

ACI ENVIRONMOD

Rapport de recherche

Début de la saison des pluies en zone soudano-sahélienne

A. Chaouche
ENGREF-GRESE

21 juin 2005

Introduction

L'ACI Environmod comporte un volet de modélisation spatio-temporelle de la pluie journalière dans l'aire soudano-sahélienne. Le présent rapport fait le point de mon activité de recherche dans le cadre de cette ACI. L'étude qui suit ne fait pas appel aux concepts et aux outils du spatio-temporel : tout en étant "monostation", elle a toutefois été menée dans le but de comprendre comment les formations générant de la pluie s'organisent dans l'espace. Plus précisément j'essaye de définir une date d'arrivée du "front" de la mousson en une station d'observation et, en mobilisant les stations réparties dans l'espace d'étude, de décrire la cinématique de la progression de ce front du sud vers le nord.

La date d'arrivée du "front" de la mousson, ou date de début de la saison des pluies, suscite beaucoup d'intérêt parmi les hydrologues et les agronomes qui se sont intéressés à la zone climatique soudano-sahélienne. Il est admis qu'une bonne connaissance de cette date conditionne une bonne prise de décision sur le calendrier des semis des cultures vivrières.

Les critères utilisés à ce jour pour définir un début de saison des pluies, en un site donné, sont fondés sur des notions de seuil : par exemple, on fait commencer la saison des pluies à la date de la première pluie supérieure ou égale à un seuil (Stern & al (1981), Sivakumar (1988)). La difficulté réside dans le choix du seuil : ce choix est éminemment subjectif car il est guidé par les conséquences économiques d'une sous-estimation de la date de démarrage de la saison (dans ce cas les graines ne lèvent pas parce que, ayant été semées trop tôt, elles n'ont pas été suffisamment arrosées), ou d'une surestimation (les semis intervenant trop tard, le recouvrement des cycles végétatifs des principales cultures vivrières par la saison des pluies est insuffisant durant la dernière phase critique de leur cycle végétatif). Pour palier ces risques, les auteurs définissent un **seuil ad hoc** (ou une combinaison de seuils de plusieurs variables climatiques ou agronomiques)

pour un usage ou une spéculation agricole spécifique. La notion de date de démarrage de la mousson perd ainsi tout sens physique ou statistique.

La particularité de l'étude exposée ici est :

- de définir un début de saison sur la base d'un *modèle statistique d'occurrence* des pluies **sans référence à un seuil** (autre que celui de l'observation de présence-absence de pluie). La date de démarrage de la saison des pluies en une station, ainsi obtenue, a la même objectivité que la règle de la mesure de la pluie journalière; cependant, elle reste conditionnée par le modèle choisi pour décrire l'occurrence des pluies journalières.
- d'aborder l'étude de l'organisation spatiale des débuts de saisons.

Chacune des sections suivantes

1. présente le modèle d'occurrence des pluies journalières,
2. propose une définition du début de la saison des pluies en une station,
3. décrit les données utilisées et expose des résultats,
4. tente de dégager des hypothèses ou des voies d'approche pour une modélisation spatiale (ou spatio-temporelle) de la pluie journalière.

1 Modèle de Stern & Coe d'occurrence de la pluie journalière

1.1 Modèle d'occurrence

Ce modèle a été élaboré par Stern et Coe (1981), pour décrire l'occurrence et la hauteur de la pluie journalière en une station. Seul le modèle d'occurrence de pluie est exploité au cours de la présente étude.

L'état X_t du jour t prend la valeur 0 si le jour t est sans pluie, la valeur 1 si le jour t est pluvieux.

X_t , est régie par une chaîne de Markov, dont les probabilités de transition sont :

$$\pi_0(t) = \Pr [X_t = 1 | X_{t-1} = 0]$$

$$\pi_1(t) = \Pr [X_t = 1 | X_{t-1} = 1]$$

Les paramètres du modèle sont $\pi_0(t)$, $\pi_1(t)$.

