

Modélisation ARIMA d'une dizaine d'indicateurs d'insécurité routière

Cette étude a été réalisée par : Robert AZENCOTT
Bernard GIRARD
Patrick LETREMY
Elisabeth ROY

Responsable de l'étude à l'OEST : Ruth BERGEL,
dans le cadre d'un groupe de travail associant :

Elvyne FEVRIER
François GHILAIN
Sylvain LASSARRE
Patrick LE BRETON

C.E.M.S.

Centre
d'Etudes
sur la Modélisation
et les Statistiques

AVANT-PROPOS

En vue de la mise en oeuvre d'un tableau de bord mensuel de l'insécurité routière, la Direction de la Sécurité et de la Circulation Routières(D.S.C.R.) a demandé au Centre d'Etudes sur la Modélisation et les Statistiques(C.E.M.S.) de concevoir les modèles de suivi de la fréquence et de la gravité des accidents corporels de la circulation routière, et de faire la part des facteurs déterminants de leur évolution.

Les travaux de conception du modèle de suivi de l'insécurité routière ont été menés dans le cadre d'un groupe de travail constitué en septembre 1990, animé par l'Observatoire Economique et Statistique des Transports(O.E.S.T.), et associant la D.S.C.R., l'Institut National de Recherche sur les Transports et leur Sécurité(I.N.R.E.T.S.) et le Service d'Etudes Techniques des Routes et Autoroutes(S.E.T.R.A.).

La fréquence et la gravité des accidents résultent de facteurs multiples: le niveau du trafic, les conditions météorologiques et celles qui découlent du calendrier, la vitesse pratiquée, le non-port de ceinture..., ainsi que de facteurs plus localisés dans le temps tels qu'une mesure réglementaire ou qu'une campagne de sécurité routière. Encore faut-il, pour les facteurs cités, disposer de statistiques fiables, si possible journalières, pour en mesurer les effets sur les indicateurs de mesure de l'insécurité routière que sont les nombres journaliers d'accidents, de tués et de blessés.

La donnée la plus intéressante: le trafic, n'est disponible que sur le réseau national (routes nationales et autoroutes), et n'a donc pu être utilisée de manière systématique dans les modèles.

Les conditions météorologiques et celles du calendrier (calendrier des jours fériés, et plus encore celles du calendrier scolaire, qui détermine les jours de grands déplacements liés à des départs et des retours de congés) ont une influence déterminante sur l'insécurité routière, souvent localisée dans le temps, et perturbent de manière très sensible la mesure - journalière, et même mensuelle - des indicateurs d'insécurité routière. Ces données sont disponibles sur l'ensemble du territoire, et on observe que les variables calendaires créées pour modéliser les effets du calendrier prennent en compte les effets de la donnée manquante trafic.

Cette étude présente une décomposition des effets à prendre en compte pour un suivi des nombres d'accidents et de victimes de la circulation routière : effet météorologique, effet calendaire, effet de tendance, et résidu.

La décomposition des effets a été réalisée sur une dizaine d'indicateurs journaliers(*), sur la période 1985-1990. La décomposition mensuelle est obtenue par agrégation des effets journaliers; mais on peut également s'intéresser aux moyennes mensuelles des effets journaliers, pour lesquelles la longueur variable du mois se trouve neutralisée. De nombreux graphiques, disponibles en annexe, présentent des résultats de décomposition journalière pour la fin de l'année 1990, et de décomposition mensuelle pour les deux années 1989 et 1990.

Les indicateurs corrigés des effets météorologiques et calendaires sont désaisonnalisés, et se prêtent à une analyse temporelle en continu. La décomposition des données corrigées des variations saisonnières en tendance et résidu permet de mettre en évidence l'impact d'autres facteurs non saisonniers explicatifs de leur évolution.

Enfin, *une tentative d'intégration dans les modèles de variables journalières supplémentaires*, telles que le trafic, la vitesse pratiquée et le pourcentage de véhicules dépassant la vitesse autorisée, a été réalisée pour le réseau des routes nationales. On observe ainsi, sur la période considérée, des relations linéaires significatives entre ces variables et les taux de gravité des accidents (nombres de victimes rapportés au nombre d'accidents).

(*) L'étude de l'effet météorologique sur les indicateurs journaliers a fait l'objet d'un précédent rapport ("Constitution d'indicateurs météorologiques adaptés à l'insécurité routière", O.E.S.T./C.E.M.S., juin 1991). La décomposition des effets présentée ici constitue un complément à ce précédent travail.

Les résultats présentés dans cette étude se limitent à une dizaine d'indicateurs définis pour moitié sur l'ensemble du réseau, et pour moitié sur le réseau des routes nationales, sur lequel des données spécifiques relatives au parcours et à la vitesse pratiquée sont disponibles. Cependant, la méthodologie retenue est générale, et applicable à d'autres indicateurs de sécurité routière: aux autres indicateurs globaux de mesure sur les autres réseaux (autoroutes, réseau secondaire et milieu urbain), et à des indicateurs détaillés par typologie d'accidents et de victimes.

TABLE DES MATIERES

INTRODUCTION	p 2
I LES VARIABLES CALENDAIRES	p 5
II LE MODELE JOURNALIER CALENDRAIRE	p 10
III LA DECOMPOSITION MENSUELLE	p 16
IV EFFETS EXTERNES ET TAUX DE GRAVITE	p 20

ANNEXES

I Relations Trafic-Calendrier
II Décompositions journalières et mensuelles

INTRODUCTION

Nous présentons dans ce document une modélisation d'une dizaine d'indicateurs de l'insécurité routière : nombres journaliers d'accidents, de tués, de blessés sur les routes nationales et sur l'ensemble du réseau, pour la période 1985-1990. Les modèles fournissent une évaluation des effets calendaires sur les variations journalières de ces indicateurs, et, à partir de celles-ci, sur leurs variations mensuelles.

L'objectif est de construire une décomposition des différents effets à prendre en compte¹ : ce sont les variations climatiques (effets météo), les variations brusques de trafic, dues à des départs et retours de vacances ou à la proximité de jours fériés (effets calendaires exceptionnels), les variations régulières journalières à l'intérieur de la semaine (cycle hebdomadaire), les périodes particulières correspondant aux vacances scolaires, enfin les effets tendanciels à long et moyen terme.

Dans les effets à long et moyen terme on retrouvera la tendance, mais aussi l'effet d'une mesure réglementaire, relative par exemple à la conduite en état d'alcoolémie ou au non-port de ceinture ; dans les effets résiduels on trouvera des aléas, mais aussi l'effet d'une campagne ponctuelle comme une opération "drapeau blanc".

D'un point de vue opérationnel, une telle décomposition des indicateurs de l'insécurité routière permet d'estimer, dans les variations apparemment erratiques des indicateurs journaliers, les effets connus (météo et calendrier) pour mieux apprécier les effets liés au comportement humain.

¹ Dans un travail précédent, un mode de correction du seul effet météo avait été mis en oeuvre, qui tenait compte de la diversité régionale des variations climatiques et qui aboutissait à retenir des variables explicatives (températures, pluie, brouillard, pressions) observées sur six stations "pilotes" (cf le rapport d'étape "Constitution d'indicateurs météorologiques locaux adaptés à l'insécurité routière", OEST/C.E.M.S., juin 1991).

D'un point de vue statistique, les variations journalières ne sont pas aussi erratiques qu'il semble, si on a pris soin d'en extraire les effets météorologiques et calendaires : on dispose alors de séries "corrigées des variations saisonnières" (CVS). Une simple agrégation mensuelle des résidus journaliers ou un calcul de moyenne mensuelle suffisent pour faire apparaître des comportements en tendance qui pourront apporter des informations précieuses en matière de sécurité routière.

Dans les modèles que nous présentons ici, nous n'avons pas remis en cause les corrections obtenues précédemment en ce qui concerne la météo ; nous reprenons l'argument selon lequel la démarche retenue consiste à évaluer les effets climatiques indépendamment de tout autre effet. Remarquons néanmoins que, dès que nous disposons d'indicateurs d'insécurité routière "corrigés de la météo" (quelle que soit la méthode de correction des effets météo), la méthode que nous proposons ici fournit une quantification des effets calendaires et des séries CVS qui sont bien adaptées pour une évaluation de mesures de sécurité routière.

Puisque les événements calendaires, y compris les cycles hebdomadaires, sont indépendants des variations météorologiques, il est naturel de les modéliser à partir de séries corrigées de la météo; et, pour distinguer les effets calendaires exceptionnels des cycles hebdomadaires et des variations longues correspondant aux changements de saisons, la méthode d'estimation privilégiée consiste à associer une estimation linéaire (régression) à un filtrage adéquat : ce sont les modèles ARIMA, avec variables exogènes et interventions, qui fournissent les résultats les plus efficaces puisqu'ils estiment simultanément les effets exogènes (ici calendaires exceptionnels) et le filtre ARIMA qui tient compte au mieux des autres effets, tendance ou cycles (ici hebdomadaires).

La modélisation se déroulera selon le plan suivant :

- L'étude des effets calendaires commencera par la construction des variables calendaires à partir du calendrier et à l'aide des séries journalières de trafic, qui peuvent donner des indications précieuses sur les déplacements au voisinage des jours fériés, des départs et des retours de vacances.

- Ensuite deux modèles ARIMA, avec et sans variables exogènes, seront estimés pour obtenir une décomposition des séries qui isole les différents effets.

- Une agrégation mensuelle des résultats journaliers suivra, en gardant le principe de quantification des différents effets (météo, calendaires, hebdomadaires) pour aboutir à des séries mensuelles "désaisonnalisées".

- Enfin une tentative d'intégration de variables exogènes complémentaires (trafic, vitesse moyenne, seuil de dépassement de la vitesse autorisée) proposera des variables explicatives de la gravité des accidents, pour affiner les modèles sur le réseau des routes nationales.

I LES VARIABLES CALENDAIRES

POURQUOI DES VARIABLES CALENDAIRES

L'examen des séries à modéliser montre des irrégularités facilement identifiables puisqu'elles correspondent à des événements calendaires, que l'on observe sans ambiguïté sur les séries de trafic.

Sur ces séries de trafic, on remarque d'une part des cycles correspondant à la succession des sept jours de la semaine, avec des profils de semaines qui varient d'une saison à l'autre : l'étendue des variations est plus élevée de Pâques aux vacances de la Toussaint que pendant l'hiver ; la forme des variations est plus régulière l'été, avec un minimum le mercredi, alors qu'en hiver on trouve un trafic minimum le dimanche.

D'autre part, des événements calendaires, que nous qualifions d'exceptionnels (par rapport aux cycles hebdomadaires), sont facilement repérables : ce sont les jours fériés, les départs et les retours de vacances.

Néanmoins les effets, sur les différents indicateurs d'insécurité, de ces événements calendaires exceptionnels, sont difficiles à apprécier compte tenu de leur fréquence faible, de leur position dans le mois (les départs ou retours de vacances, qui ont lieu en fin de semaine, se placent en fin de mois ou au début du suivant, d'une année à l'autre), de leur position dans la semaine (pour les jours fériés).

Les effets hebdomadaires (succession des jours de la semaine) et exceptionnels ont été séparés, dans le traitement statistique, pour mieux distinguer leurs contributions propres : c'est la modélisation ARIMA avec variables exogènes qui nous a semblé la mieux adaptée.

Cette modélisation permet d'isoler ce qui est dû aux effets calendaires exceptionnels de ce qui est dû aux effets hebdomadaires et à la tendance générale. La construction des variables correspondantes doit se faire de façon externe, c'est à dire en référence au seul calendrier ; ensuite, l'estimation numérique des effets calendaires sera calculée pour chaque indicateur d'insécurité. Les événements calendaires exceptionnels sont repérés indépendamment des indicateurs d'insécurité, leur effet sur chacun de ces indicateurs sera mesuré spécifiquement.

RECHERCHE QUALITATIVE DES VARIABLES

L'excès de variables calendaires exceptionnelles ferait perdre de la robustesse au modèle, comme une trop grande parcimonie mélangerait des effets différents, ce qui aboutirait dans les deux cas à des erreurs d'estimation sur les coefficients : ces derniers ne seraient pas interprétables. Par ailleurs il est préférable de séparer les effets : ce qui est bien le cas si les variables explicatives sont orthogonales (non corrélées).

Pour obtenir cette propriété, chaque variable calendaire aura la valeur 1, les jours où l'effet correspondant doit être pris en compte, et 0, les autres jours. Si, chaque jour, il n'y a qu'une variable calendaire active, la séparation des effets calendaires sera effective dans l'estimation statistique.

Il reste à déterminer les jours exceptionnels et, pour chacun, la variable qu'on lui affecte. La référence externe qui a été choisie est le trafic sur routes nationales et, dans une moindre mesure, le trafic sur autoroutes concédées. Un examen des graphiques (voir annexe I), et les avis d'experts du SETRA nous ont conduit à examiner plus particulièrement:

- des jours isolés (par exemple Noël)
- des petits groupes de jours (départs, retours de vacances)
- des configurations au voisinage des jours fériés
- des périodes particulières (périodes de vacances)

Les trafics sont utilisés comme détecteurs de jours particuliers et surtout de configurations particulières. On remarque que les déplacements au voisinage des jours fériés diffèrent considérablement suivant le jour de la semaine où se situe le jour férié. Par exemple, les déplacements une veille de fête ne sont pas les mêmes si cette veille de fête est un lundi, un mardi, un vendredi ; par contre, les déplacements autour du jour de Pâques ont un profil identique à ceux correspondant à la Pentecôte : on pourra ainsi, pour la quantification des effets, assimiler les deux profils.

Il ne s'agit pas ici d'utiliser le trafic comme variable explicative des indicateurs d'insécurité. Si une variable calendaire correspond bien à la présence d'un effet exceptionnel qu'on a repéré par les variations du niveau du trafic, en revanche, cet effet n'est sûrement pas lié linéairement au trafic : il y a d'autres effets, comme les conditions de circulation, qui

donnent à l'évènement calendaire exceptionnel une spécificité qui ne peut pas être réduite à un facteur de proportionnalité appliqué au niveau du trafic.

Si les indicateurs d'insécurité étaient liés linéairement au trafic, l'introduction de variables calendaires serait une complication inutile, mais il n'en est rien. En fait, la non linéarité des effets calendaires apparaît clairement dans les valeurs des coefficients estimés qu'on obtient : on verra plus loin (p. 15), qu'à trafic à peu près égal, un départ en vacances, une veille de jeudi férié, un lundi de Pâques ne sont pas du tout équivalents.

De plus, les ressemblances et dissemblances des effets journaliers, à trafic égal, sont spécifiques à chaque indicateur d'insécurité : l'importance et la significativité statistique des coefficients diffèrent suivant qu'on examine, par exemple, une série d'accidents ou une série de tués.

CHOIX DES VARIABLES CALENDAIRES

Les variables calendaires retenues sont les suivantes:

- variables égales à 1 dans un intervalle correspondant à la durée des vacances scolaires et nulles ailleurs.

En fait on a décidé de ne pas prendre la période officielle des vacances scolaires, mais de prendre la période allant du premier jour affecté par les départs jusqu'au dernier jour affecté par les retours. Ces variables rendent compte d'une augmentation moyenne des trafics pendant ces périodes de vacances. Il n'en a été retenu que deux significatives:

GV vacances d'été

PV vacances de printemps (ou de Pâques)

- variable correspondant à un jour particulier.

Une seule variable a été retenue : le jour de Noël présente une chute de trafic, indépendamment du jour de la semaine où il tombe, qui n'est pas prise en compte par les profils des autres jours fériés.

N jour de Noël

- variables non nulles sur plusieurs jours consécutifs qui correspondent à des départs ou retours de vacances.

Les départs et retours sont considérés comme ayant des effets égaux mais ils sont pondérés par des coefficients attachés aux zones (0.25 pour chacune

des deux zones en province, 0.5 pour la région parisienne, au total 1 si les zones sont regroupées comme en été):

DEPLPRIN	vacances de printemps (ou de Pâques)
DEPLETE	vacances d'été
DEPLAUT	vacances d'automne (ou de Toussaint)
DEPLNOEL	vacances de Noël
DEPLHIV	vacances d'hiver (ou de février)

■ variables attachées aux jours fériés dont le profil des jours voisins présente des particularités.

Les deux premières lettres indiquent le jour férié, les deux dernières indiquent le jour de la semaine, précédant le jour férié, où l'effet commence à se faire sentir ; en ajoutant des retards, on prendra en compte l'ensemble du profil. Ainsi la fête de l'Ascension donne lieu à un pont et les différences de trafic se font sentir du mercredi (nom de la variable ASC_ME, ASC pour Ascension et ME pour mercredi) au dimanche : on introduira dans l'estimation quatre retards (retard 1 pour le jeudi, 2 pour le vendredi, 3 pour le samedi, 4 pour le dimanche), ce qui veut dire qu'il y aura en réalité 5 coefficients à estimer pour avoir le profil complet.

PA_VE (du vendredi au mardi)	Pâques et Pentecôte
ASC_ME (du mercredi au dimanche)	Ascension

■ variables attachées à tous les autres jours fériés selon le jour de la semaine où ils tombent:

LU_VE (du vendredi au mardi)	lundi férié
MA_VE (du vendredi au mercredi)	mardi férié (avec pont du lundi)
ME_MA (du mardi au vendredi)	mercredi férié
JE_ME (du mercredi au dimanche)	jeudi férié (avec pont)
VE_JE (du jeudi au lundi)	vendredi férié

REMARQUES MÉTHODOLOGIQUES

Une certaine simplification des phénomènes calendaires a été nécessaire pour réduire le nombre de variables calendaires (il en reste encore 42). Des améliorations sont envisageables sans détruire la cohérence du modèle, mais il faut alors éviter qu'un coefficient soit estimé sur un nombre restreint

d'observations ; comme c'est actuellement le cas avec la variable du jour de Noël ou avec celles qui définissent le profil de l'Ascension, et pour lesquelles nous n'avons que six données par coefficient à estimer (période d'estimation 1985-1990).

Les variables de profil, qui sont les plus difficiles à estimer, compte tenu du faible nombre de données, ont l'avantage d'être orthogonales entre elles, et à beaucoup d'autres : ce qui permet de penser que leurs coefficients respectifs sont estimés de façon indépendante. D'ailleurs on le vérifie bien en constatant la nullité des coefficients de corrélation estimés des estimateurs des coefficients.

En conséquence, une erreur de spécification (non prise en compte d'un événement calendaire particulier) ou une incertitude dans l'estimation d'un coefficient (non significativité statistique), ne provoquent pas de biais sur les autres coefficients. Ainsi, la présence de variables inutiles ou l'absence de variables calendaires supplémentaires ne mettent pas en cause les résultats de ce modèle simplifié.

Le choix des variables vise à rendre compte de l'ensemble des effets possibles pour mieux mettre en évidence ceux qui sont propres à chaque série : les variables sont donc les mêmes pour toutes les séries. Au prix d'une perte d'efficacité en ajustement (variance plus élevée, paramètres inutiles), on gagne en cohérence ; en particulier pour interpréter les différences de sensibilité des indicateurs de sécurité routière aux phénomènes calendaires .

En anticipant sur la modélisation ARIMA (cf p.12), rappelons que le rôle d'une variable calendaire, et donc de son coefficient estimé, est ici de quantifier un effet local ; effet qui sera mesuré par différence avec un jour normal dans les semaines qui précèdent. Ainsi pour un lundi férié, on gardera le même coefficient que ce soit un 11 novembre, un 1^{er} mai, un 14 juillet, parce qu'on estime que les variations d'accidents ou de tués d'un lundi normal par rapport à un lundi férié sont les mêmes dans les trois cas, bien que les niveaux ne soient pas les mêmes en automne, au printemps et en été.

En conclusion Le choix des variables calendaires vise trois objectifs :

- rendre compte du maximum d'effets calendaires
- disposer pour chacun d'assez d'observations
- pouvoir comparer ces effets sur l'ensemble des indicateurs d'insécurité routière

II LE MODELE JOURNALIER CALENDRAIRE

TRAITEMENT DES EFFETS MÉTÉOROLOGIQUES

Les effets saisonniers sont de plusieurs natures : il y a d'abord la composante météorologique, particulièrement importante pour les indicateurs d'insécurité routière ; puis des profils hebdomadaires se modifiant au cours de l'année (ces modifications sont particulièrement nettes pour les trafics, cf Annexe I) ; enfin des effets calendaires que nous comptons prendre en compte avec les variables que nous avons construites.

La construction des variables calendaires se fait à partir d'un calendrier des événements exceptionnels. Les variables sont alors orthogonales (non corrélées) à l'ensemble des variables météo ; il en est de même pour les profils hebdomadaires qui sont d'ailleurs liés à certaines variables calendaires.

Il est donc légitime de décomposer l'estimation en deux étapes :

- d'abord corriger de la météo les séries d'indicateurs
- puis utiliser les séries corrigées de la météo pour en dégager les différents effets calendaires².

Lors du traitement des effets météo (cf l'étude "Constitution d'indicateurs météorologiques locaux adaptés à l'insécurité routière", OEST/C.E.M.S., juin 1991), les séries ont été décomposées par saisons de trois mois pour tenir compte de la non linéarité des effets météo et obtenir une certaine homogénéité dans chaque saison.

² Par contre, il n'est pas possible de traiter séparément les effets dûs aux profils hebdomadaires et les effets dûs aux jours exceptionnels. Une étude des corrélations des différentes séries explicatives confirme ces hypothèses.

La modélisation ARIMA permet de les estimer simultanément.

En particulier le sens de la constante correspondant à un effet global "toutes variables météo nulles" n'est pas clair, mais on peut s'en affranchir en réécrivant le modèle sous une forme un peu différente.

Le modèle de régression peut s'écrire sous deux formes équivalentes :

$$Y_t = a + \sum b_i M_{it} + YC_t$$

$$Y_t = \bar{Y}_s + \sum b_i (M_{it} - \bar{M}_i) + YC_t$$

Y_t est l'indicateur à l'instant t

\bar{Y}_s est la valeur moyenne de l'indicateur Y sur la période s

M_{it} est la valeur de la variable météo M_i à l'instant t

\bar{M}_i est la valeur moyenne de la variable M_i sur la période s

YC_t est la valeur de la série Y corrigée de la météo en t

a est la constante de la régression

b_i est le coefficient de la variable M_i

Sous la seconde forme, on peut considérer que la partie située dans le signe somme $\sum b_i (M_{it} - \bar{M}_i)$ représente l'effet local des variations des variables météo dans la période considérée.

Dès lors, les effets météorologiques estimés sont relatifs à une "météo moyenne" correspondant aux quantités \bar{M}_i (en l'absence d'une vraie "normale saisonnière" journalière, on ne peut guère faire mieux).

La période s peut être le mois, la saison de trois mois ou la période globale des six ans ; mais dans chaque cas, la "météo moyenne" et les "effets locaux" n'auront pas le même sens. Si l'objectif final est de comparer l'influence de la météo sur des périodes longues, par exemple comparer deux mois de décembre, il vaut mieux utiliser la période globale. Si on veut étudier particulièrement un départ en vacances ou une fin de semaine (Pâques) qui ne tombe pas toujours sur le même mois, on utilisera une "saison" qui contienne les mois correspondants (mars et avril dans ce cas).

La série corrigée des effets saisonniers peut prendre deux formes :

■ série corrigée des effets saisonniers locaux : $YC + \bar{Y}_s$

(\bar{Y}_s désigne alors la moyenne correspondant à la saison s)

■ série corrigée des effets saisonniers globaux : YC

Selon la forme choisie, l'expression des "effets" météo sera un peu différente mais les résultats obtenus avec la modélisation ARIMA sont identiques pour les deux séries, compte tenu des filtres du modèle.

Remarquons enfin que la modélisation que nous proposons peut être appliquée quelle que soit la méthode de correction adoptée pour la météo, sous réserve que la correction météo n'utilise pas de variables liées au calendrier.

