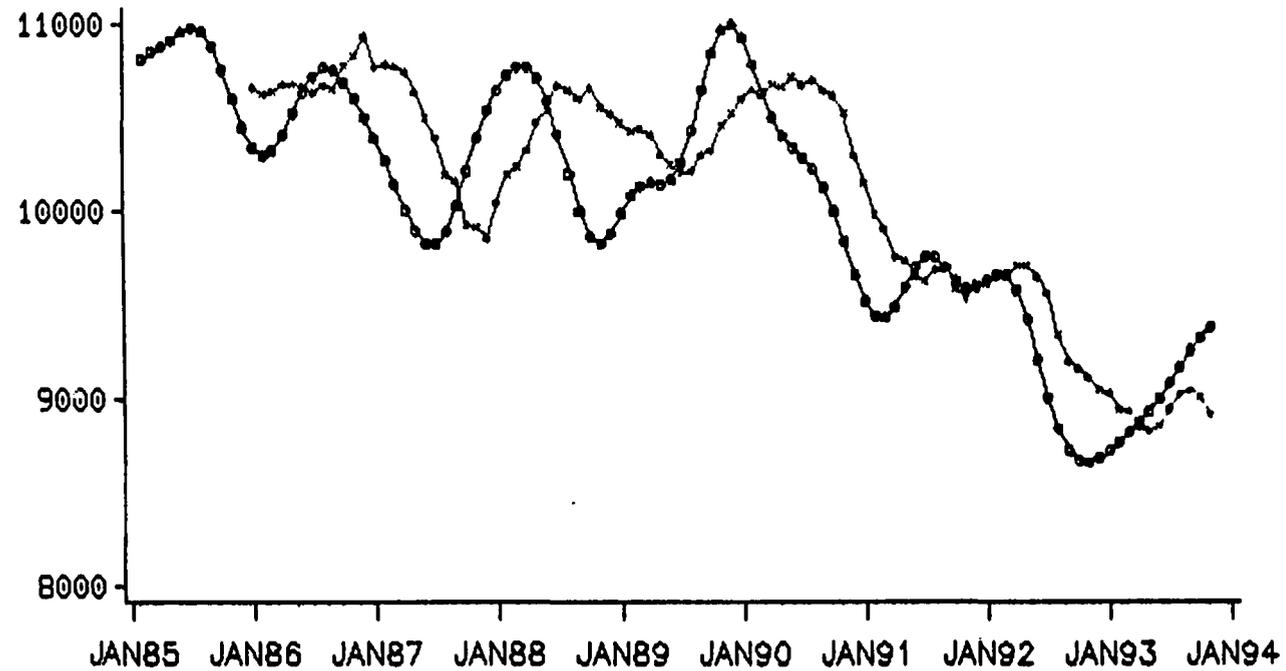
TUES APRES MODELISATION



ooo valeurs c.v.s. \*\*\* tendance  
barres verticales: points aberrants en 8/86 2/87 10/87 3/89 11/89 4/90 11/90 12/90 8/91 8/92\_

# TUES ENSEMBLE DU RESEAU

TENDANCE - MOYENNE DES 12 DERNIERS MOIS



ooo tendance \*\*\* moyenne des 12 derniers mois