Ces paramètres ne varient pas d'une année à l'autre (cela suppose implicitement la stationnarité du phénomène d'occurrence des pluies).

1.1.1 Lien entre les probabilités de transition et la date

Une approche descriptive montre qu'en chacune des stations les fréquences empiriques de transitions $0 \rightarrow 1$ ou $1 \rightarrow 1$ croissent depuis l'installation de la mousson (vers Avril-Mai), culminent au plus fort de celle-ci (en Août), puis décroissent tout au long du retrait de la mousson.

$$E [X_t = 1 | X_{t-1} = i] = \pi_i(t) \quad i = 0, 1 \quad (1)$$

On définit φ_i par

$$\pi_i(t) = \frac{\exp(\varphi_i(t))}{1 + \exp(\varphi_i(t))} \quad (2)$$

Les relations (2) garantissent pour $\pi_i(t)$ des valeurs comprises entre 0 et 1. $\varphi_i(t)$ sera approchée par la somme des k premiers termes d'une série de Fourier

$$\varphi_i(t) = \sum_{j=0}^k \alpha_{ij} \cos\left(\frac{2\pi}{365}tj\right) + \beta_{ij} \sin\left(\frac{2\pi}{365}tj\right) \quad (3)$$

En pratique, pour les données étudiées, il ne semble pas utile d'aller au delà de deux harmoniques ; avec k fixé à 2, l'ensemble des paramètres du modèle d'occurrence est alors :

$$\{\alpha_{00}, \alpha_{01}, \beta_{01}, \alpha_{02}, \beta_{02}, \alpha_{10}, \alpha_{11}, \beta_{11}, \alpha_{12}, \beta_{12}\}$$

Soit, en tout, 10 paramètres à estimer à l'aide d'un nombre d'observations de 270×69 pour, par exemple, la station de Dedougou (270 du fait que l'on ne considérera que la portion de l'année comprise entre les dates 60 et 330, 69 étant le nombre d'années servant à l'estimation). On voit que le nombre des paramètres n'est pas excessif au regard de la masse des données.

1.2 Estimation du modèle

La méthode classique d'estimation des paramètres, utilisée par Stern et Coe, ne permet pas d'obtenir la distribution des estimateurs des probabilités de transition. Par contre une estimation bayésienne par MCMC des paramètres des paramètres α_{kl} β_{mn} permet d'approcher, d'aussi près qu'on le souhaite, les distributions des estimateurs de $\pi_0(t)$, de $\pi_1(t)$ et de $\pi_0(t) - \pi_1(t)$.

L'approche bayésienne permet par contre de tirer beaucoup plus de profit du modèle de Stern et Coe ; elle a été mise en oeuvre, sur une station pluviométrique (Dedougou, au Burkina) par Chaouche et Parent (1999). La procédure bayésienne de validation¹, par comparaison des prédictions (par ce ce modèle) aux réalisations, montre que le modèle de Stern et Coe décrit bien la pluie journalière en une station ; en particulier il rend bien compte de l'occurrence de la pluie, comme le montrent ses prédictions des longueurs de séquences sèches ou de séquences pluvieuses ou ses prédictions du nombre annuel de jours de pluie.

Ce modèle sera exploité pour construire une distribution de probabilité pour la date de début de la saison des pluies.

¹Par cette procédure, le modèle est déclaré valide, pour une statistique donnée, si la réalisation de celle-ci, observée sur les données de validation, tombe dans la partie centrale de la distribution des prédictions par le modèle (estimé à l'aide des données de callage) de cette même statistique.