LES MODÈLES ARIMA AVEC CORRECTIONS CALENDAIRES

La propriété centrale d'un modèle ARIMA, qui le distingue des modèles linéaires de régression, est la forme "adaptative" et la prise en compte de l'information fournie par les corrélations temporelles de la variable à expliquer. Il comporte un filtre qui permet d'éliminer en particulier une tendance ou des périodicités, pour ne retenir dans l'estimation que les liaisons temporelles à court terme. Pour le calcul des ajustements ou des prévisions, on remonte le filtre en "récupérant" la tendance et la périodicité dans le passé récent.

Pour esquisser la démarche suivie, nous allons partir du modèle effectivement obtenu pour la série journalière des accidents sur l'ensemble du réseau.

Il s'écrit :

$$(I-B^7)(I-0.93B)(YC_t - \sum_1 \alpha_i Z_{it}) = (I-0.72B)(I-0.98B^7)W_t$$

YC_t est la série des accidents corrigée des effets météo, en t

Z_{it} est une variable calendaire (indexée par i), en t

α_i est le coefficient de cette variable (il sera estimé)

$\sum_1 \alpha_i Z_{it}$ est la somme des effets calendaires instantanés à l'instant t

$YC_t - \sum_1 \alpha_i Z_{it}$ est la série corrigée des effets calendaires instantanés, en t

W_t est un bruit blanc qui n'est pas corrélé avec Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots

B désigne l'opérateur retard

Posons alors :

$$X_t = YC_t - \sum_1 \alpha_i Z_{it}$$

X_t est un processus ARIMA:

$$(I-B^7)(I-0.93B)X_t = (I-0.72B)(I-0.98B^7)W_t$$

Ce modèle exprime qu'après élimination des périodicités d'ordre 7, donc des effets calendaires hebdomadaires (c'est à dire les profils hebdomadaires), les variations d'un jour sur l'autre ($X_t - 0.93X_{t-1}$) peuvent être évaluées comme une combinaison linéaire du bruit W (en $t, t-1, t-7, t-8$) ; ce bruit pouvant être assimilé à un aléa imprévisible qui est assez bien représenté par l'erreur d'ajustement.

L'estimation de tous les coefficients (et de leurs écarts types), conduit à une formule de prévision qui utilise à la fois les valeurs passées de la série et les erreurs d'ajustement passées.

L'ajustement ou prévision à un pas X^* se fait à partir des valeurs récentes de X et des erreurs d'ajustement récentes W^* (égales à $X - X^*$), avec la formule suivante:

$$X_t^* = X_{t-7} + 0.93(X_{t-1} - X_{t-8}) - 0.72W_{t-1}^* - 0.98W_{t-7}^* + 0.71W_{t-8}^*$$

Cette formule montre comment l'ajustement se cale sur la valeur de X en $t-7$, et comment il tient compte, à la fois des erreurs ou anomalies passées de la série (W^*). Ce modèle s'adapte bien aux modifications régulières des profils hebdomadaires et de la tendance.

LES RÉSULTATS

La détermination de la structure des polynomes en B d'un modèle ARIMA n'est pas toujours facile ; mais, une fois la structure choisie, l'estimation des coefficients de la partie ARMA, comme de la partie exogène, est quasi automatique avec un logiciel classique (on a utilisé SAS). Valider le modèle consiste à vérifier que les résidus ou erreurs d'ajustement ont des autocorrélations proches de zéro.

Pour les dix séries étudiées la structure ARIMA retenue est la même:

$$(I-B^7)(I-aB)X_t = (I-bB)(I-cB^7)W_t$$

Les coefficients a, b, c ont été estimés ainsi que l'écart-type de W^* qui donne une évaluation de l'erreur d'ajustement. Les résultats sont rassemblés dans les tableaux suivants ; les estimations portent sur la période s'étendant du 1/1/85 au 31/12/90.

ENSEMBLE DU RESEAU

	a	b	c	σ_w	Y_{moy}	σ_w / Y_{moy}
ACCIDENTS	0.93	0.72	0.93	47.5	482	10 %
TUES	0.98	0.95	0.99	7.0	29	25 %
BLESSES GRAVES	0.78	0.63	0.86	24.0	162	15 %
BLESSES LEGERS	0.92	0.74	0.97	56.6	510	11 %
BLESSES TOTAUX	0.87	0.66	0.91	74.8	672	11 %

ROUTES NATIONALES

	a	b	c	σ_w	Y_{moy}	σ_w / Y_{moy}
ACCIDENTS	0.91	0.80	0.98	9.0	48	19 %
TUES	0.89	0.85	0.99	3.4	8	45 %
BLESSES GRAVES	0.47	0.33	0.97	8.0	27	29 %
BLESSES LEGERS	0.41	0.28	0.98	13.1	52	25 %
BLESSES TOTAUX	0.77	0.64	0.98	18.4	79	23 %

Les estimations des coefficients des variables calendaires ont été rassemblées sur la page suivante.

Ces coefficients montrent combien les effets calendaires diffèrent sur l'ensemble du réseau et sur les routes nationales d'une part, suivant le type d'indicateur étudié d'autre part.

Ainsi pour les fins de semaine associées aux fêtes de Pâques et de Pentecôte, les accidents sont particulièrement nombreux le samedi, mais les blessés sont nombreux aussi bien le samedi que le lundi sur les routes nationales, ce qui suggère que les accidents ne sont pas de même nature pour ces deux jours.

De même sur l'ensemble du réseau, les accidents ne sont pas plus nombreux le dimanche que la veille, mais les tués sont un peu plus nombreux d'où un taux de gravité des accidents plus important. Pour les retours du lundi, les accidents sont nettement moins nombreux mais beaucoup plus graves (tués et blessés graves nombreux), ce qui montre l'effet de conditions de circulation exceptionnelles.

COEFFICIENTS CALENDRAIRES

	ENSEMBLE DU RESEAU					ROUTES NATIONALES				
	ACC	TUES	B G	B L	B T	ACC	TUES	B G	B L	B T
GV	-10	0.6	-1	-6	-9	0.3	0.1	-0.0	1.4	1.3
PV	-32*	-0.1	3	-19*	-11	-0.5	0.7*	1.6	2.5	4.6*
N	-16	1.9	-10	-15	-28	-6.3	0.4	-4.7	-0.1	-6.3
DEPLPRIN	24*	2.2	3	19	18	2.2	-1.0	0.9	0.4	-0.6
DEPLETE	15*	2.5*	9*	14	22*	4.6*	1.2*	4.9*	5.6*	10.8*
DEPLNOEL	66*	8.2*	18*	65*	71*	10.1*	1.9*	5.2*	9.6*	11.8*
DEPLAUT	7	0.8	3	5	5	3.0	0.5	2.6	4.8	6.4
DEPLHIV	9	-1.0	-4	7	10	5.7	-0.1	-1.1	10.1*	10.5
PA ve	10	0.5	4	7	12	0.2	-0.4	-1.7	4.1	2.8
sa	12	-2.5	-3	26	26	6.3*	-1.5	4.6*	10.5*	14.8*
di	13	5.7*	1	12	12	-2.0	-0.7	-2.8	-7.8*	-9.5
lu	-59*	5.9*	24*	15	36	3.5	-0.3	5.5*	21.1*	25.7*
ma	13	3.3	12	16	33	3.9	0.6	4.3	6.1	9.7
ASC me	85*	7.2*	31*	104*	135*	11.2*	0.9	7.0*	17.0*	23.8*
je	-36	5.6*	39*	28	69*	7.3*	0.4	7.2*	22.1	31.2*
ve	-61*	-2.4	-3	-46*	-47	-8.0*	-2.4	-3.6	-0.3	-6.0
sa	-17	-2.9	-4	-22	-25	-4.8	-1.9	-0.7	-6.2	-7.4
di	22	-0.1	-3	28	21	4.1	2.1	4.1	6.8	12.1
LU ve	62*	7.1*	18*	82*	103*	15.8*	3.5*	6.3*	20.0*	27.5*
sa	8	2.9	8	24	33	5.3	2.4	3.6	8.5	13.5
di	22	-5.1	-8	4	-4	-1.4	-1.5	-4.1	-8.8	-13.8
lu	-29	7.2*	41*	41	80*	7.2*	2.4	9.9*	17.2*	27.9*
ma	28	2.6	17	41	66*	9.6*	1.1	5.1	9.0	16.3*
MA ve	32	-2.4	10	21	37	-2.1	-1.3	-0.7	-3.1	-2.5
sa	10	-0.6	7	1	10	-0.2	-1.3	2.1	-3.3	0.1
di	5	-0.6	-9	1	-5	-1.0	-1.7	-4.1	-0.6	-2.2
lu	18	4.8	25*	30	58*	-1.7	1.1	2.3	-5.6	-2.3
ma	-71*	3.1	18*	-19	1	3.6	-0.6	5.9*	11.6	16.7*
me	21	0.3	14	7	17	1.3	1.1	0.2	1.5	2.5
ME ma	58*	7.6*	21*	61*	78*	4.0	0.8	4.4	3.1	6.8
me	-42*	6.9*	24*	25	50	5.4	-0.2	8.9*	12.2*	22.7*
je	2	1.0	0	1	8	0.8	1.5	-2.0	-1.6	-0.2
ve	-42*	-2.7	-5	-28	-40	-3.2	-1.5	-0.1	0.3	-2.2
JE me	53*	10.5*	23*	70*	98*	12.3*	3.4*	3.9	17.5*	20.4*
je	-15	12.0*	47*	52*	100*	11.5*	5.9*	14.3*	22.0*	36.5*
ve	-53*	0.3	-4	-43	-41	-7.1	0.4	1.4	-9.2	-9.0
sa	-82*	-7.2*	-40*	-92*	-132*	-6.5	-3.4*	-9.4*	-10.1	-20.5*
di	-73*	-5.8*	-36*	-84*	-116*	-4.5	-1.4	-3.7	-3.9	-7.5
VE je	81*	8.2*	48*	99*	148*	16.7*	1.0	11.5*	25.5*	37.2*
ve	-94*	6.0*	15	-22	-1	0.7	1.8	7.4*	7.6	13.4*
sa	-73*	-4.6	-22*	-74*	-95*	-8.0*	-0.4	-4.5*	-9.8*	-12.0
di	-34*	-4.4	-16	-33	-46	2.8	1.1	2.1	7.4	10.1
lu	2	2.9	13	19	31	3.0	-0.6	2.0	11.6*	13.6*

* significativement différent de 0, au seuil de 95%

III LA DECOMPOSITION MENSUELLE DES INDICATEURS D'INSECURITE

COMMENT DISTINGUER LES EFFETS JOURNALIERS

La modélisation en deux étapes des indicateurs journaliers d'insécurité routière, correction météo puis correction calendaire, fournit pour chaque jour t un résidu défini par l'écart entre l'observation effective et la prévision optimale, prévision obtenue en connaissant toutes les données météo et calendaires, jusqu'au jour t inclus, et les observations de la série modélisée jusqu'au jour $t-1$.

Ce calcul de résidu est un résultat partiel ; parce qu'il est important de quantifier aussi les parts respectives de la tendance, des effets cycliques hebdomadaires, des effets calendaires exceptionnels, des effets météo. On peut alors mieux cerner de quoi est constitué le résidu : ce "reste" doit permettre de détecter (voire d'évaluer) les autres phénomènes non modélisés.

La décomposition s'effectue en partie par la comparaison de la série brute Y , de la série corrigée de la météo YC (ou $YC + \bar{Y}$), et du résidu final qu'on notera YR , tel qu'il sort de la modélisation ARIMA.

Cette décomposition est incomplète puisque dans la différence $YC - YR$ sont agrégés les effets calendaires exceptionnels, les effets cycliques hebdomadaires et la tendance.

La séparation des effets calendaires exceptionnels se fait en calculant l'ajustement obtenu avec des variables forcées à 0 : ce qui revient à lancer le modèle ARIMA précédent sans ces variables. La différence entre les deux ajustements (ou les deux résidus) fournit l'apport spécifique des variables calendaires exceptionnelles qu'on notera $YCAL$.

Avec, par exemple, la série des accidents sur l'ensemble du réseau, le calcul se décompose de la façon suivante :

premier modèle:

$$(I-B^7)(I-0.93B)(YC_t - \sum_1 \alpha_{it} Z_{it}) = (I-0.72B)(I-0.98B^7)W_t$$

auquel on associe, après évaluation, l'écart YR et l'ajustement YC*

deuxième modèle:

$$(I-B^7)(I-0.93B)YC_t = (I-0.72B)(I-0.98B^7)V_t$$

auquel on associe, après évaluation, l'écart YR1 et l'ajustement YC1*

$$YC = YC^* + YR = YC1^* + YR1 \quad YCAL = YR1 - YR = YC^* - YC1^*$$

A cette étape YC1* contient l'effet calendaire hebdomadaire et la tendance, cette tendance étant comprise comme une tendance à moyen terme correspondant à la partie de l'ajustement ARIMA contenue dans la remontée du filtre (trois semaines au maximum).

On élimine ensuite la partie hebdomadaire, assez grossièrement mais efficacement, en faisant une simple moyenne mobile d'ordre 7 sur la série YC1*. La tendance "moyen terme" sera notée YT et le cycle hebdomadaire YH.

Si la modélisation ARIMA a été effectuée avec une série centrée sur sa moyenne arithmétique \bar{Y} , il faudra recadrer la série en ajoutant cette moyenne dans la tendance:

$$YT_t = (YC1_{t-6}^* + YC1_{t-5}^* + YC1_{t-4}^* + YC1_{t-3}^* + YC1_{t-2}^* + YC1_{t-1}^* + YC1_t^*) / 7 + \bar{Y}$$

$$YH = YC1^* - YT + \bar{Y}$$

En posant: $YM = Y - YC - \bar{Y}$ (effet météo)

on obtient la décomposition :

$$Y = YM + YCAL + YH + YT + YR$$

D'où on peut extraire :

un effet calendaire global: YCAL + YH

une série "corrigée des variations saisonnières":

$$YCVS = Y - YM - YCAL - YH = YT + YR$$

On trouvera dans l'annexe II des graphiques montrant des indicateurs journaliers décomposés de cette façon.

DÉCOMPOSITION DES SÉRIES MENSUELLES

Les séries journalières sont très irrégulières, compte tenu des variations météorologiques et calendaires et du "reste" non expliqué par le modèle. En agrégeant les données, le modèle journalier est immédiatement transformé en modèle mensuel grâce à la linéarité du modèle et de la méthode de décomposition. Il suffit donc d'agréger simultanément toutes les séries décrites dans le paragraphe précédent pour obtenir une décomposition mensuelle.

Ce modèle mensuel va présenter de plus fortes régularités dans la mesure où les résidus (le bruit non modélisé) se compenseront (l'écart type de la somme de n variables aléatoires indépendantes d'écart type commun σ , a pour écart type $\sigma\sqrt{n}$, et la moyenne a pour écart type σ/\sqrt{n}).

Par contre, des effets parasites vont apparaître parce que le nombre de jours dans un mois n'est pas constant (31 en janvier contre 28 en février, soit une variation de 10%). De même, la série des cycles hebdomadaires perdra une partie de sa régularité. Enfin la tendance à moyen terme n'apparaîtra pas comme une vraie tendance sur les mois.

Dans la décomposition mensuelle, les séries les plus intéressantes sont celles qui sont le moins sensibles au découpage de l'année en mois : la série "CVS" qui regroupe les effets non modélisés à court terme (c'est à dire à court et moyen terme pour le journalier), la série des effets météo et la série des effets calendaires globaux.

La représentation des moyennes journalières de chaque mois est également intéressante : elle est plus régulière puisqu'elle évite les comparaisons d'effets agrégés sur des mois de longueurs différentes.

Les données numériques de la page suivante montrent un exemple de décomposition mensuelle et, dans l'annexe II, on trouvera les graphiques correspondant aux séries étudiées.

Une analyse rapide des résultats peut se faire en examinant les variations relatives des séries "CVS" d'un mois à l'autre. On y décèlera des améliorations ou des détériorations si leurs signes restent négatifs ou positifs sur plusieurs mois d'affilée comme, par exemple, pour la série des tués "CVS" de la période allant d'août 89 à décembre 89, dont les résultats figurent sur la page suivante.

Le rapport des résidus du mois aux données "CVS" du même mois peut mettre en évidence un phénomène local comme en janvier 89 (effet de la campagne contre l'alcool au volant de décembre 88 ?) ou août 89 (campagne "faisons la route ensemble"?) ; que s'est-il passé en septembre 89 qui puisse expliquer, indépendamment de tout facteur saisonnier, le début d'une croissance du nombre des tués ?

DECOMPOSITION DE LA SERIE "TUES SUR L'ENSEMBLE DU RESEAU"

(1989 et 1990)

MOIS	Y	YM	YCAL	YH	YT	YR	YCVS
JAN89	807	-18	4	-6	879	-52	827
FEB89	680	-50	-7	-3	757	-17	740
MAR89	787	-74	13	-2	837	13	850
APR89	772	-64	4	15	820	-3	817
MAY89	800	-36	22	-13	859	-32	827
JUN89	858	80	-3	-4	805	-20	785
JUL89	1044	133	32	15	841	23	864
AUG89	914	109	6	-15	855	-41	814
SEP89	940	27	-1	12	832	70	902
OCT89	966	48	7	0	876	35	911
NOV89	978	30	-3	-5	887	69	956
DEC89	976	-51	26	19	924	58	982
JAN90	881	-54	-3	-16	939	15	954
FEV90	725	-6	-11	-7	794	-45	749
MAR90	762	-109	-4	8	852	15	867
APR90	822	-88	16	5	847	42	889
MAY90	789	-42	1	-16	870	-24	846
JUN90	911	67	6	10	836	-8	828
JUL90	997	112	16	1	861	7	868
AUG90	942	114	12	-9	853	-28	825
SEP90	880	46	-7	13	813	15	828
OCT90	944	72	7	-11	858	18	876
NOV90	886	53	-8	0	825	16	841
DEC90	739	-143	20	11	870	-19	850

IV EFFETS EXTERNES ET TAUX DE GRAVITE

ANALYSE DES RÉSIDUS DE LA MODÉLISATION

Corriger un indicateur d'insécurité routière des effets météorologiques et calendaires, pour aboutir à une série "corrigée des variations saisonnières" (CVS), à une tendance et à un résidu, peut se faire de plusieurs façons, plus automatiques que celle que nous avons choisie : par exemple, avec des lissages plus ou moins complexes, et indépendants de la nature de la série traitée, comme dans le programme X11. Ces méthodes, qui s'appliquent indifféremment à tous les types de série, comportent le risque de mélanger les différentes composantes de la série.

D'autres méthodes s'appuyant sur des régressions avec variables explicatives (telles que celles qui sont actuellement opérationnelles au SETRA) risquent de mélanger les effets : les coefficients ne sont pas réellement interprétables quand les variables explicatives ne sont pas orthogonales. De plus la notion d'évolution temporelle en est généralement absente, ce qui leur ôte tout pouvoir adaptatif et fige dans le temps la structure obtenue après l'estimation des paramètres.

C'est pourquoi nous avons préféré utiliser une méthode différente (modèles ARIMA avec variables exogènes et interventions), qui tient compte des liaisons temporelles à court ou moyen terme ; de plus cette méthode est capable de tenir compte d'une tendance non strictement linéaire, de saisonnalités non constantes, dans l'ajustement ou la prévision.

Les parties résiduelles de tels modèles regroupent les aléas journaliers tels que les erreurs d'observation, les erreurs d'estimation, difficilement chiffrables, et surtout les effets de mesures réglementaires ou médiatiques externes susceptibles de modifier le comportement des usagers de la route.

Dans le passage au modèle mensuel (par agrégation des résultats journaliers), les composantes aléatoires locales sont atténuées et on observe des "décrochements" et des rattrapages, des tendances à moyen terme qui enrichissent l'interprétation des résultats (cf graphiques de l'annexe II).

Il est alors naturel de chercher d'autres variables explicatives qui rendent compte de ces irrégularités. Les événements médiatiques ou

réglementaires ont un effet difficile à quantifier ; ils sont très différents, et, d'une certaine façon, ils sont uniques. On ne peut évaluer statistiquement leur impact, bien qu'ils puissent constituer une base d'interprétation qualitative des mouvements observés sur une série "CVS". Dans l'état actuel des données disponibles, il faut donc chercher ailleurs.

En particulier, on dispose pour le réseau des routes nationales de variables externes telle que le trafic, la vitesse moyenne et le seuil de dépassement de la vitesse autorisée, qu'il est tentant d'introduire dans le modèle. Techniquement, l'introduction de ces variables ne pose pas de problème statistique ; l'estimation de leurs coefficients se fait dans la modélisation ARIMA avec les autres corrections, simultanément.

Les résultats que nous avons obtenus aboutissent à une non significativité de ces variables : ce qui n'est pas surprenant pour le trafic qui est déjà sous-jacent dans le modèle à travers les variables calendaires. En ce qui concerne les deux autres variables, on peut penser que cette non significativité est due au caractère non linéaire de leur effet.

TAUX DE GRAVITÉ

Une étude, même rudimentaire, du lien entre les tués, les accidents et la vitesse moyenne ne peut se réduire à une étude des corrélations qui mélangerait tous les effets signalés, y compris les tendances à long terme.

Par ailleurs, les séries journalières sont plus aptes à détecter les effets d'une variation de la vitesse moyenne ou du seuil de dépassement que les séries mensuelles ; parce qu'elles sont moins marquées par les effets tendanciels.

De plus, les profils hebdomadaires, les jours exceptionnels seront grossièrement les mêmes aussi bien pour les tués, les blessés que pour les accidents ; de sorte qu'on peut espérer que les rapports tués/accidents, blessés/accidents sont localement assez stables pour mettre en évidence l'impact d'une variation de la vitesse moyenne ou du seuil de dépassement.

Enfin, il est indispensable d'utiliser des séries corrigées de la météo, celle ci n'ayant pas la même influence sur les différentes séries.

Ces réflexions ont été confirmées par le calcul statistique effectué avec plusieurs modèles (séries corrigées ou non), et ce sont les régressions linéaires, portant sur les taux de gravité (tués/accidents...), après correction de toutes les séries explicatives par la météo, qui ont donné les résultats les plus significatifs.

Les équations qui suivent, montrent les résultats obtenus :

VARIABLES (routes nationales)

TSA	nombre de tués / nombre d'accidents
BGSA	nombre de blessés graves / nombre d'accidents
BLSA	nombre de blessés légers / nombre d'accidents
VIT	vitesse moyenne corrigée météo en km par heure
SEUIL	seuil de dépassement corrigé météo en pourcentage
PARC	trafic corrigés météo en centaines de millions de véhicules kilomètres

la période d'étude s'étend du 1/1/85 au 31/12/90

$$\begin{aligned} \text{TSA} &= 0.156 + 0.0014 \text{ VIT} + 0.0011 \text{ SEUIL} + 0.005 \text{ PARC} \\ \text{BGSA} &= 0.565 + 0.002 \text{ VIT} + 0.010 \text{ SEUIL} + 0.037 \text{ PARC} \\ \text{BLSA} &= 1.065 + 0.010 \text{ VIT} + 0.014 \text{ SEUIL} + 0.123 \text{ PARC} \end{aligned}$$

En ne gardant que les coefficients significatifs (les T de STUDENT sont écrits sous les coefficients), il reste:

$$\begin{aligned} \text{TSA} &= 0.156 + 0.0014 \text{ VIT} + 0.0011 \text{ SEUIL} \\ &\quad \quad \quad 1.0 \quad \quad \quad 1.73 \\ \text{BGSA} &= 0.565 \quad \quad \quad + 0.010 \text{ SEUIL} + 0.037 \text{ PARC} \\ &\quad \quad \quad \quad \quad \quad 7.81 \quad \quad \quad 3.72 \\ \text{BLSA} &= 1.065 + 0.010 \text{ VIT} + 0.014 \text{ SEUIL} + 0.123 \text{ PARC} \\ &\quad \quad \quad 2.49 \quad \quad \quad 7.64 \quad \quad \quad 8.31 \end{aligned}$$

Bien que les parties expliquées soient faibles (les carrés des coefficients de corrélation sont 0.014, 0.124 et 0.178), les impacts des variables explicatives ne sont pas négligeables compte tenu des unités.

Ainsi, sur la période 1985-1990, une augmentation de vitesse moyenne de 20 km par heure correspond à une variation de $(20 \times 0.0014) / 0.156$, soit 18% des tués ; et 19% pour les blessés légers.

De même, une variation de 10% sur le nombre de véhicules dépassant la vitesse autorisée correspond à une augmentation de 7% pour les tués, de 18% pour les blessés graves et de 10% pour les blessés légers.

Il faut souligner qu'une hypothèse d'augmentation de 20 km pour la vitesse moyenne, dont les valeurs vont de 55.2 à 92.8 sur les 6 années, ou de 10 pour le seuil de dépassement, qui a varié de 0.9 à 49.8 sur la même période, n'a rien d'irréaliste. Il s'agit bien entendu de variations de vitesse observées d'un jour à l'autre, à météo égale, dues à des variations des conditions de circulation plus qu'à un changement soudain de comportement des usagers de la route.

Le modèle pourrait sans doute être amélioré en intégrant des effets calendaires comme les fins de semaine, les départs et retours de vacances, pour distinguer plusieurs types de comportement des usagers dans des conditions de circulation très différentes. Ces modèles globaux, très élémentaires, montrent tout de même que les variables externes, introduites pour rendre compte du taux de gravité des accidents, ne sont pas sans intérêt, si on prend soin de corriger au préalable les séries explicatives des effets météo et de travailler sur des séries journalières.

La modélisation des rapports TSP (tués sur parcours), BGSP (blessés graves sur parcours) et BLSP (blessés légers sur parcours), menée dans les mêmes conditions donne:

TSP = 3.898	+ 0.124 SEUIL - 0.672 PARC
	6.7 -4.6
BGSP = 14.18	+ 0.590 SEUIL - 2.238 PARC
	12.8 -6.1
BLSP = 26.71	+ 1.019 SEUIL - 2.736 PARC
	13.2 -4.5

La vitesse moyenne n'est pas significative. Ces modèles plus explicatifs que les précédents (si on compare les coefficients de corrélations) ne peuvent pas être interprétés sans précautions : si le parcours est mal défini, les rapports le sont aussi et les effets mesurés peuvent n'avoir aucun sens. De plus on ne tient compte que des relations instantanées entre les variables sans prendre en compte leurs autocorrélations temporelles.

ANNEXE I

REPRESENTATION GRAPHIQUE DU TRAFIC DE 1985 A 1990

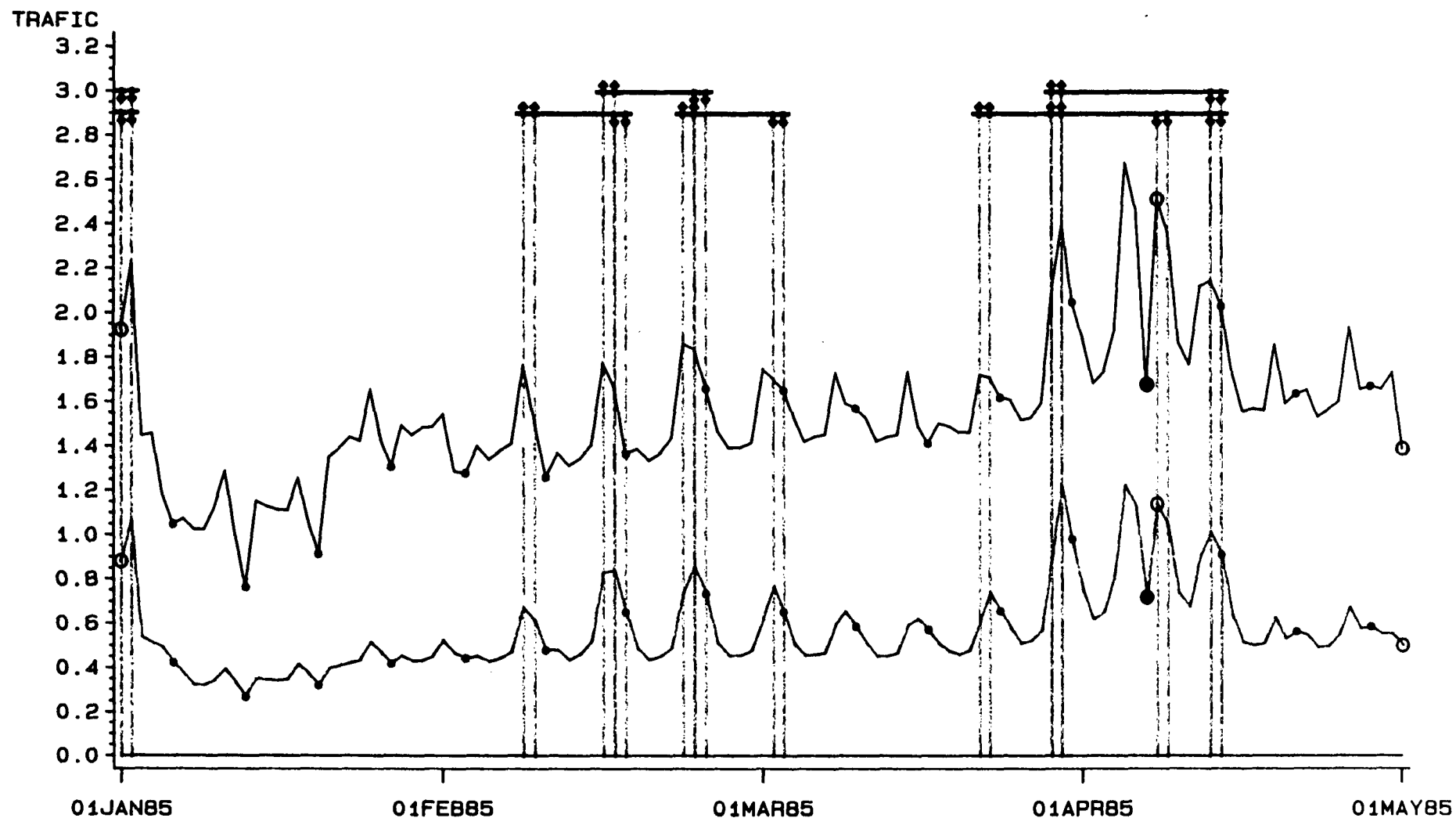
Les trafics représentés sont ceux des autoroutes concédées (courbe du bas) et des routes nationales (courbe du haut). Il s'agit de données journalières exprimées en centaines de millions de véhicules kilomètres. Les dimanches sont repérés par un point un peu plus épais et les jours fériés par un petit cercle sur les deux courbes.

On distingue bien les profils hebdomadaires qui se déforment légèrement d'une saison à l'autre, avec une forme caractéristique en hiver et une forme assez différente en été. On remarque d'autre part les perturbations provoquées par les jours fériés.

Les traits horizontaux signalent les périodes de vacances pour la région parisienne, tout en haut, et les zones correspondant à la province, un peu en dessous. Les jours de départ sont représentés par des flèches ascendantes, et les retours par des flèches descendantes, sur des lignes verticales.

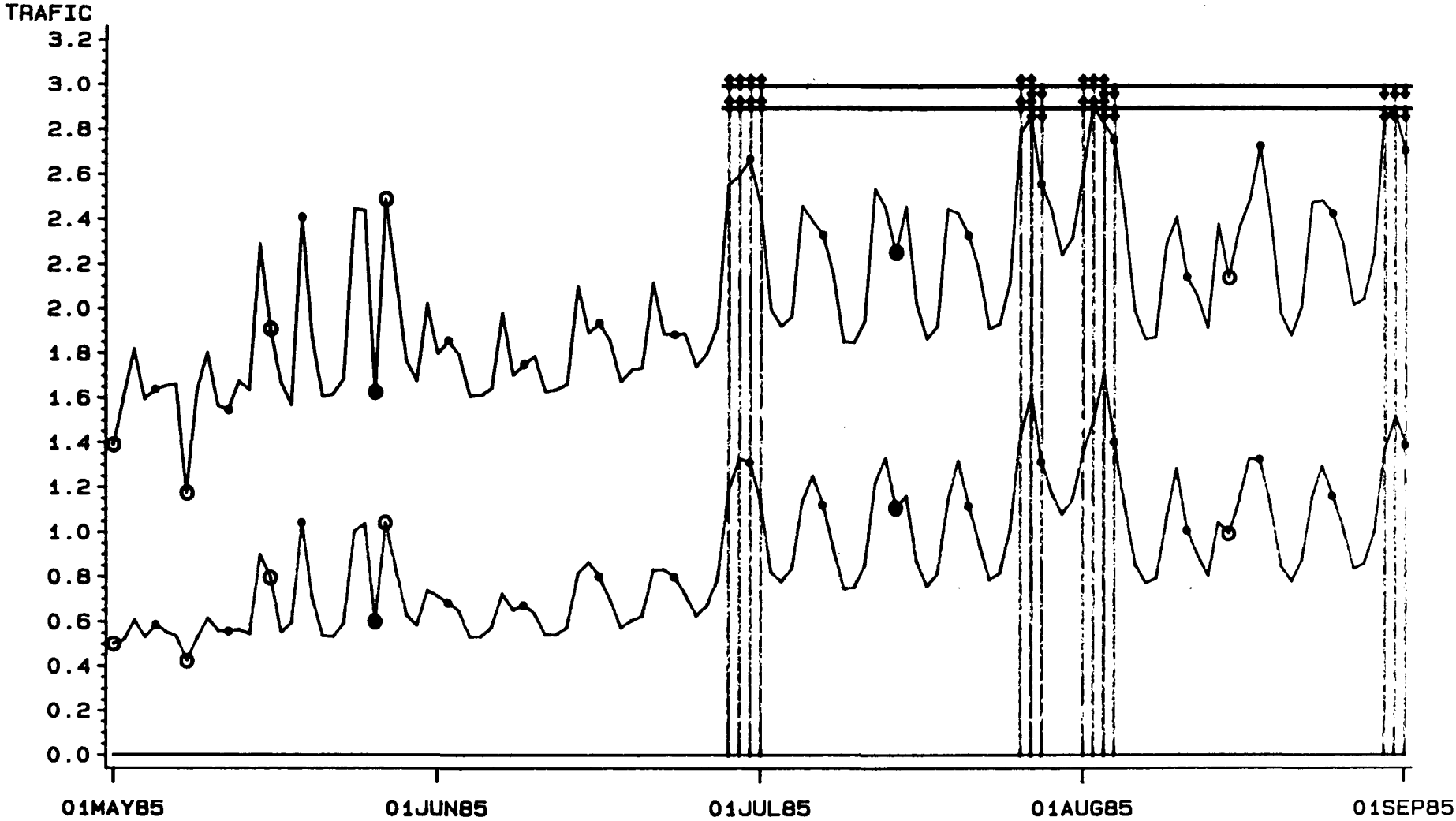
Le choix de ces jours a été systématique (départ vendredi et samedi, retour samedi et dimanche) sauf pour les vacances d'été et dans certains cas particuliers, après vérification auprès des experts du SETRA. Le choix s'appuie sur des variations de trafic d'un jour à l'autre, en les comparant à celles de la semaine précédente et à celles de la semaine suivante.

Relations trafic-calendrier 1985



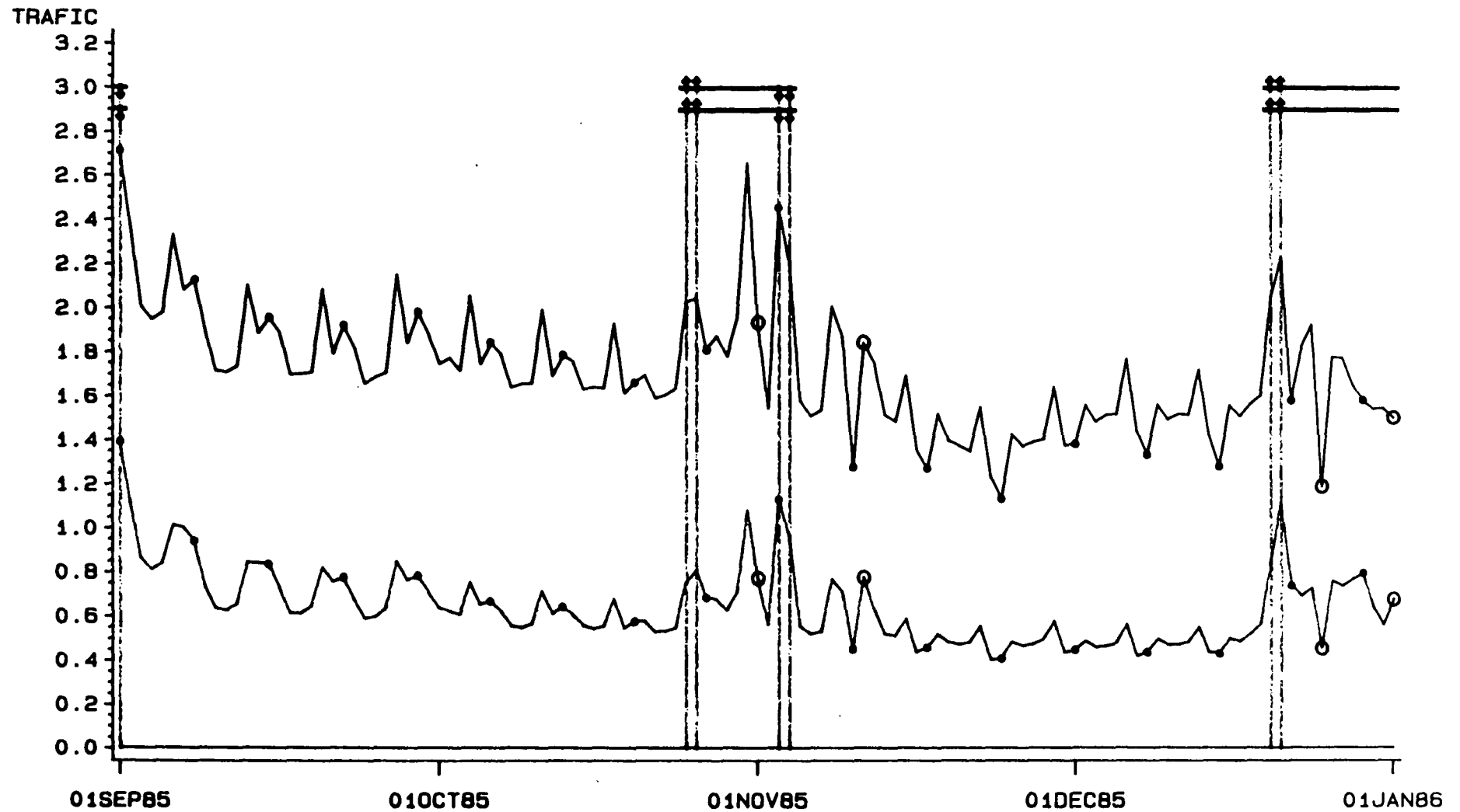
autoroutes
routes nationales
 periodes de vacances
 jours feries oo
 dimanches .

Relations trafic-calendrier 1985



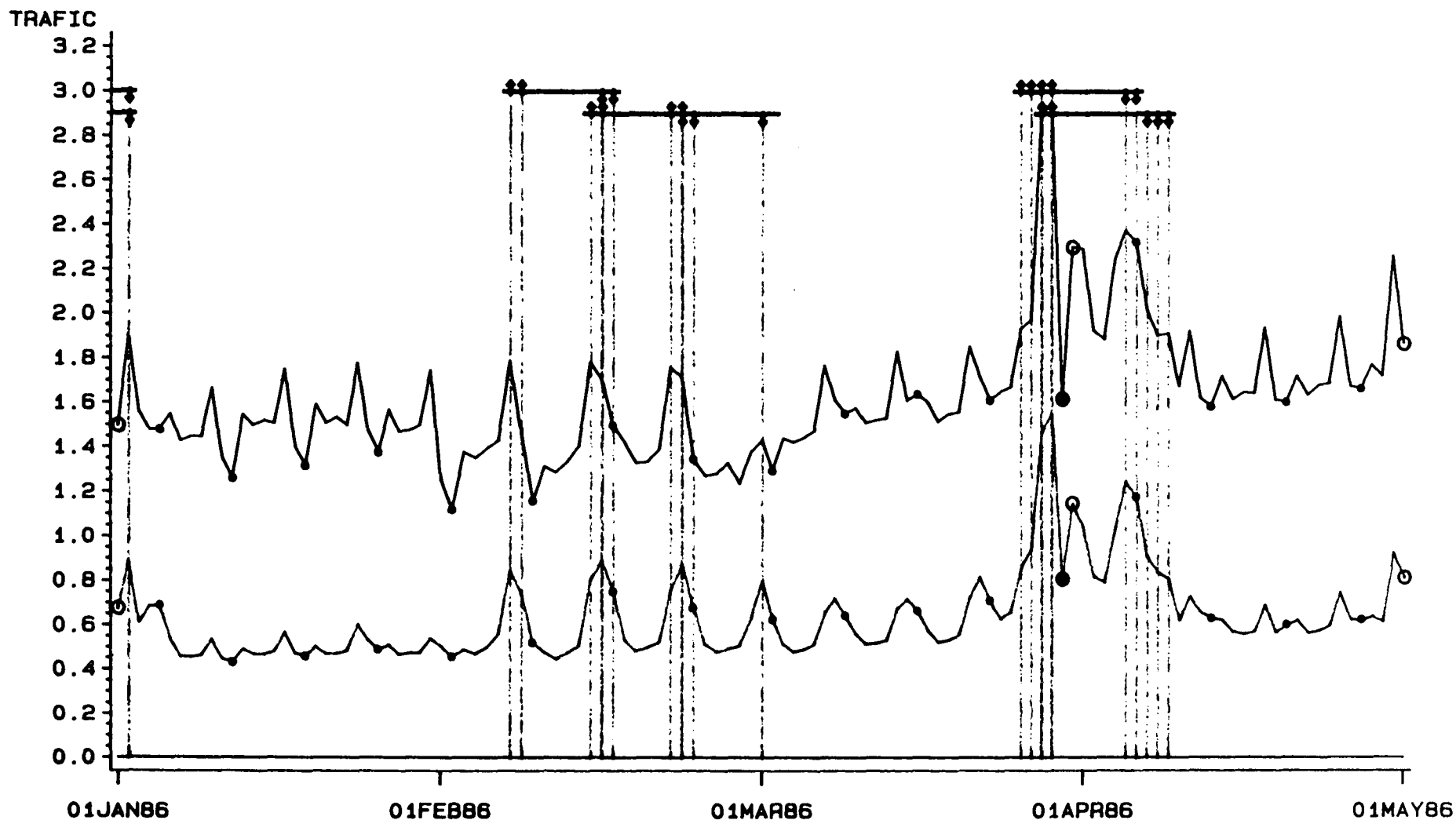
autoroutes
routes nationales
 periodes de vacances
 jours feries oo
 dimanches .

Relations trafic-calendrier 1985



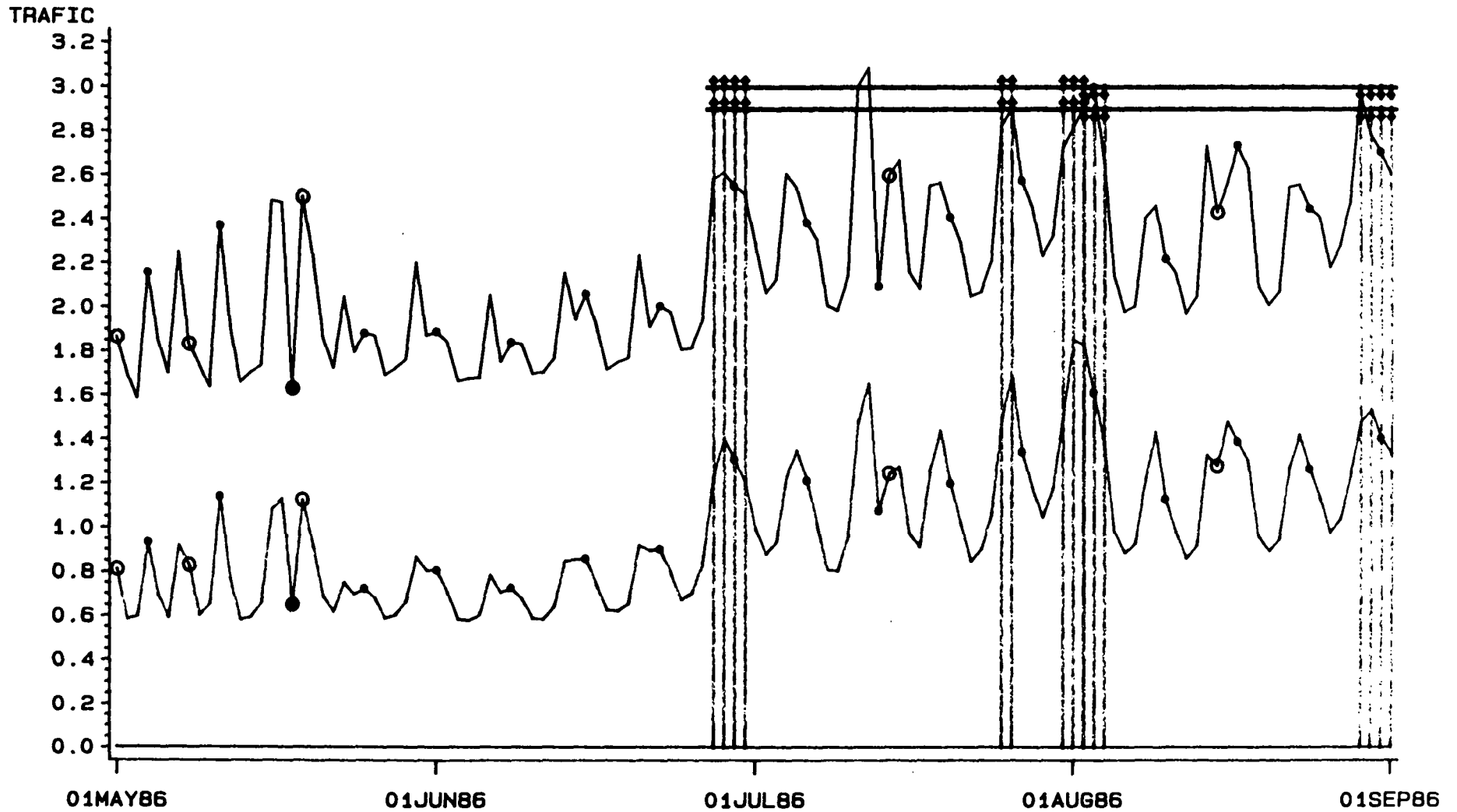
autoroutes
routes nationales
 periodes de vacances
 jours feries oo
 dimanches .

Relations trafic-calendrier 1986



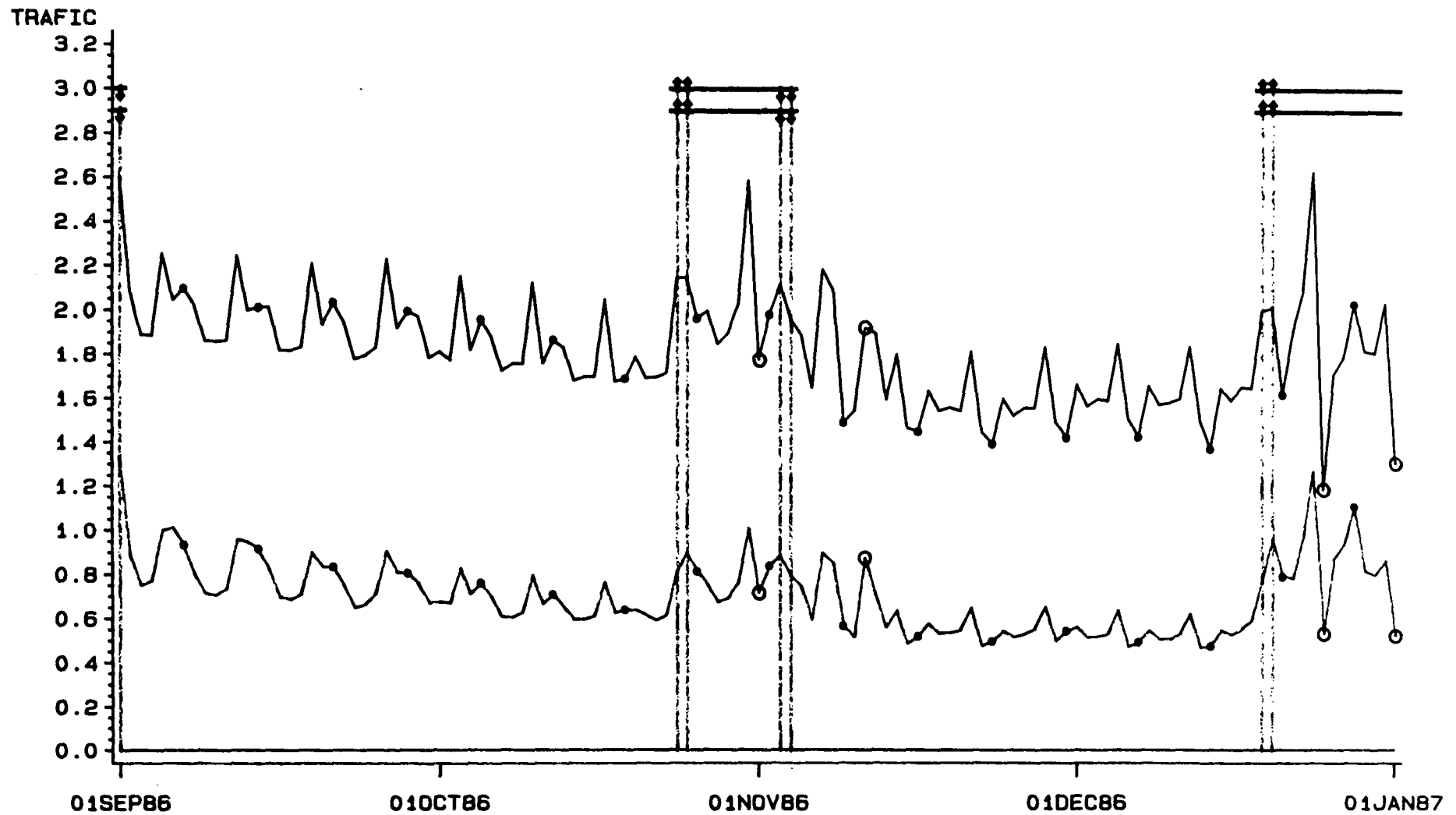
autoroutes
routes nationales
 periodes de vacances
 jours feries oo
 dimanches .

Relations trafic-calendrier 1986



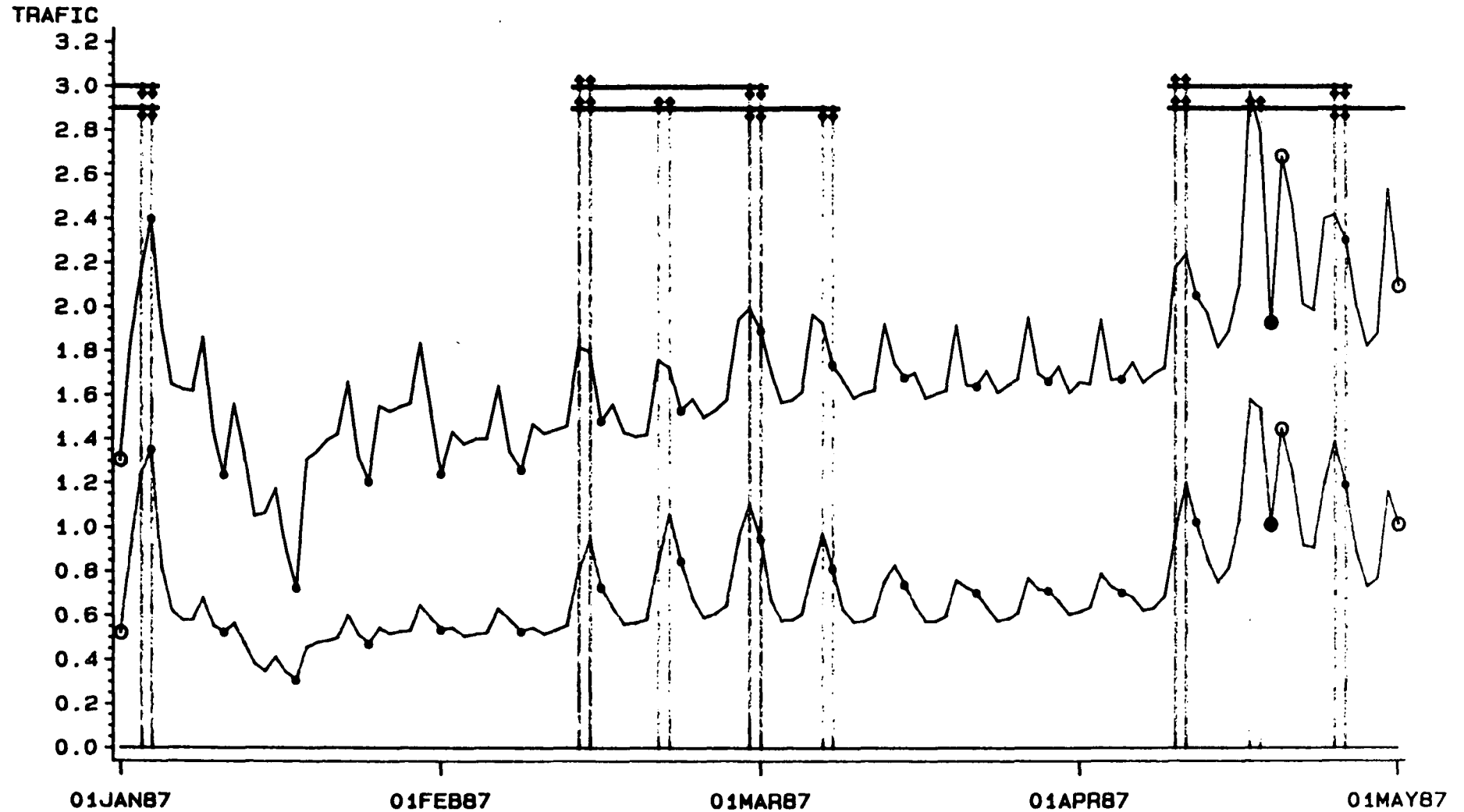
autoroutes
routes nationales
 periodes de vacances
 jours feries oo
 dimanches .

Relations trafic-calendrier 1986



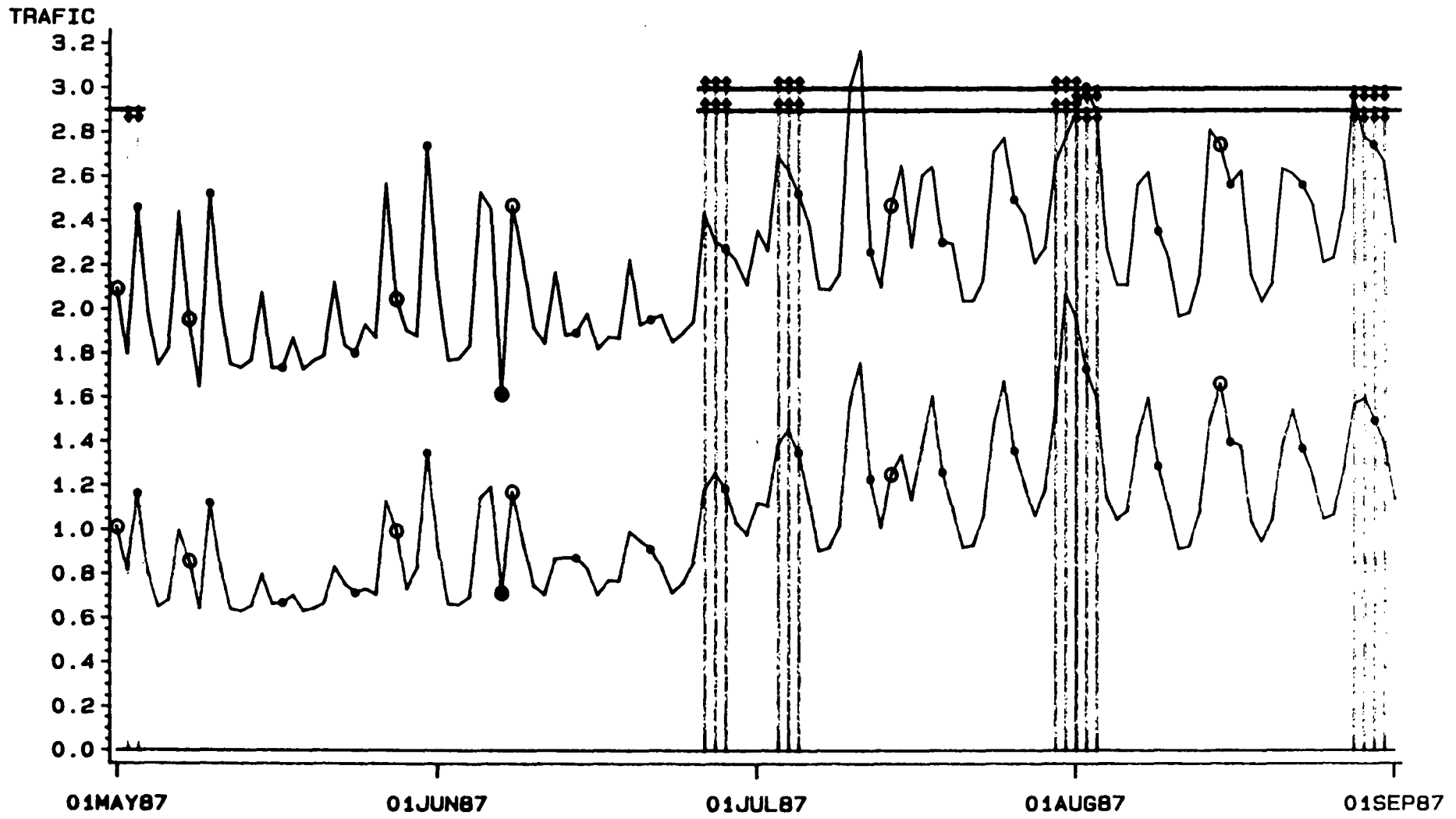
autoroutes
routes nationales
 periodes de vacances
 jours feries oo
 dimanches .

Relations trafic-calendrier 1987



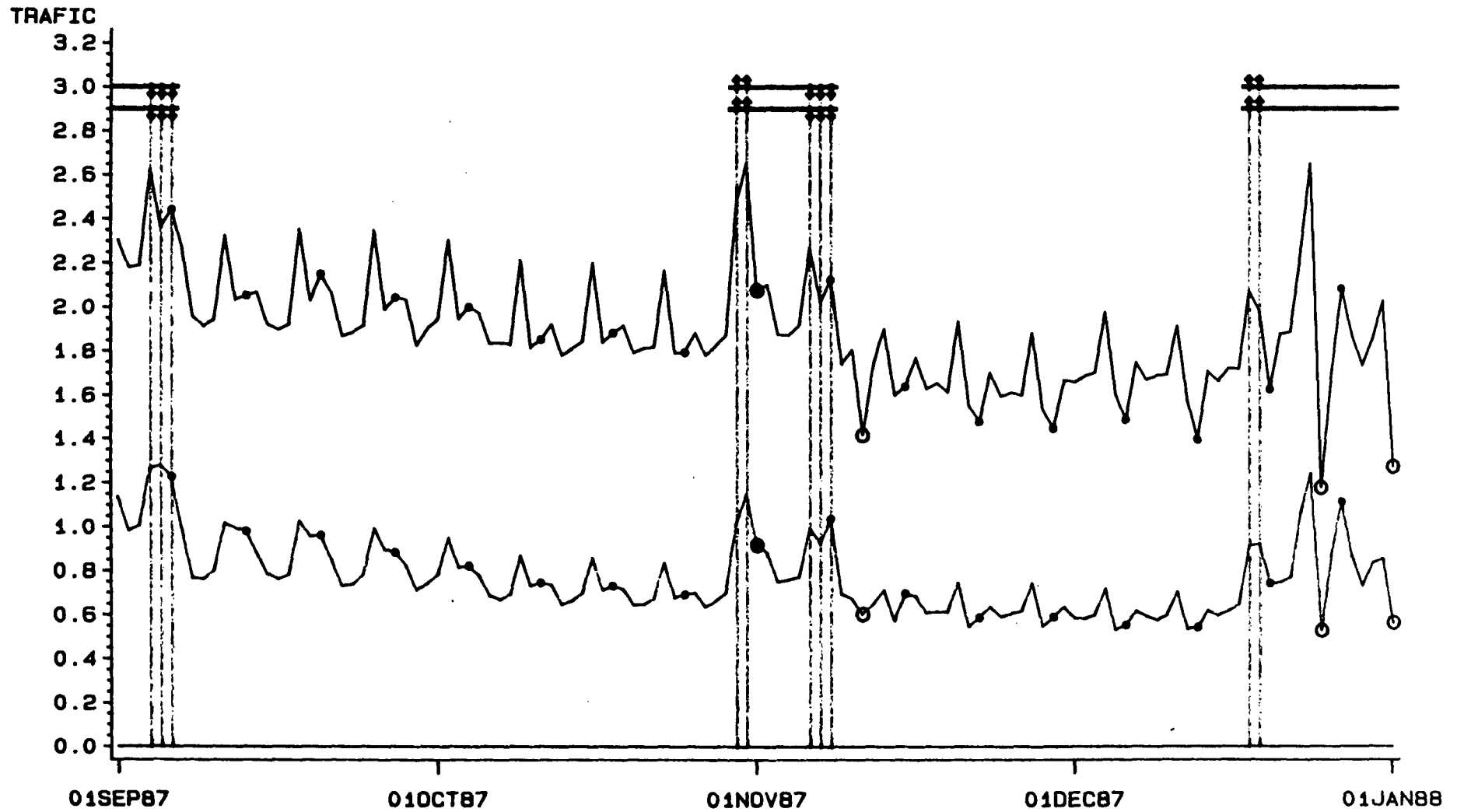
autoroutes
routes nationales
 périodes de vacances
 jours fériés oo
 dimanches .

Relations trafic-calendrier 1987



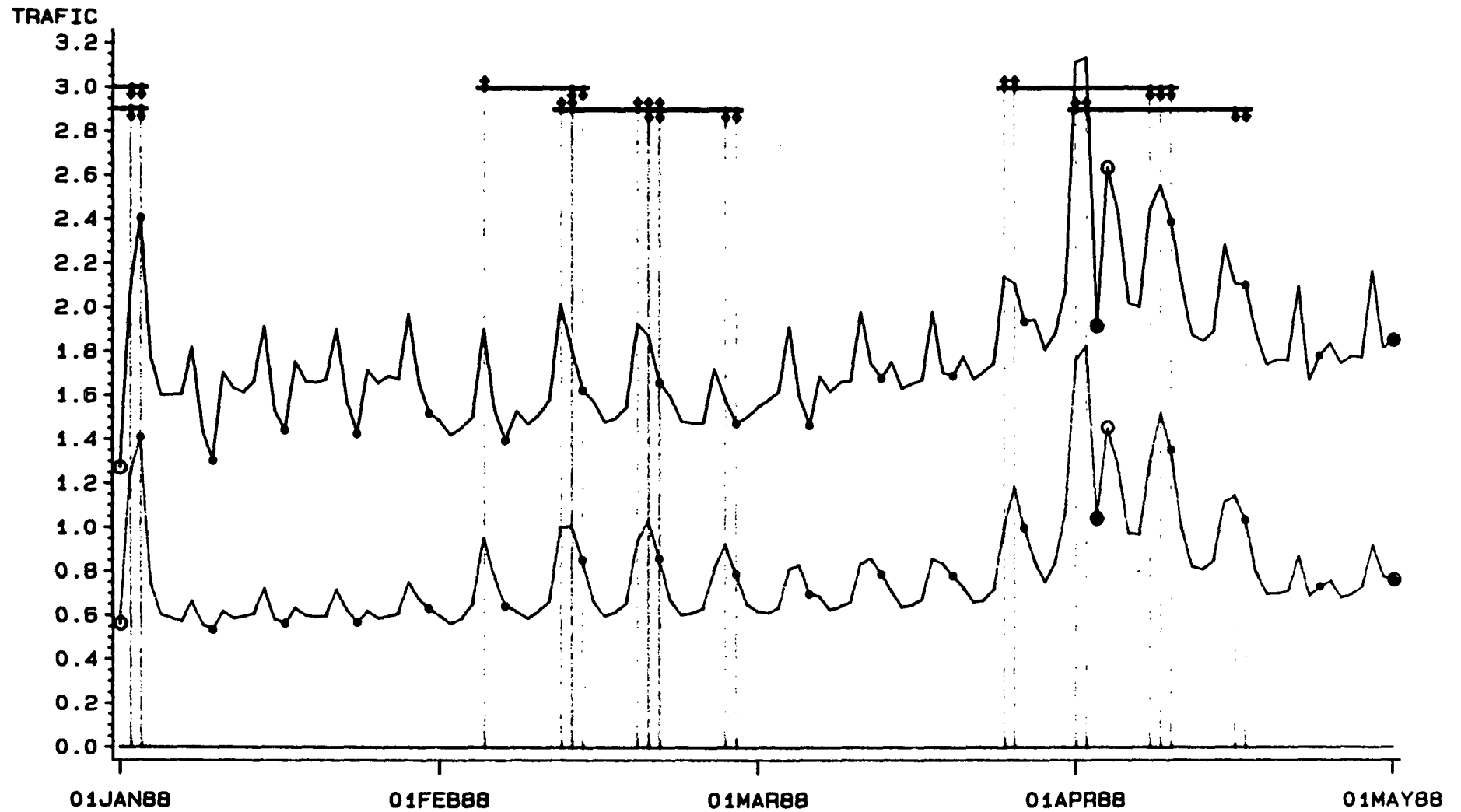
autoroutes
routes nationales
 periodes de vacances
 jours feries oo
 dimanches .

Relations trafic-calendrier 1987



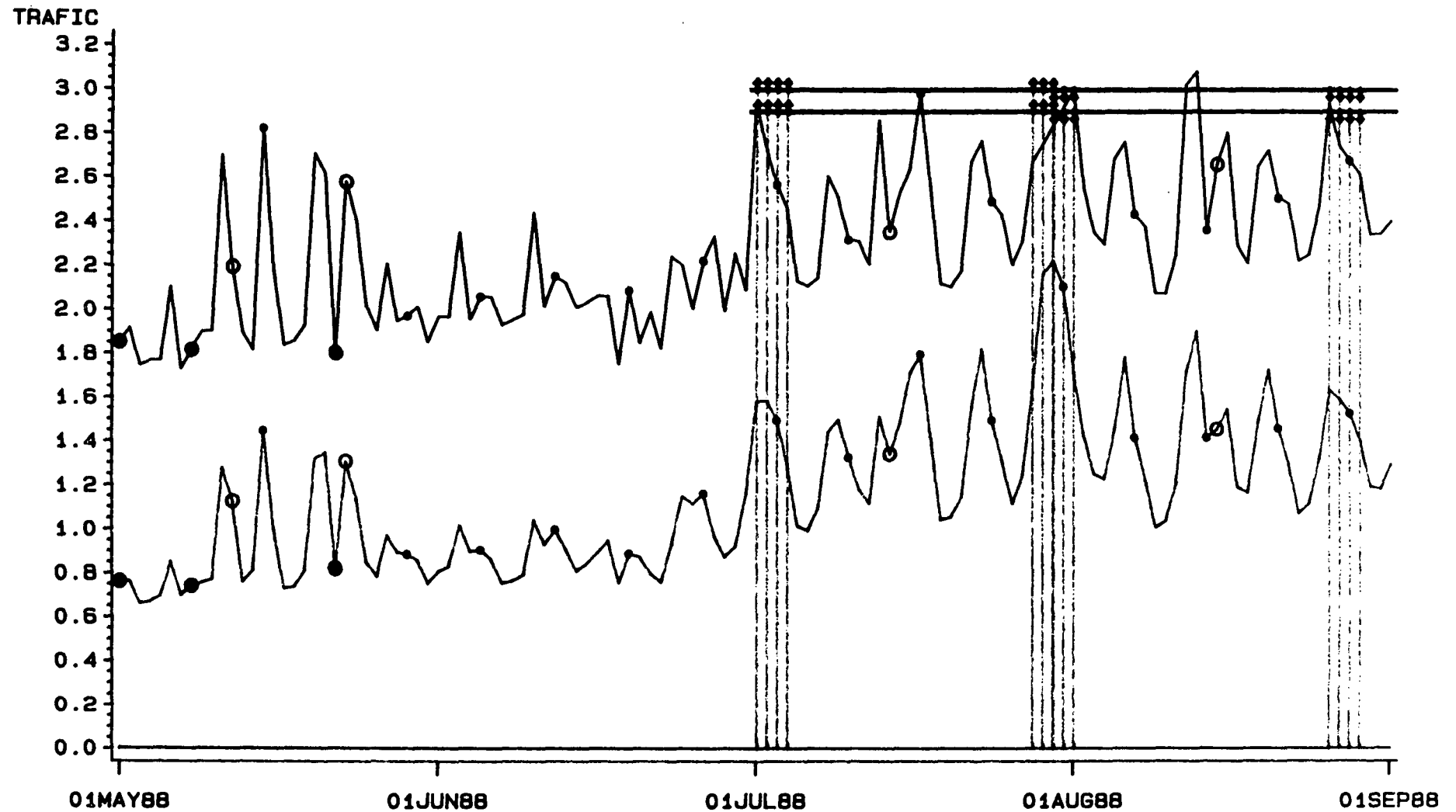
autoroutes
routes nationales
 periodes de vacances
 jours feries oo
 dimanches .

Relations trafic-calendrier 1988



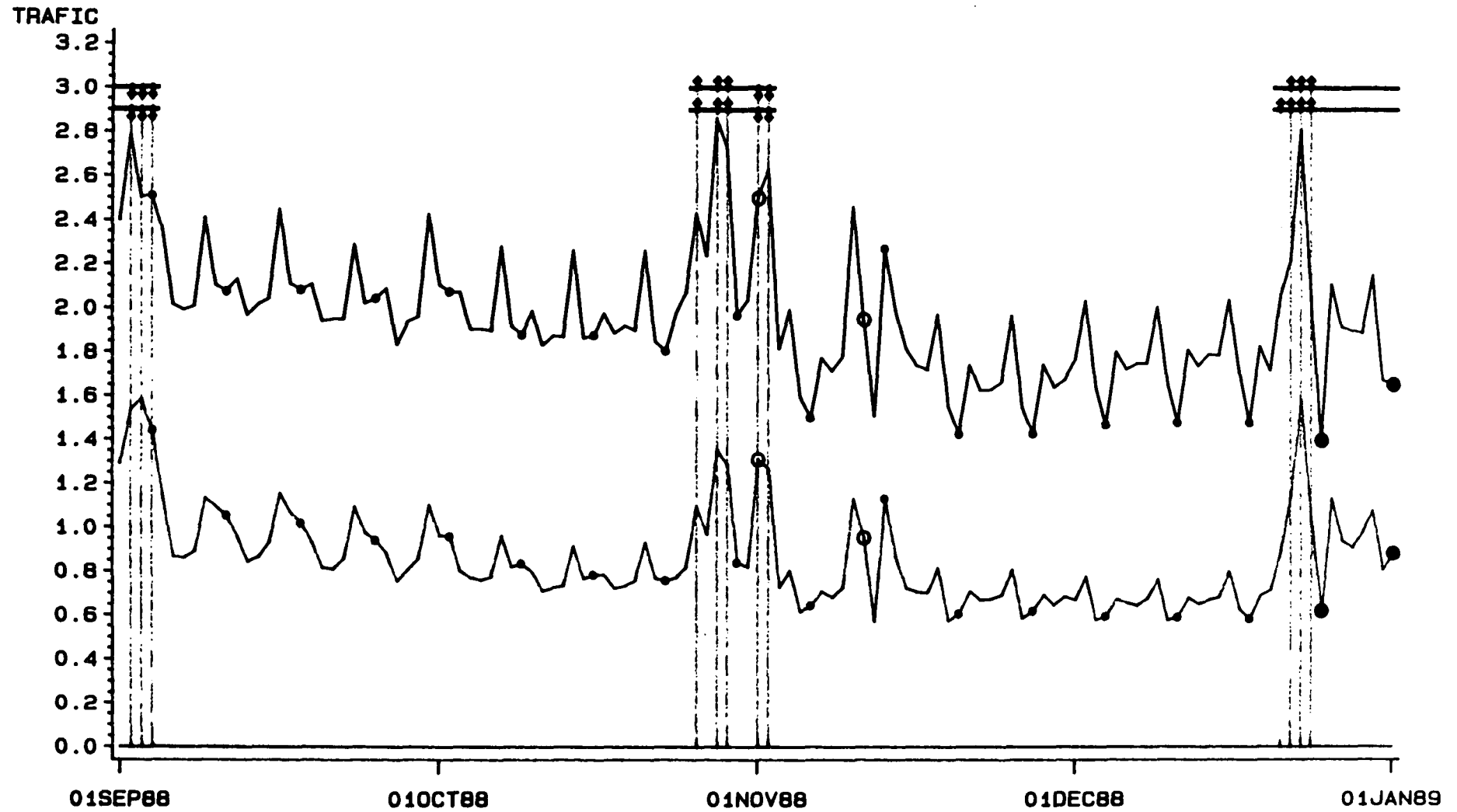
autoroutes
routes nationales
 periodes de vacances
 jours feries oo
 dimanches .

Relations trafic-calendrier 1988



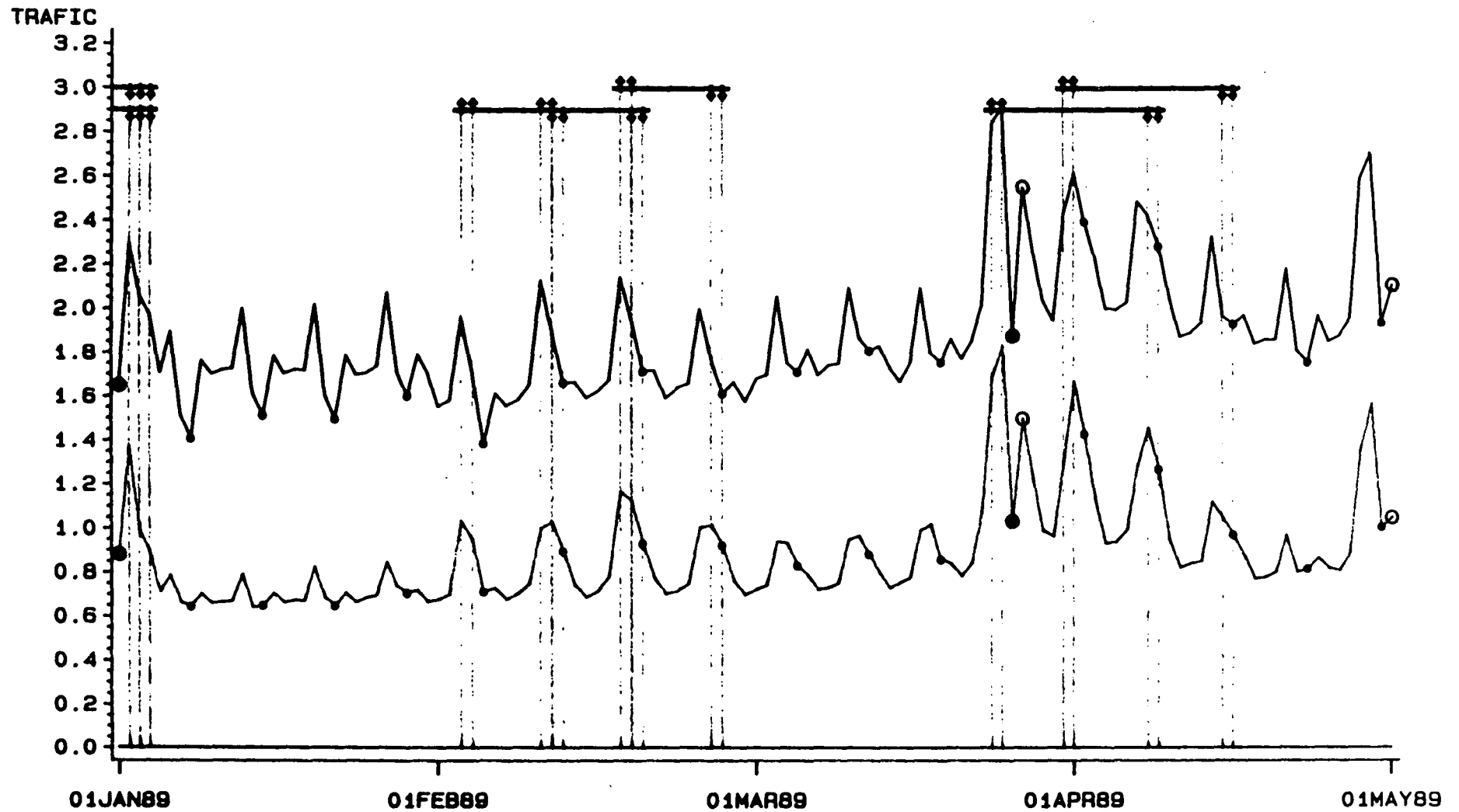
autoroutes
routes nationales
 periodes de vacances
 jours feries oo
 dimanches .

Relations trafic-calendrier 1988



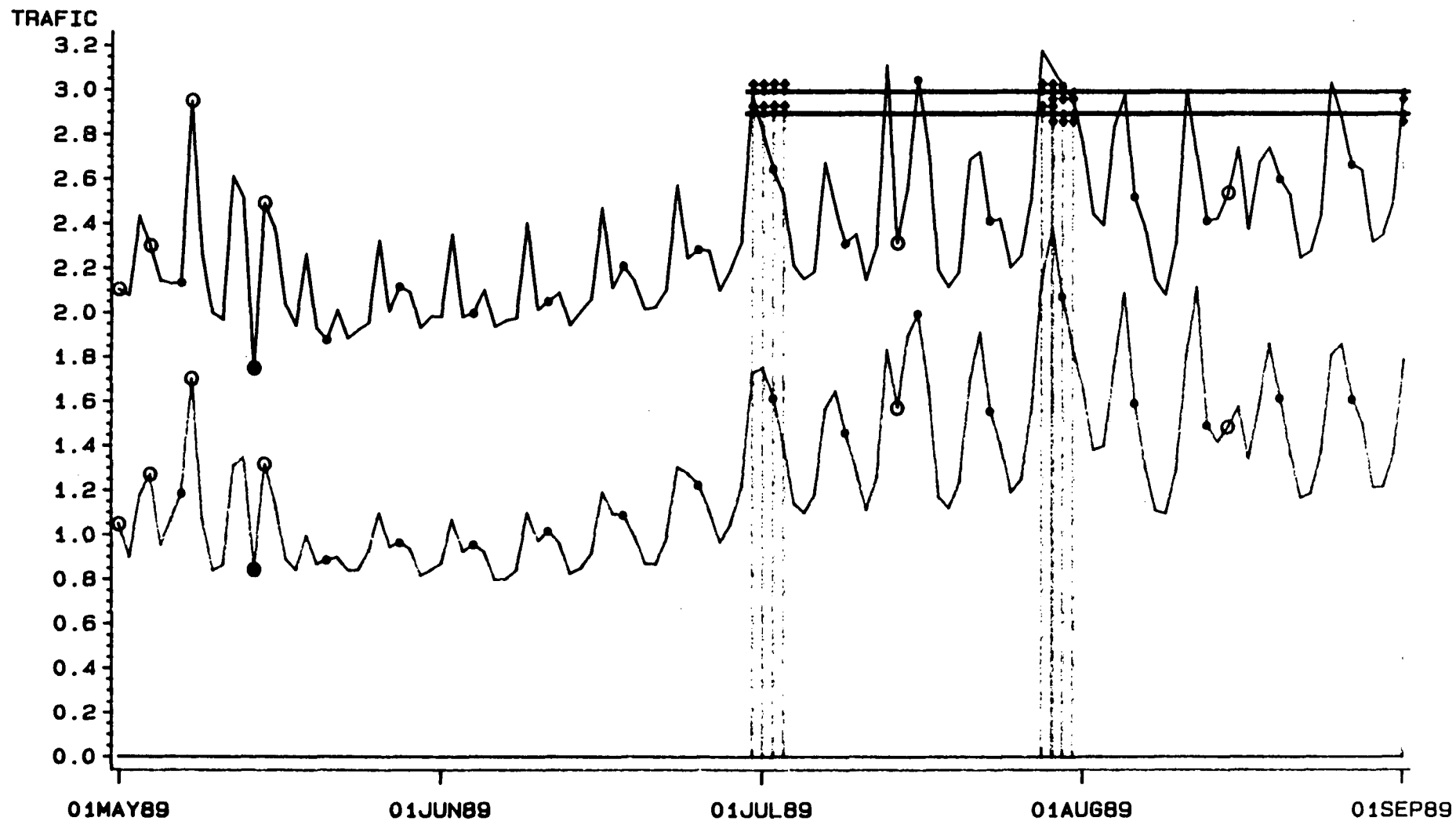
autoroutes
routes nationales
periodes de vacances
jours feries oo
dimanches .

Relations trafic-calendrier 1989



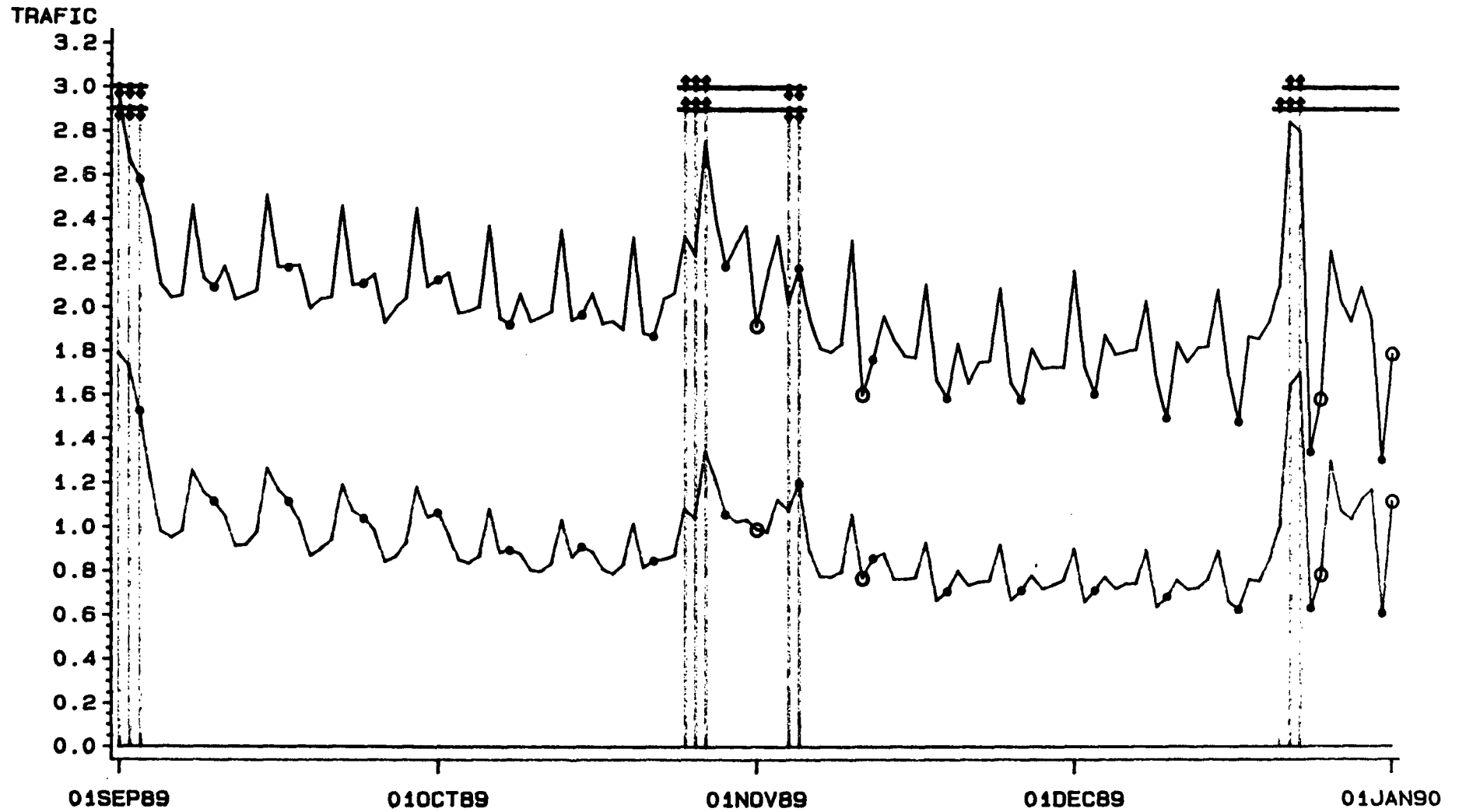
autoroutes
routes nationales
 periodes de vacances
 jours feries oo
 dimanches .

Relations trafic-calendrier 1989



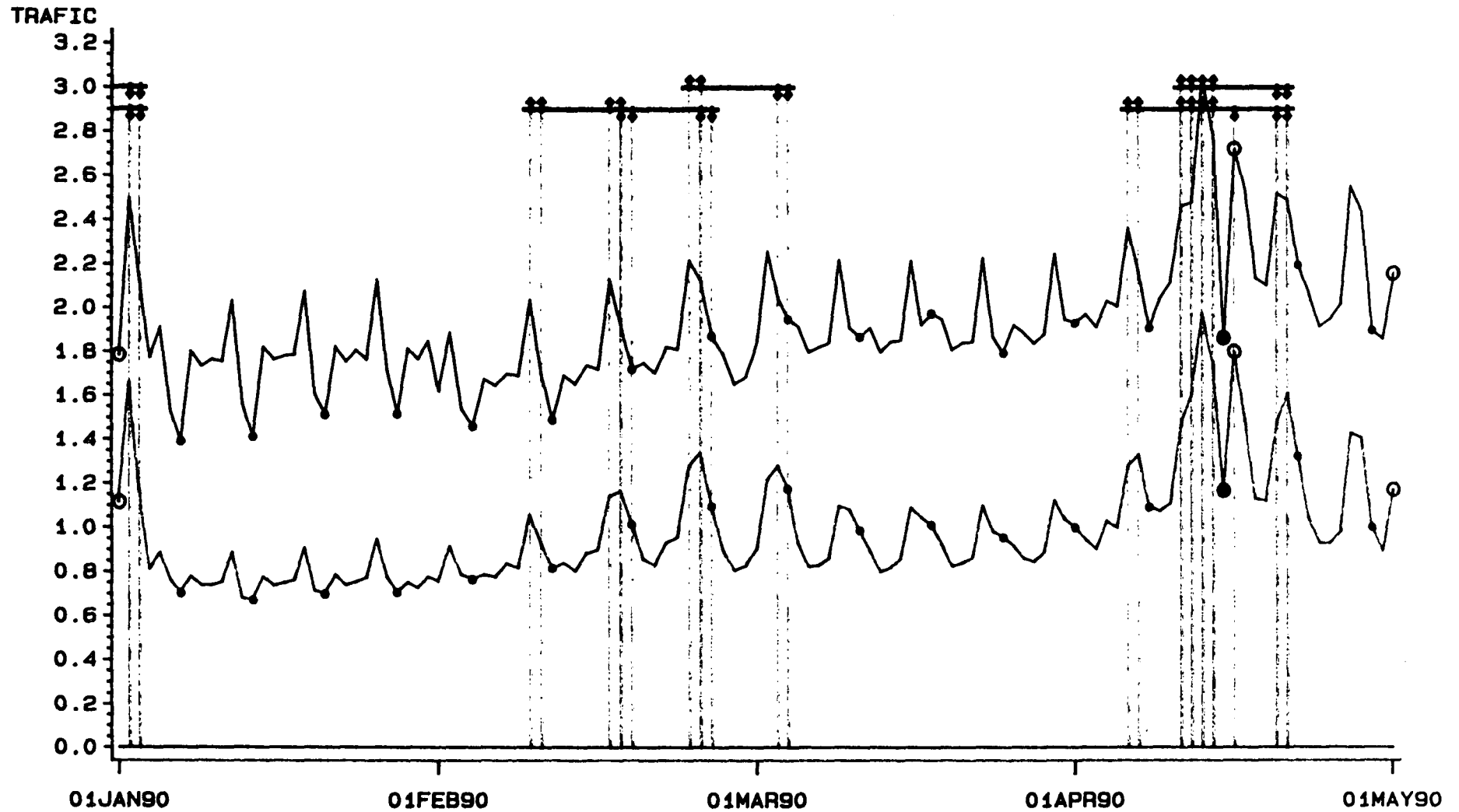
autoroutes
routes nationales
 periodes de vacances
 jours feries oo
 dimanches .

Relations trafic-calendrier 1989



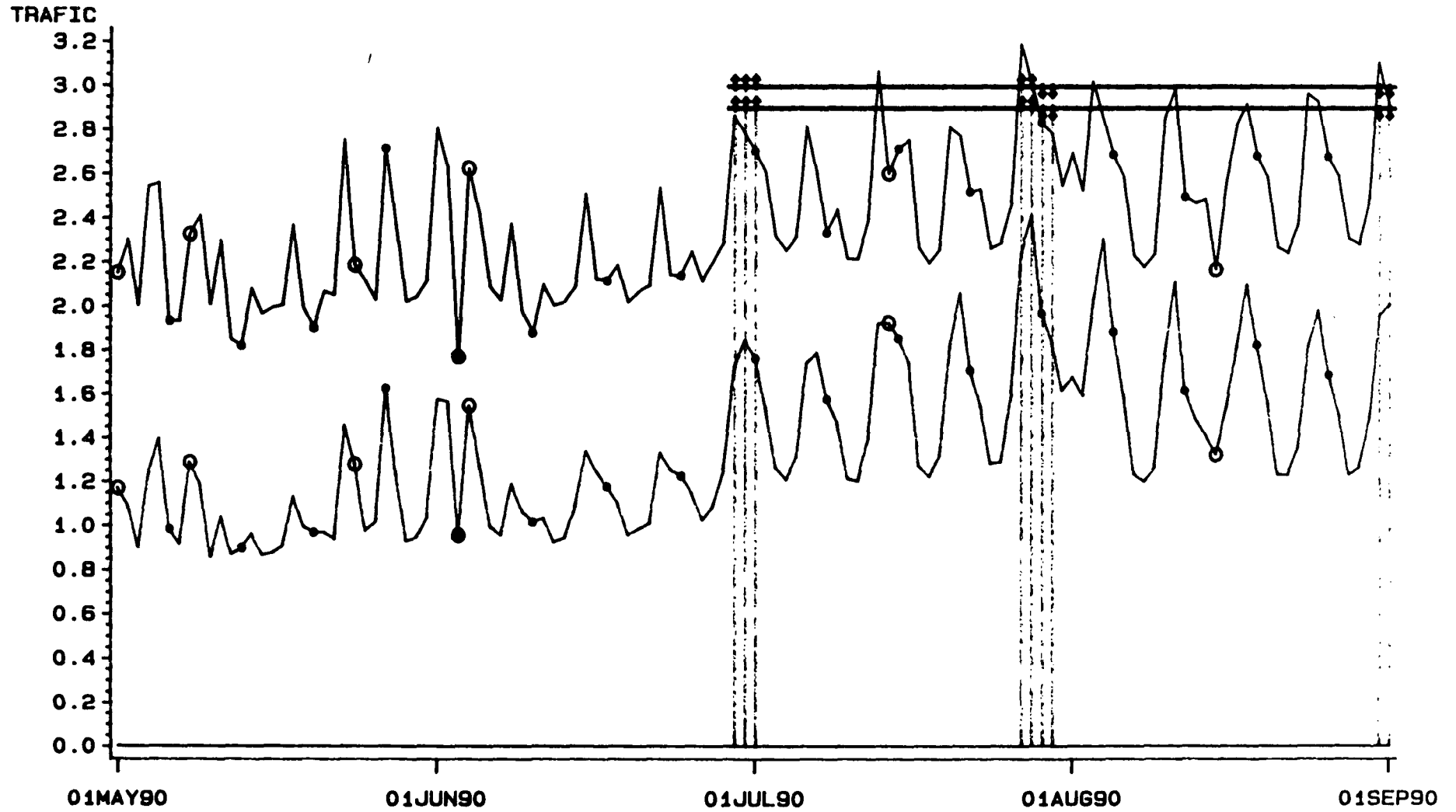
autoroutes
routes nationales
 periodes de vacances
 jours feries oo
 dimanches .

Relations trafic-calendrier 1990



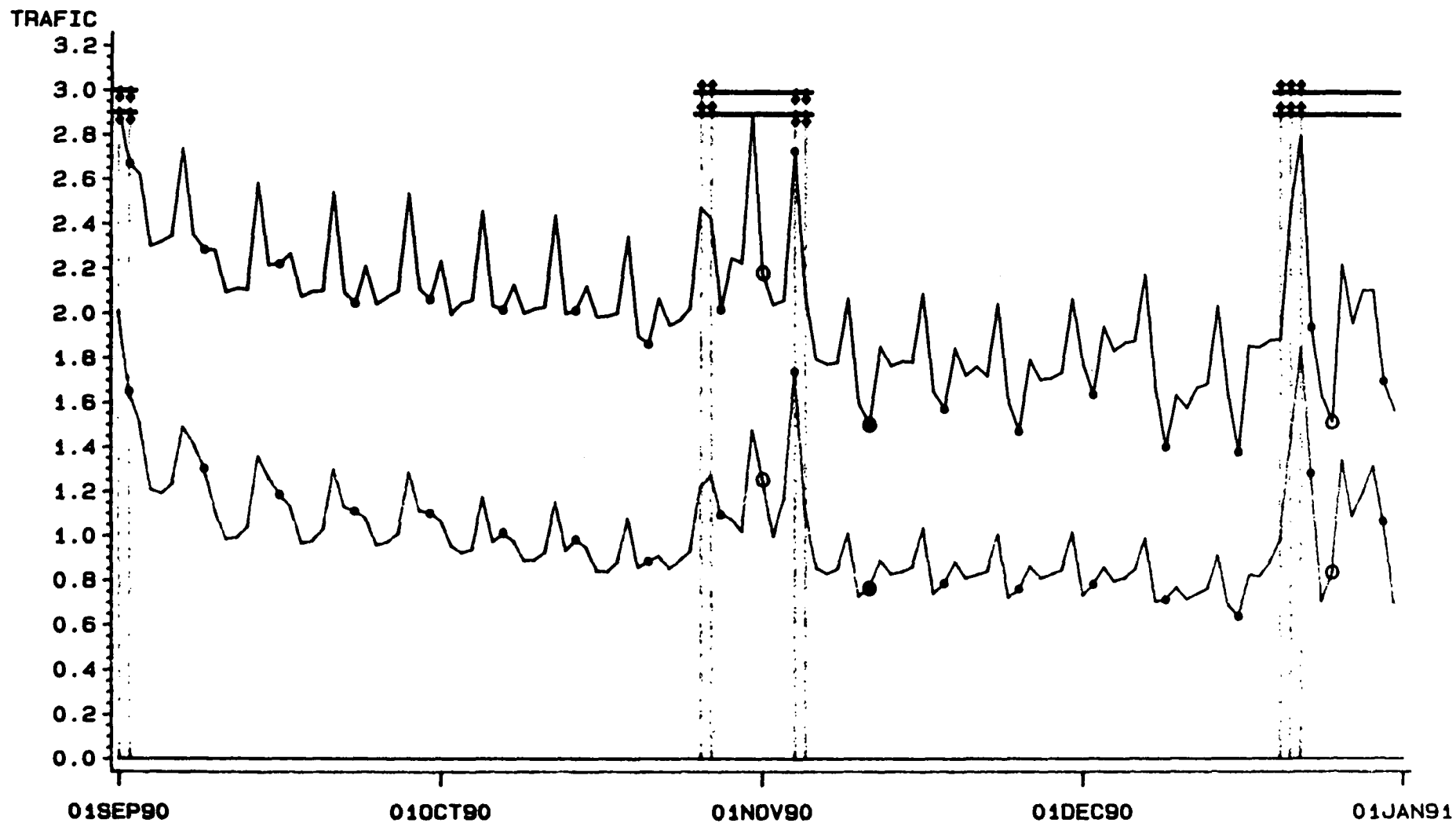
autoroutes
routes nationales
 periodes de vacances
 jours feries oo
 dimanches .

Relations trafic-calendrier 1990



autoroutes
routes nationales
 periodes de vacances
 jours feries oo
 dimanches .

Relations trafic-calendrier 1990



autoroutes
 routes nationales
 periodes de vacances
 jours feries oo
 dimanches .

ANNEXE II

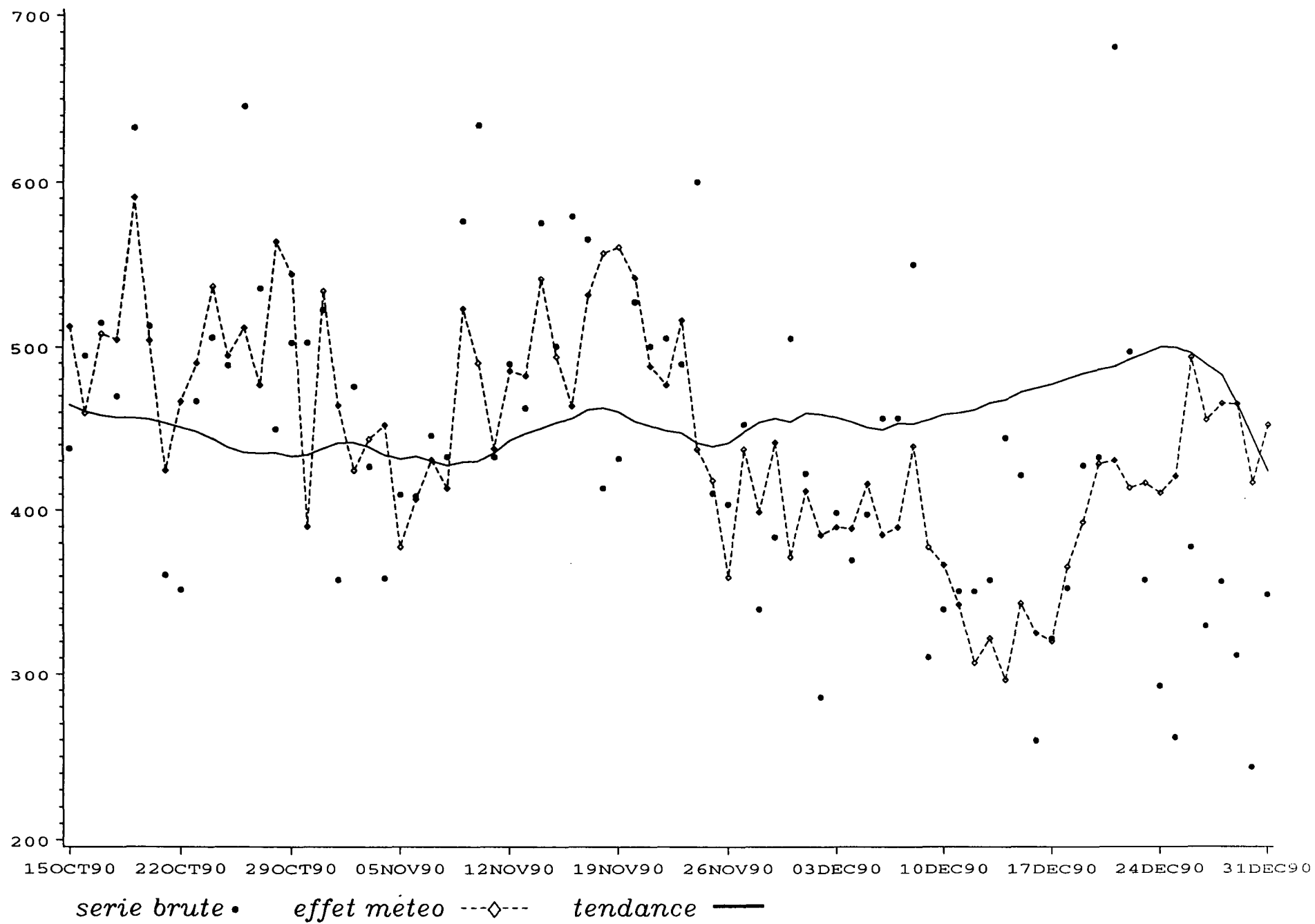
REPRESENTATIONS GRAPHIQUES DE DECOMPOSITIONS

Pour les séries journalières des tués sur l'ensemble du réseau, on a représenté la série brute et chaque effet (météo, calendaire exceptionnel et calendaire hebdomadaire) en les recalant sur la tendance, de façon à mettre en évidence leurs apports respectifs dans la modélisation.

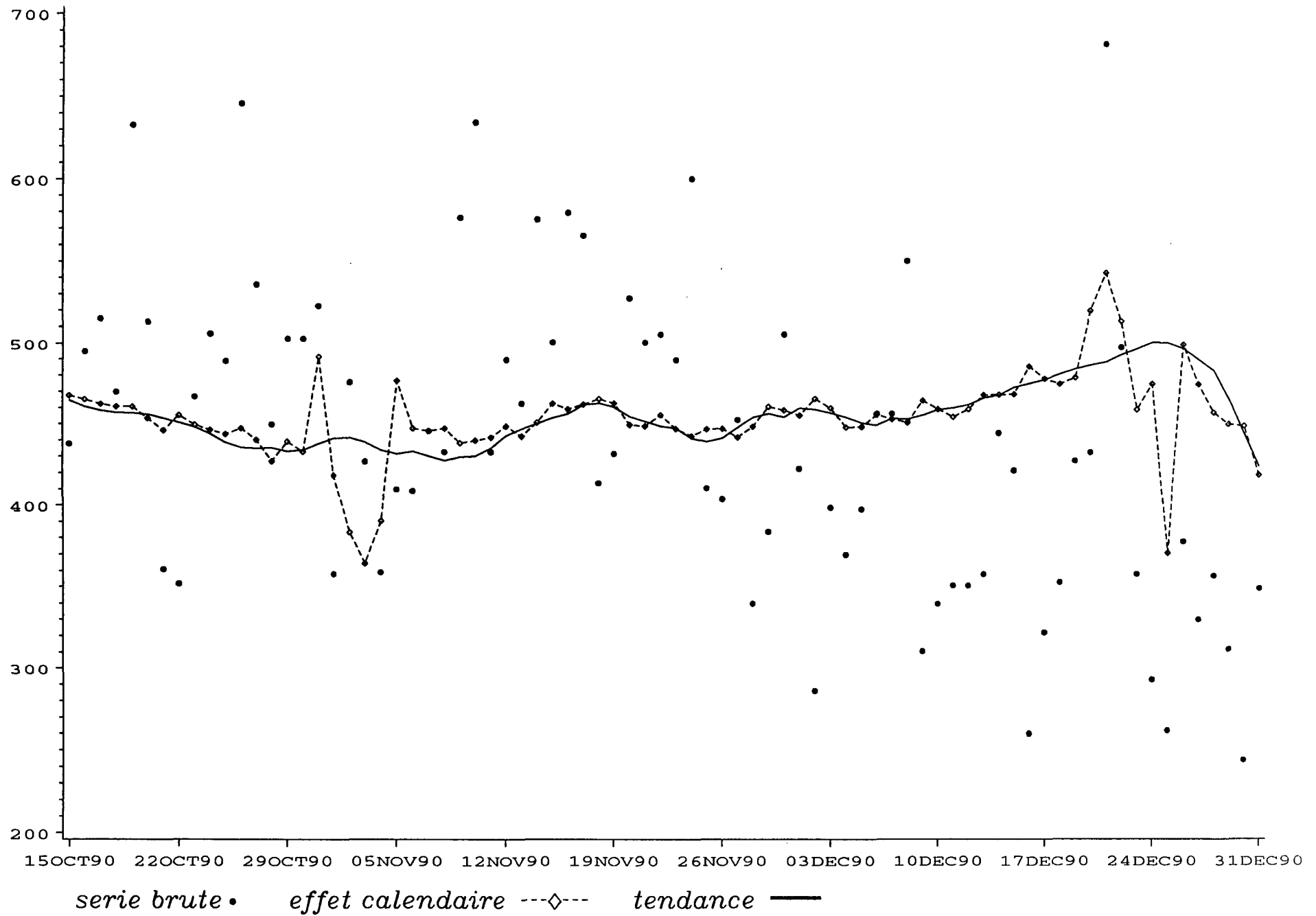
Des graphiques synthétiques montrent les éléments les plus intéressants de la décomposition mensuelle (sur deux années), pour des séries assez différentes : accidents, tués, blessés graves sur l'ensemble du réseau et sur les routes nationales.

La décomposition mensuelle des effets est calculée en agrégeant les effets journaliers (sommes mensuelles). Les effets agrégés mensuels sont divisés par le nombre de jours de chaque mois, pour évaluer des effets moyens journaliers attachés à chacun des mois (moyennes journalières).

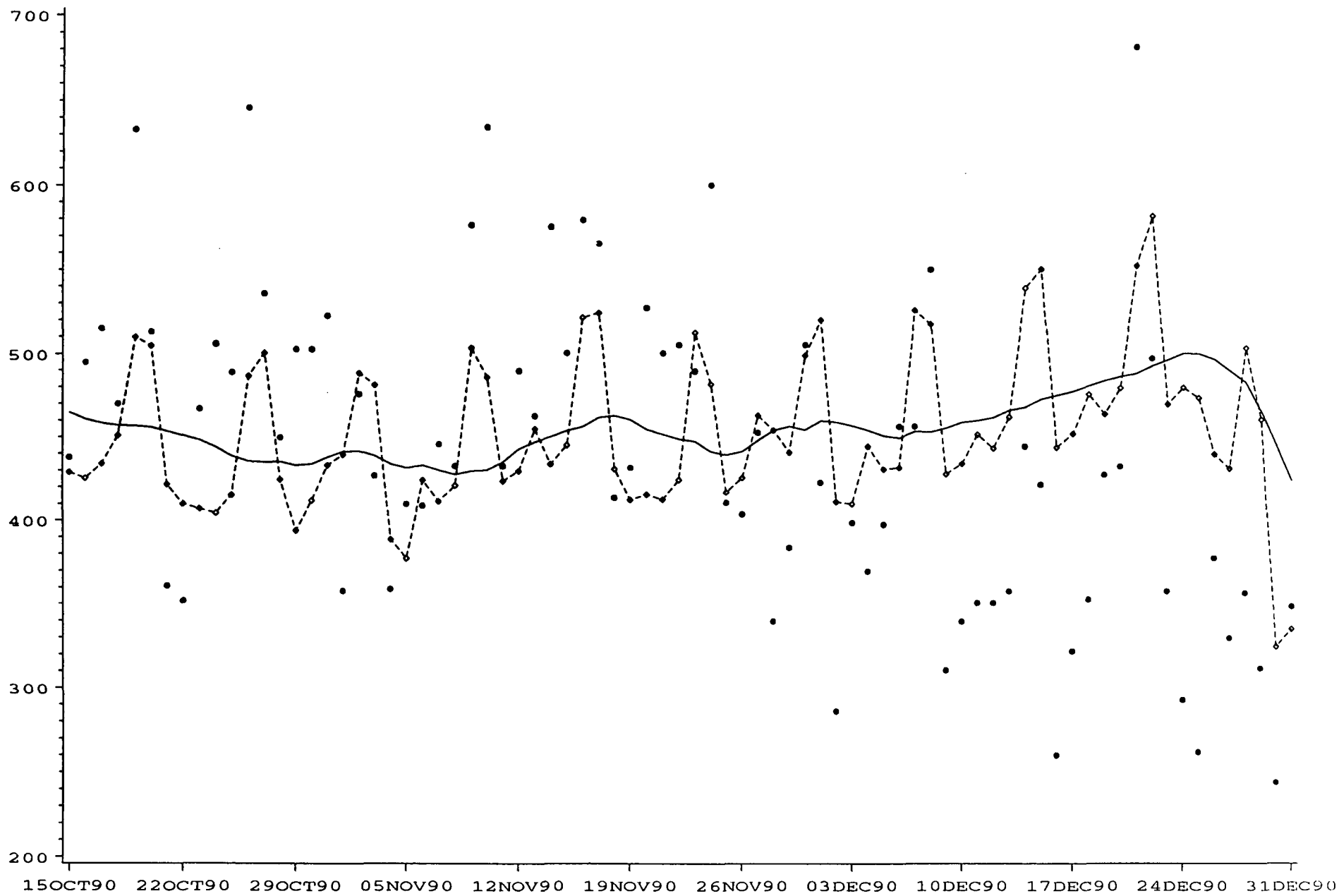
Accidents sur ensemble du reseau (series journalieres)



Accidents sur ensemble du reseau (series journalieres)

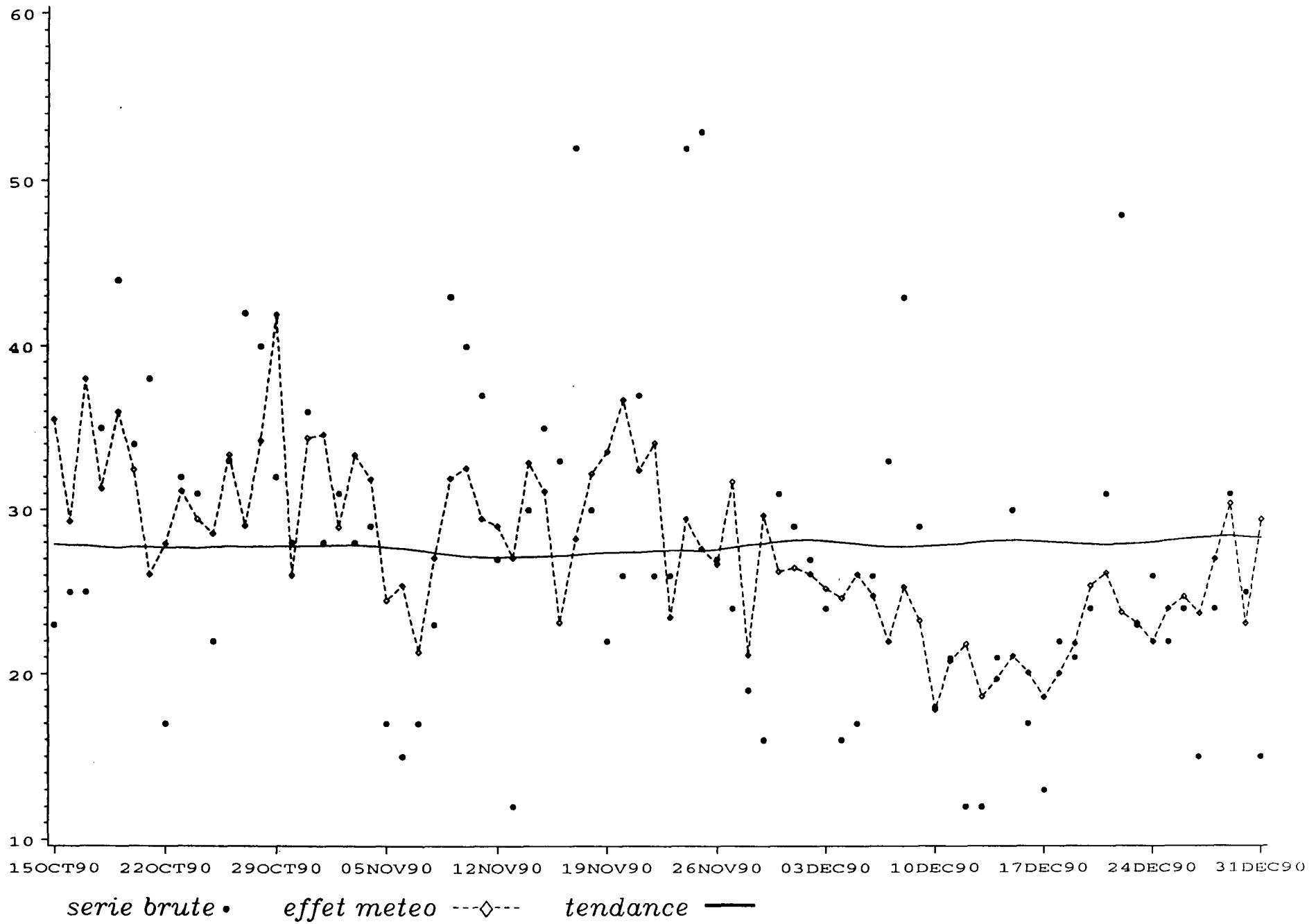


Accidents sur ensemble du reseau (series journalieres)

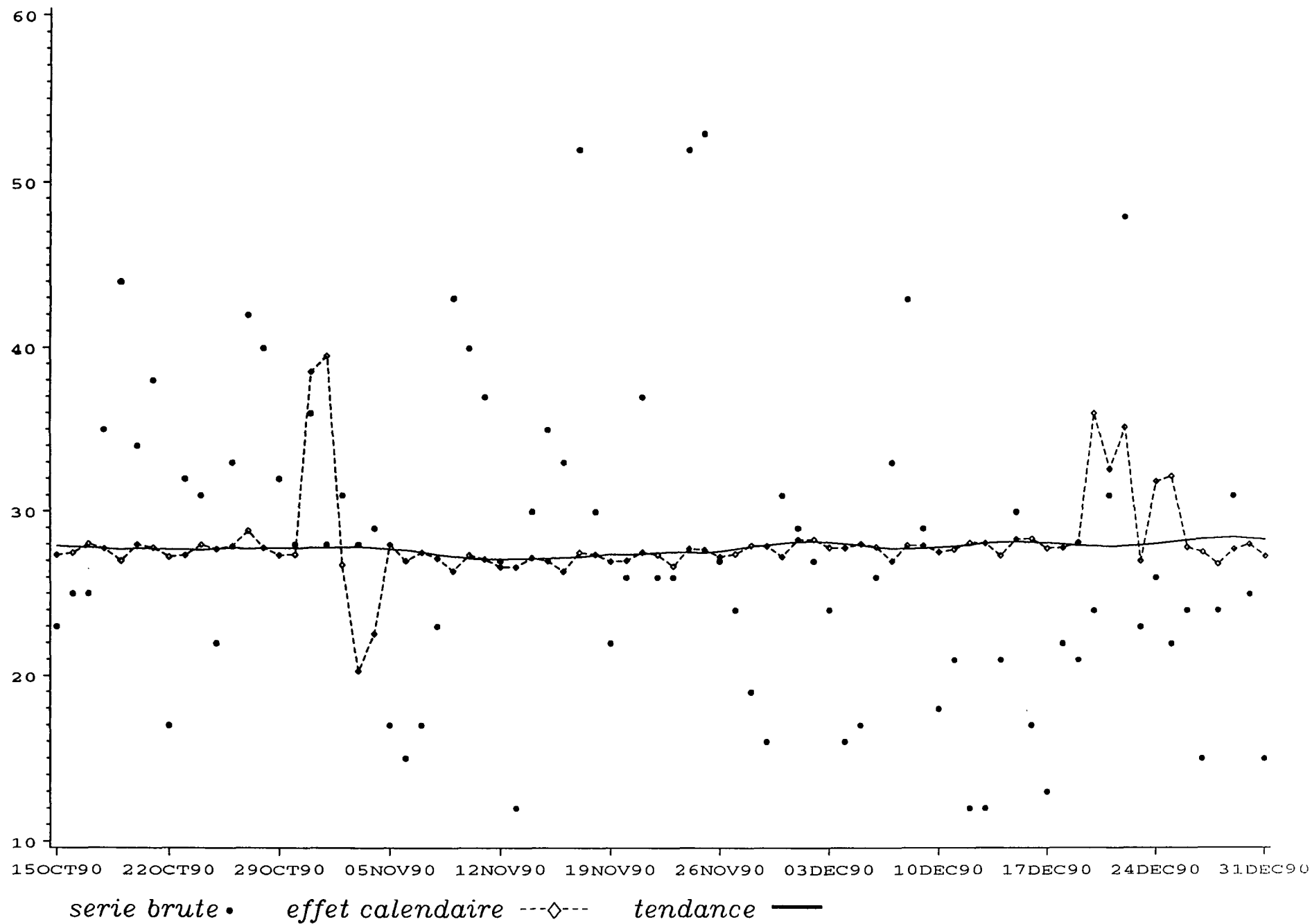


serie brute • effet hebdomadaire ---◇--- tendance —

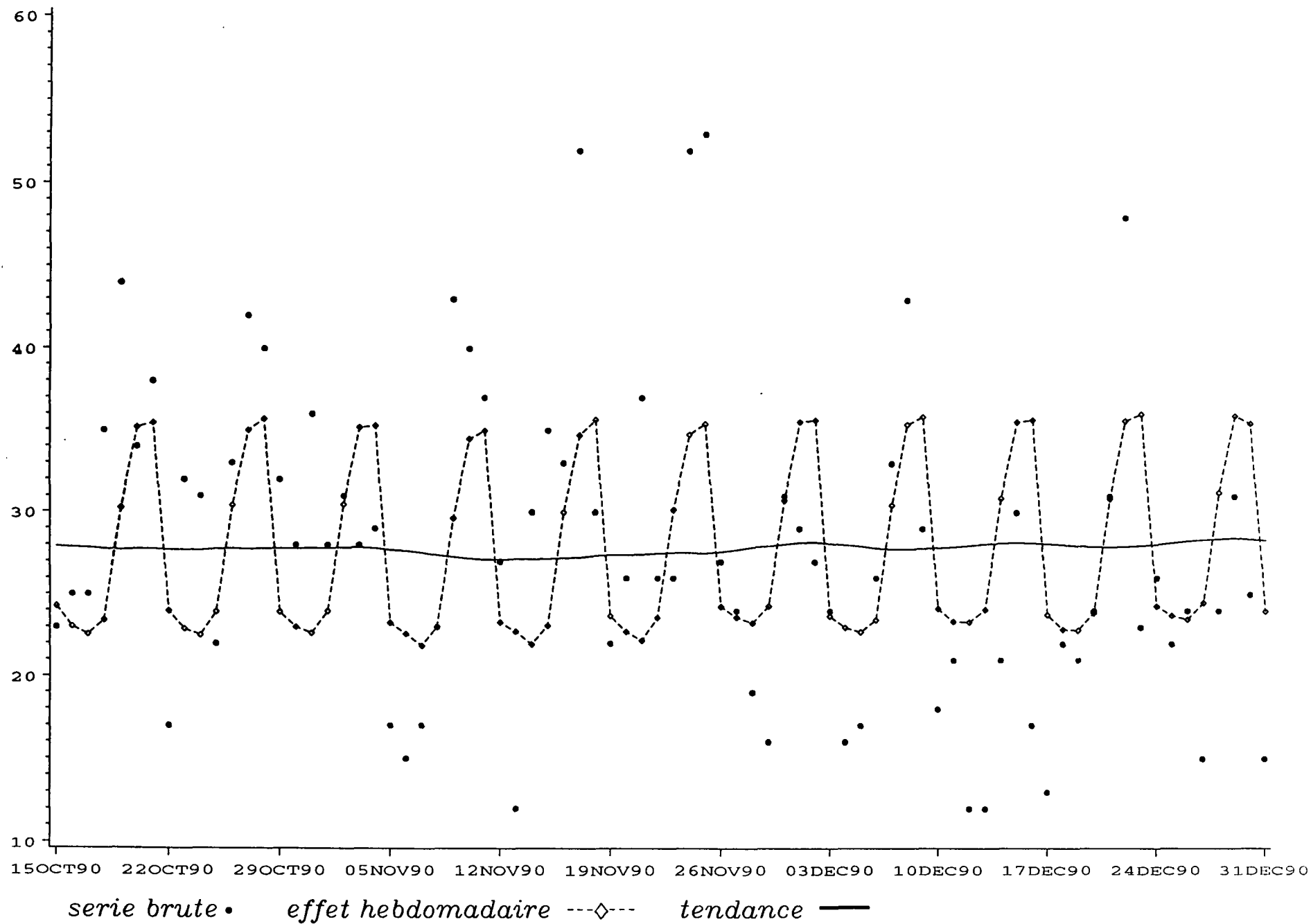
Tues sur ensemble du reseau
(series journalieres)



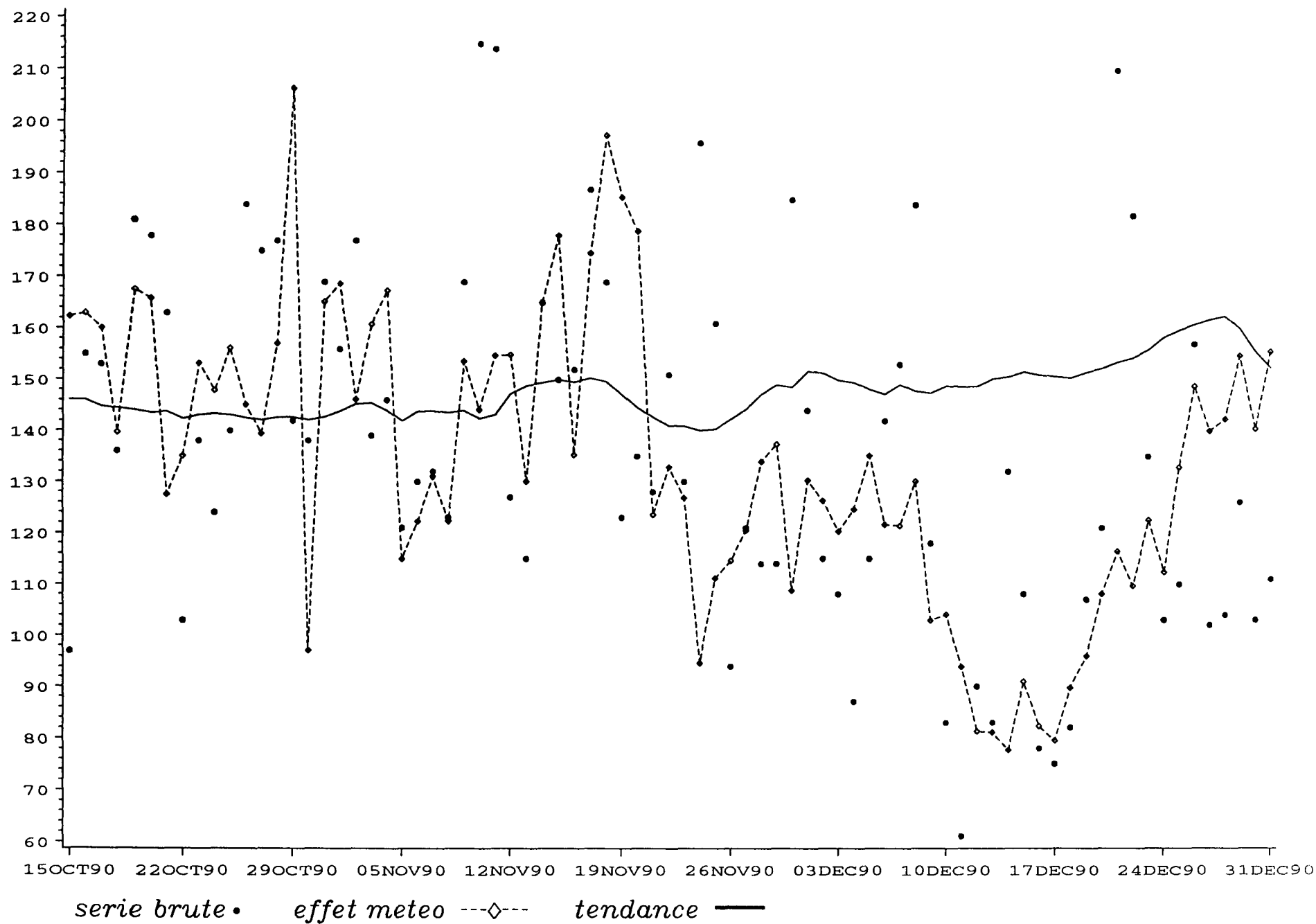
Tues sur ensemble du reseau (series journalieres)



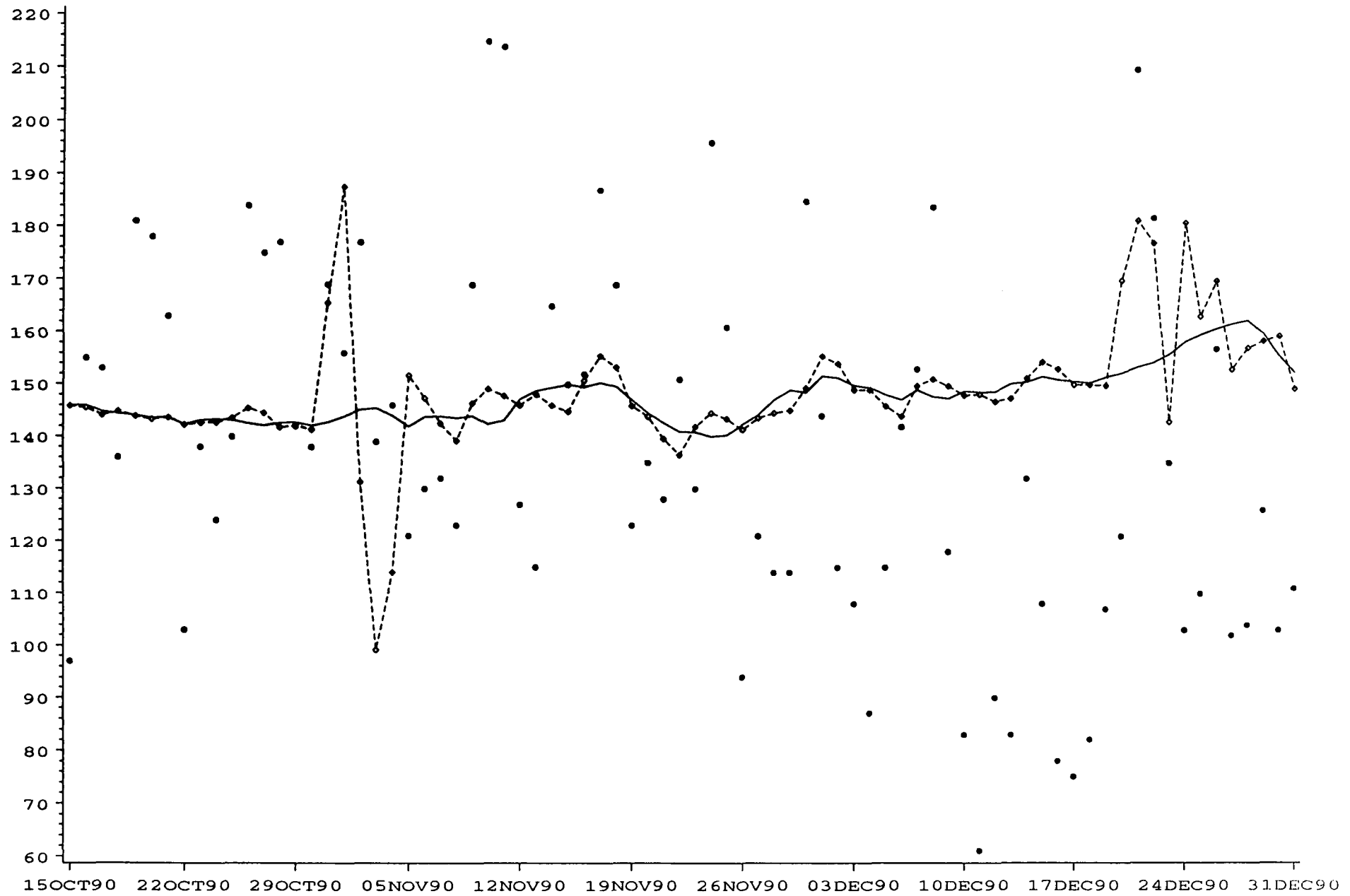
Tues sur ensemble du reseau (series journalieres)



Blesses graves sur ensemble du reseau (series journalieres)

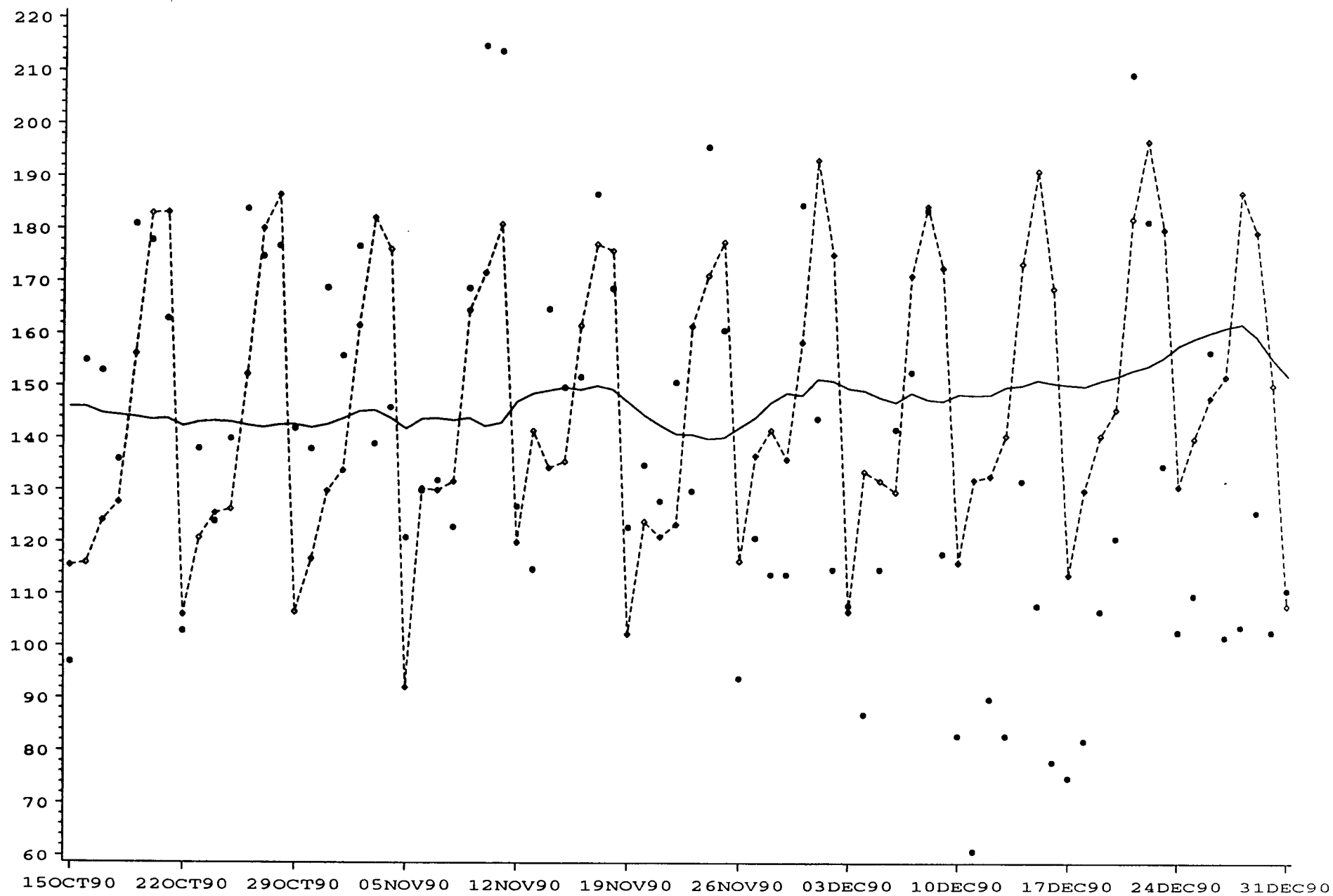


Blesses graves sur ensemble du reseau (series journalieres)



serie brute • effet calendaire ---◇--- tendance —

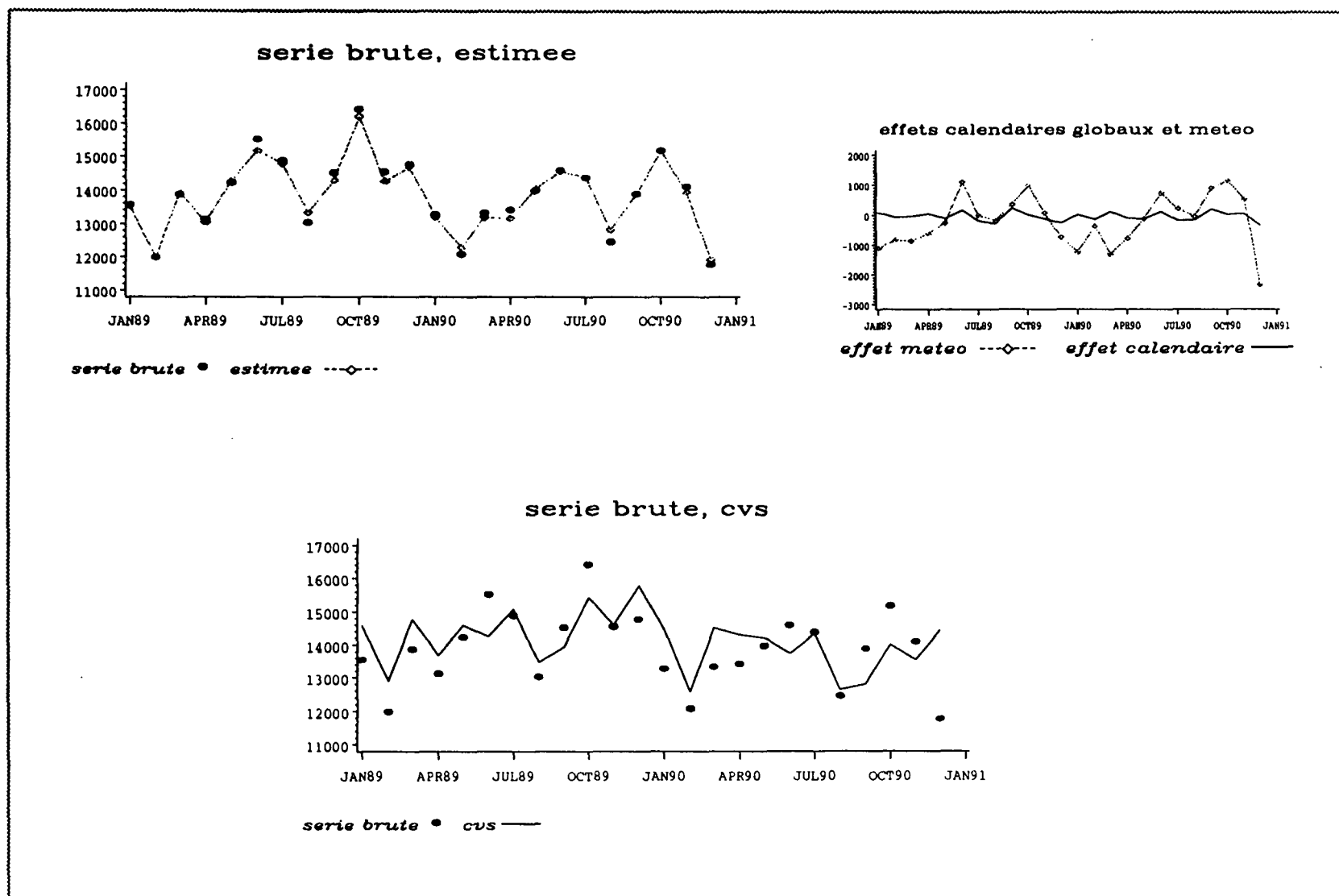
Blesses graves sur ensemble du reseau (series journalieres)



serie brute • effet hebdomadaire ---◇--- tendance —

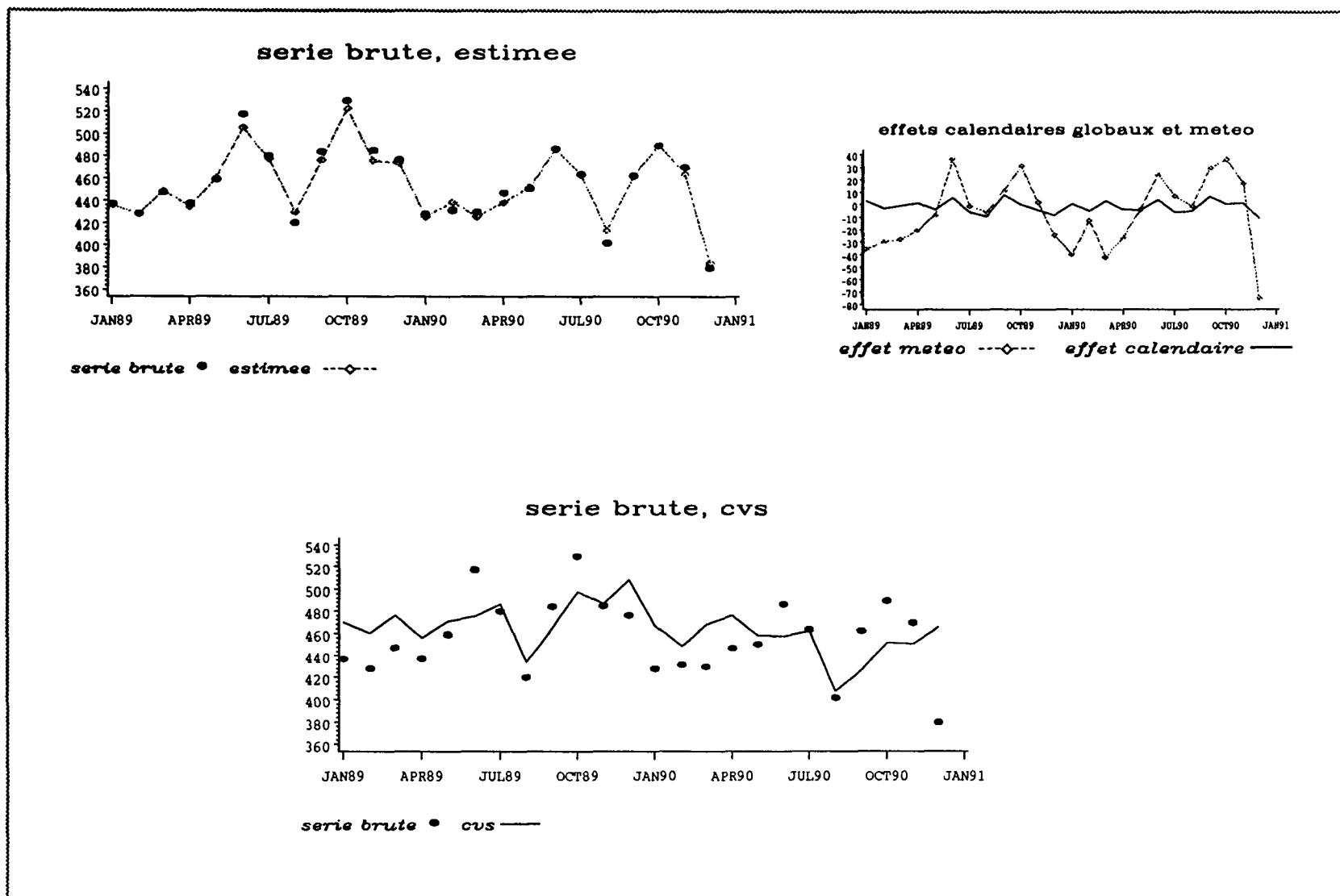
ACCIDENTS SUR ENSEMBLE DU RESEAU

(sommés mensuelles)



ACCIDENTS SUR ENSEMBLE DU RESEAU

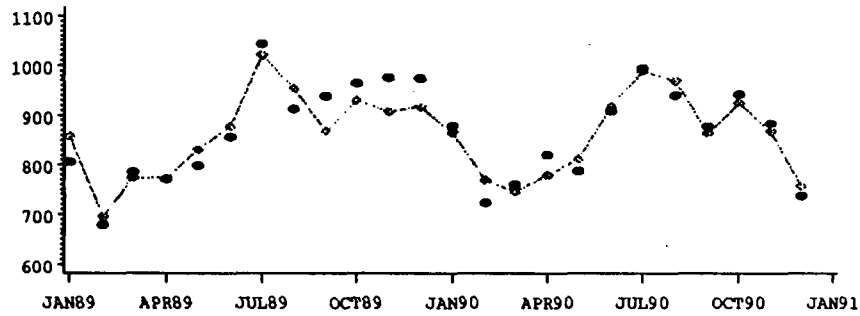
(moyennes journalieres)



TUES SUR ENSEMBLE DU RESEAU

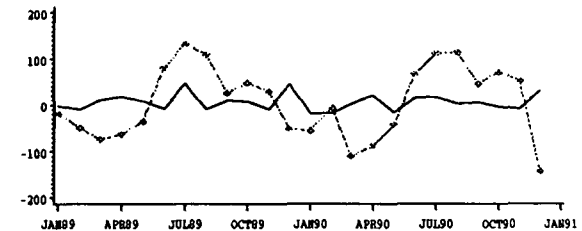
(sommés mensuelles)

serie brute, estimee



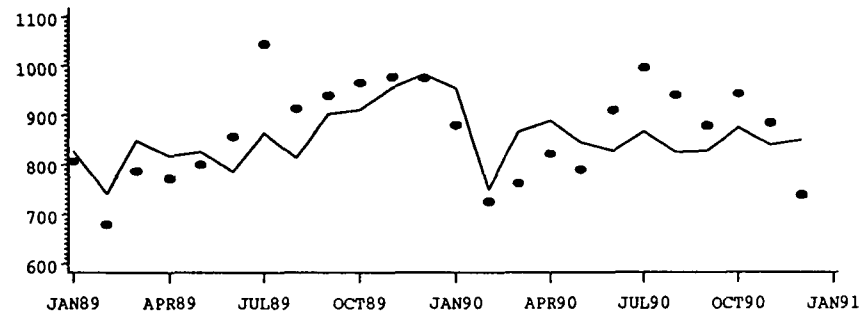
serie brute • estimee ---◇---

effets calendaires globaux et meteo



effet meteo ---◇--- effet calendaire —

serie brute, cvs

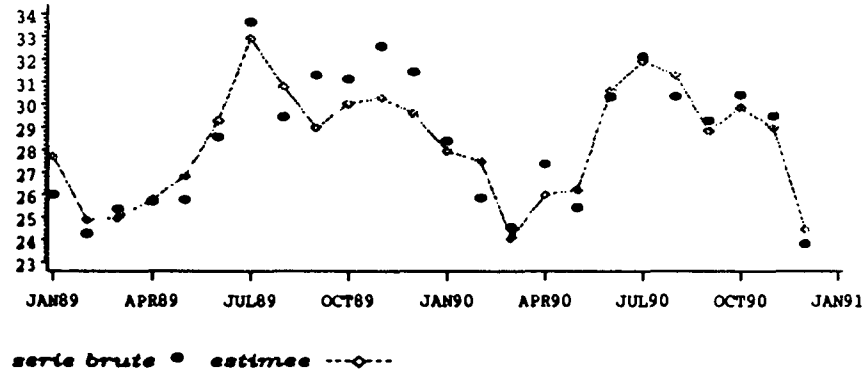


serie brute • cvs —

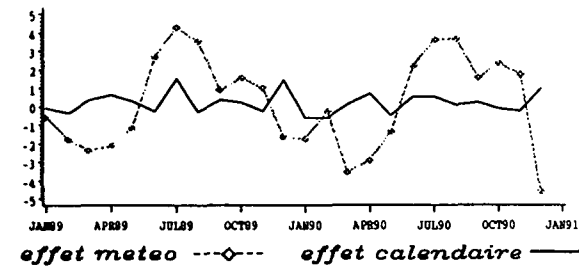
TUES SUR ENSEMBLE DU RESEAU

(moyennes journalieres)

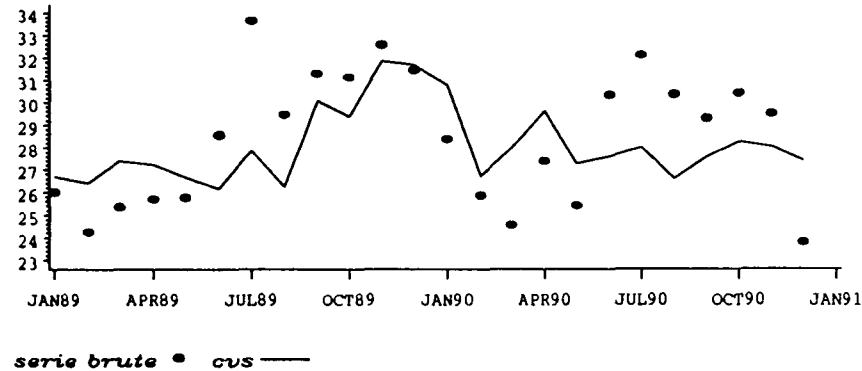
serie brute, estimee



effets calendaires globaux et meteo

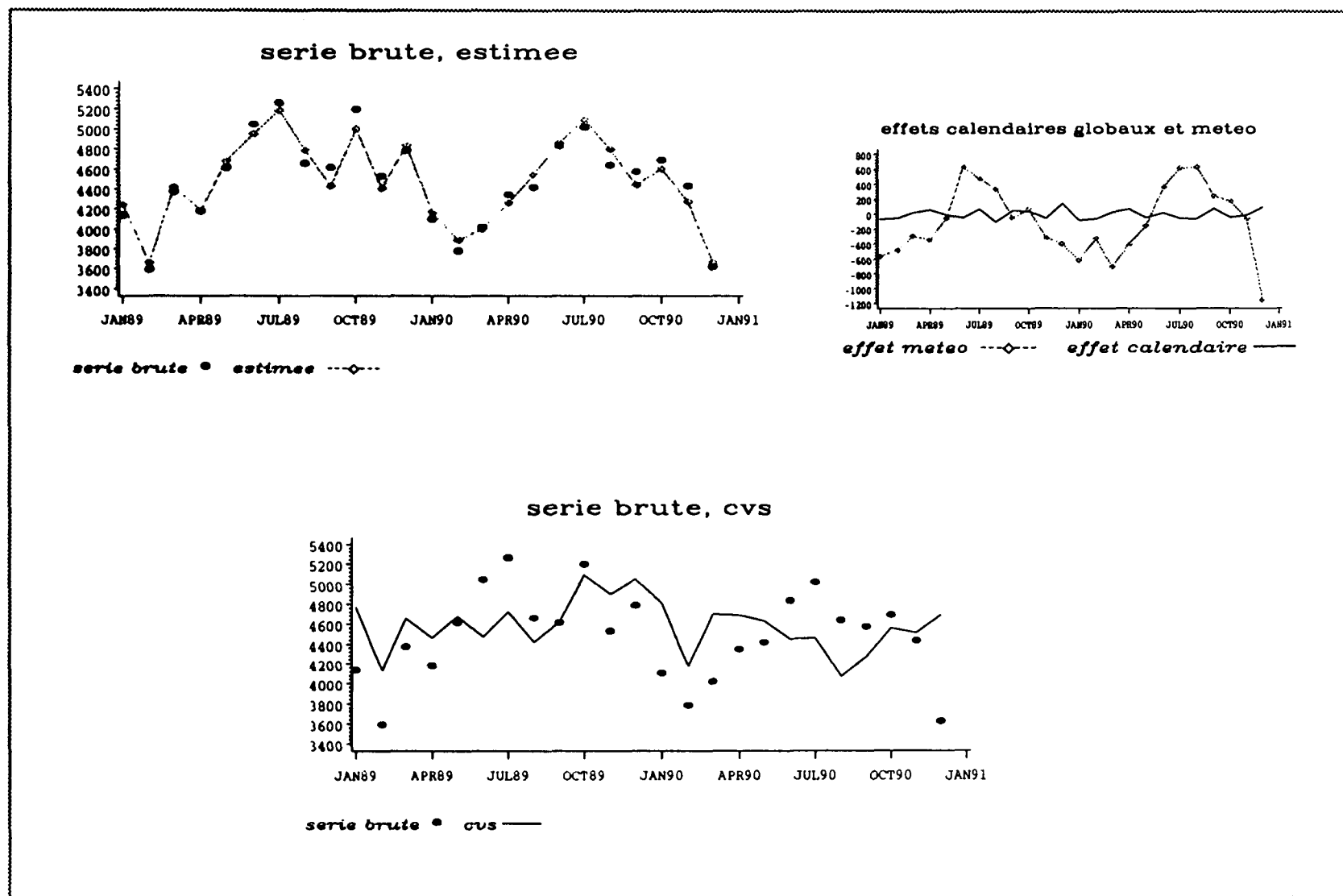


serie brute, cvs



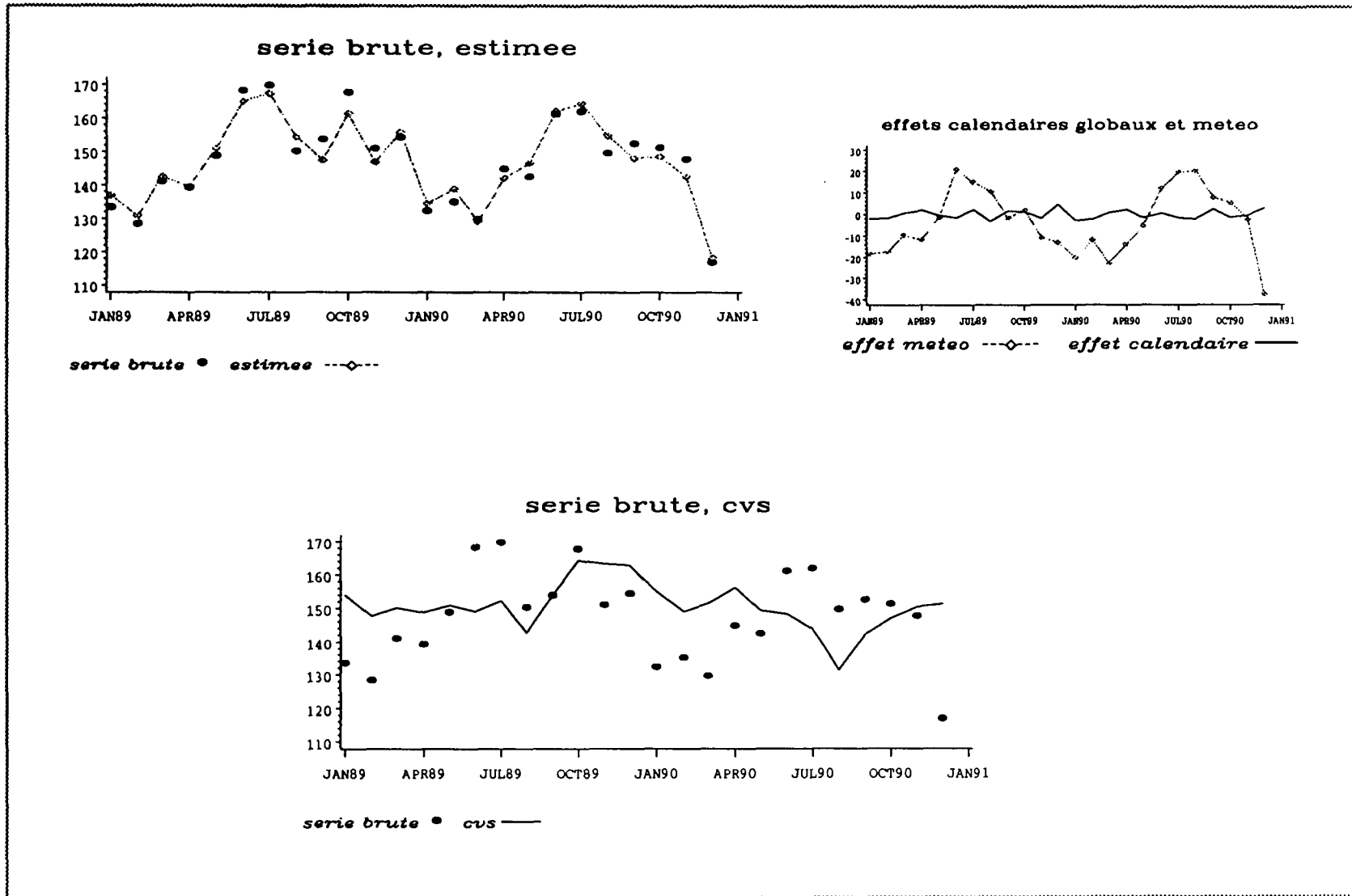
BLESSES GRAVES SUR ENSEMBLE DU RESEAU

(sommés mensuelles)



BLESSES GRAVES SUR ENSEMBLE DU RESEAU

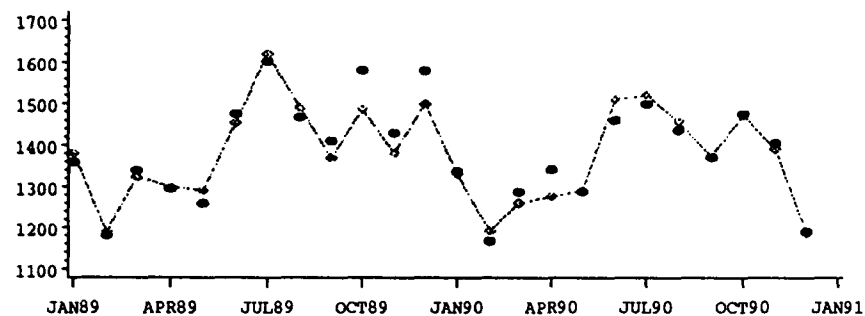
(moyennes journalieres)



ACCIDENTS ROUTES NATIONALES

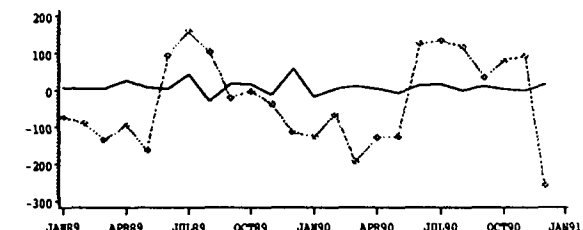
(sommés mensuelles)

serie brute, estimee



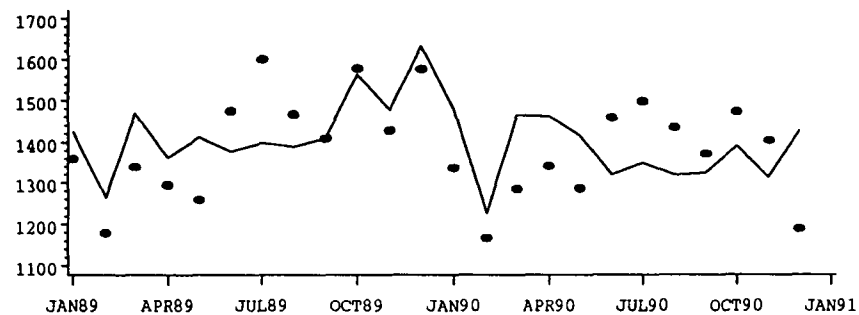
serie brute • estimee ---◇---

effets calendaires globaux et meteo



effet meteo ---◇--- effet calendaire —

serie brute, cvs

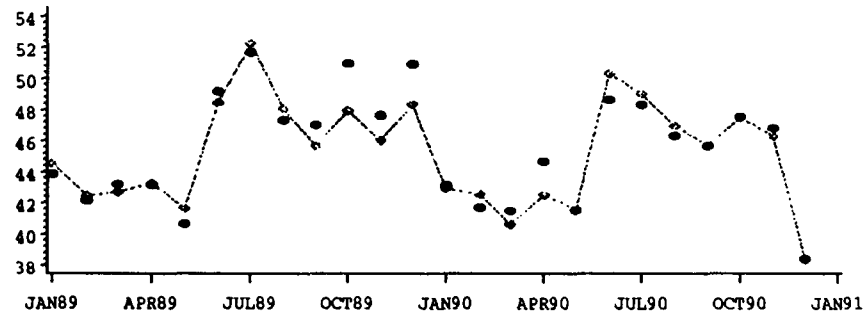


serie brute • cvs —

ACCIDENTS ROUTES NATIONALES

(moyennes journalieres)

serie brute, estimee



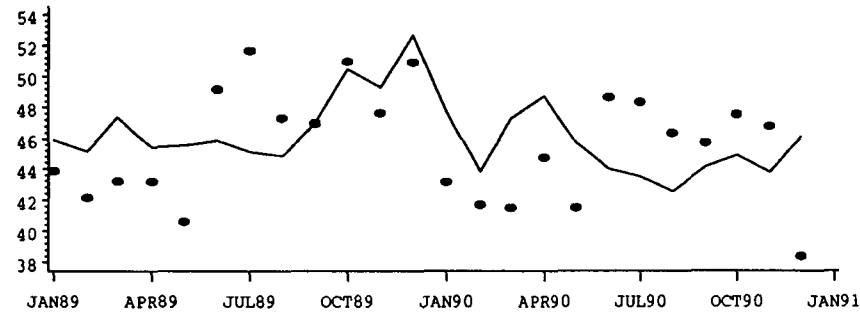
serie brute • estimee ---◇---

effets calendaires globaux et meteo



effet meteo ---◇--- effet calendaire —

serie brute, cvs

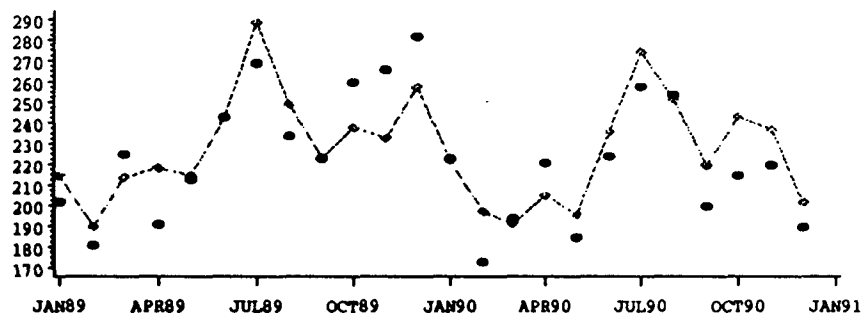


serie brute • cvs —

TUES ROUTES NATIONALES

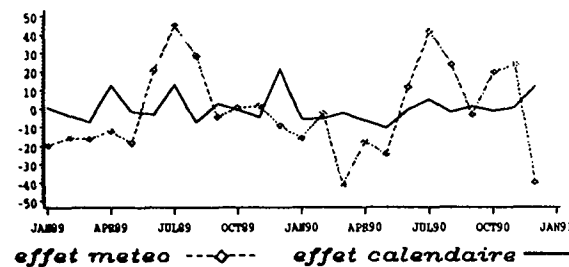
(sommés mensuelles)

serie brute, estimee



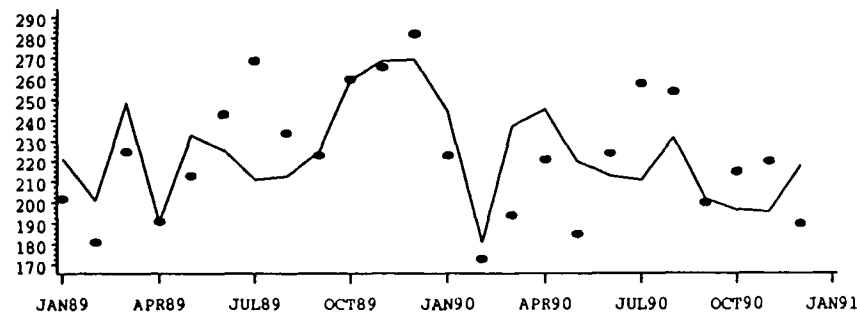
serie brute • estimee ---◇---

effets calendaires globaux et meteo



effet meteo ---◇--- effet calendaire —

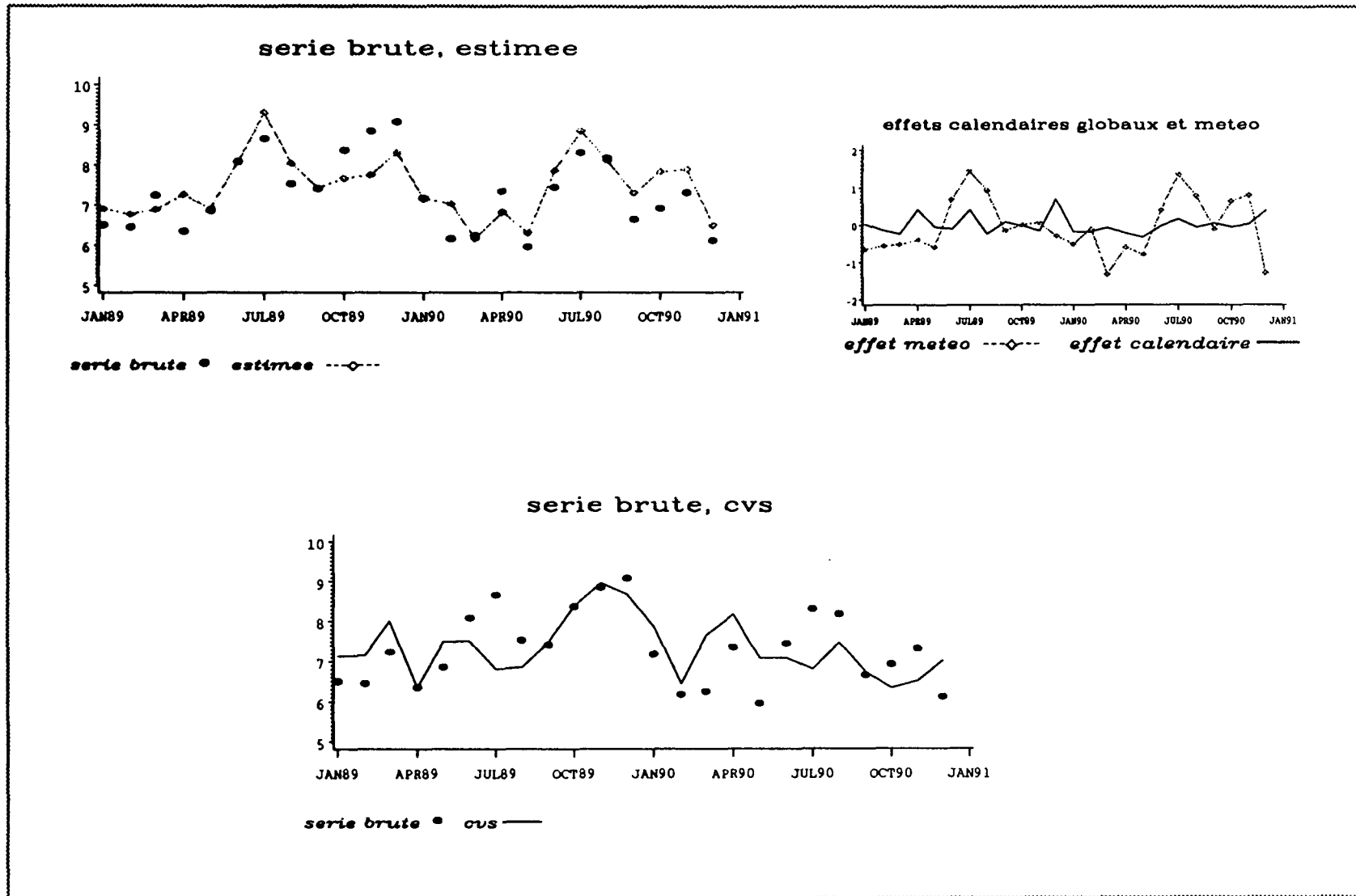
serie brute, cvs



serie brute • cvs —

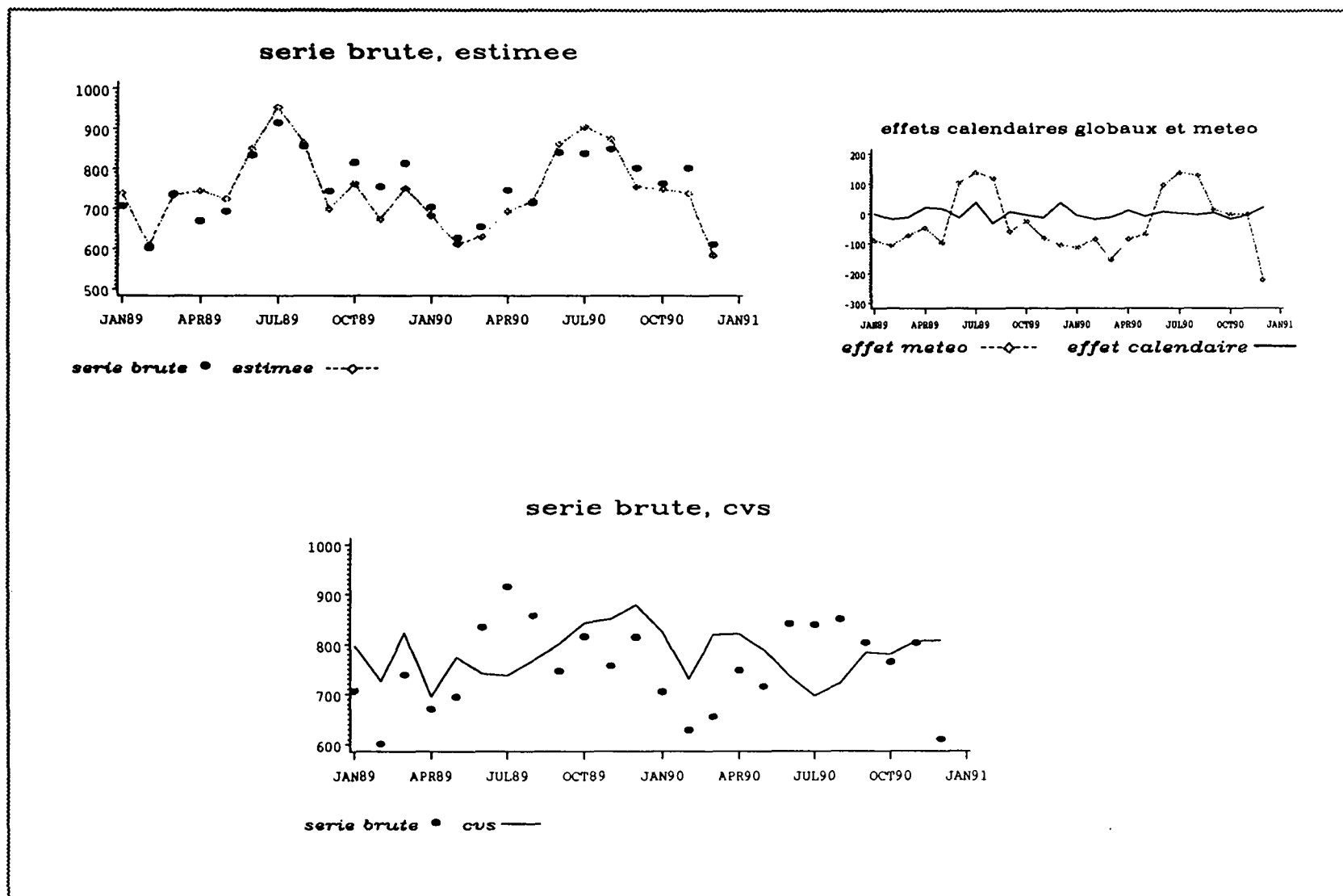
TUES ROUTES NATIONALES

(moyennes journalieres)



BLESSES GRAVES ROUTES NATIONALES

(sommés mensuelles)



BLESSES GRAVES ROUTES NATIONALES

(moyennes journalieres)