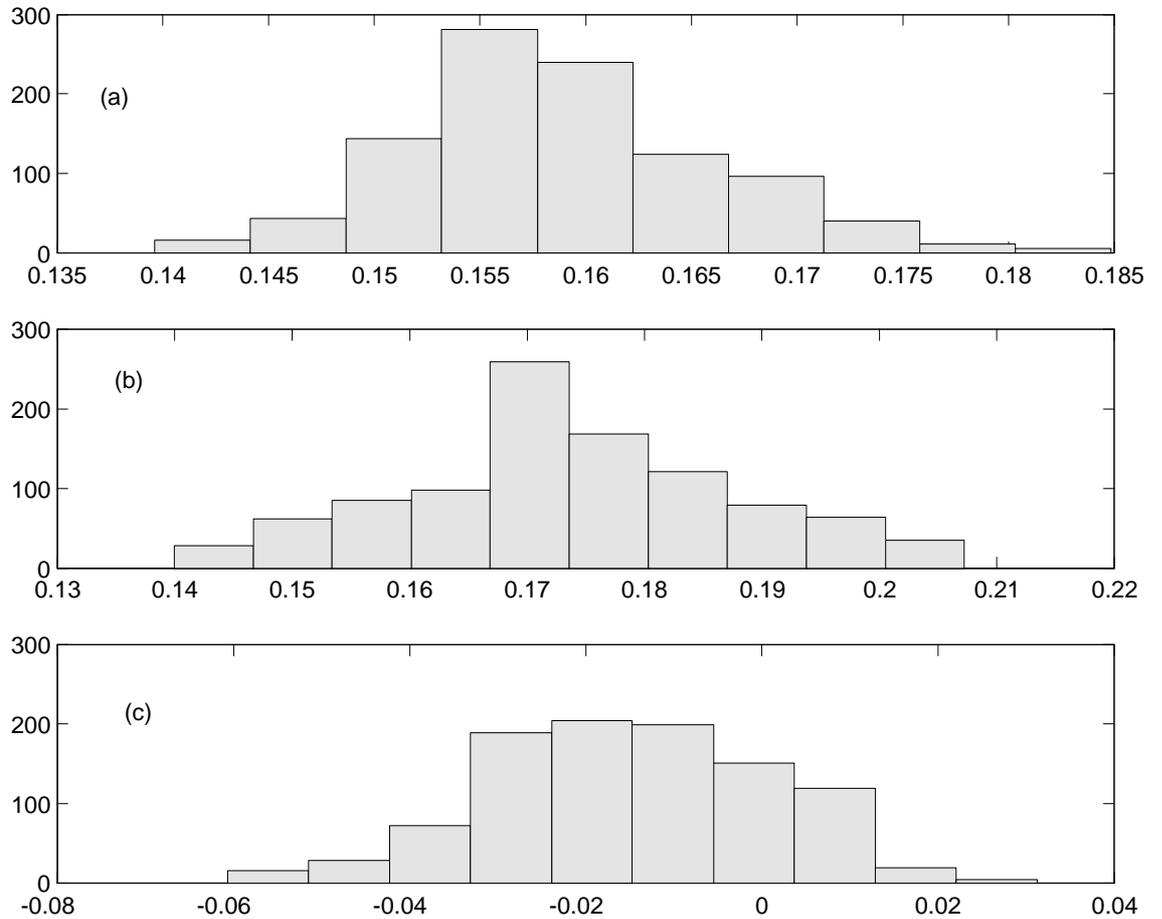


FIG. 1 –

2 Définition statistique du début de la saison des pluies en une station

Les figures 1 et 2 donnent les lois de probabilité de $\widehat{\pi}_0(t)$, de $\widehat{\pi}_1(t)$ et de $\widehat{\pi}_0(t) - \widehat{\pi}_1(t)$ pour $t=130$ (le 10 mai) et $t=160$ (le 10 juin). On constate sur la figure 1 que pour $\widehat{\pi}_0(t) - \widehat{\pi}_1(t)$, 0 est une valeur bien probable, alors que sur la figure 2 0 est très peu probable. En d'autres termes, le 10 mai à Dedougou, les probabilités de transition d'un jour sec vers un jour pluvieux ne sont pas statistiquement distinctes; alors qu'elles le sont le 10 juin.

La figure 3 représente, entre les dates 100 (10 avril) et 300 (30 octobre) l'intervalle de crédibilité (analogue de l'intervalle de confiance pour une inférence

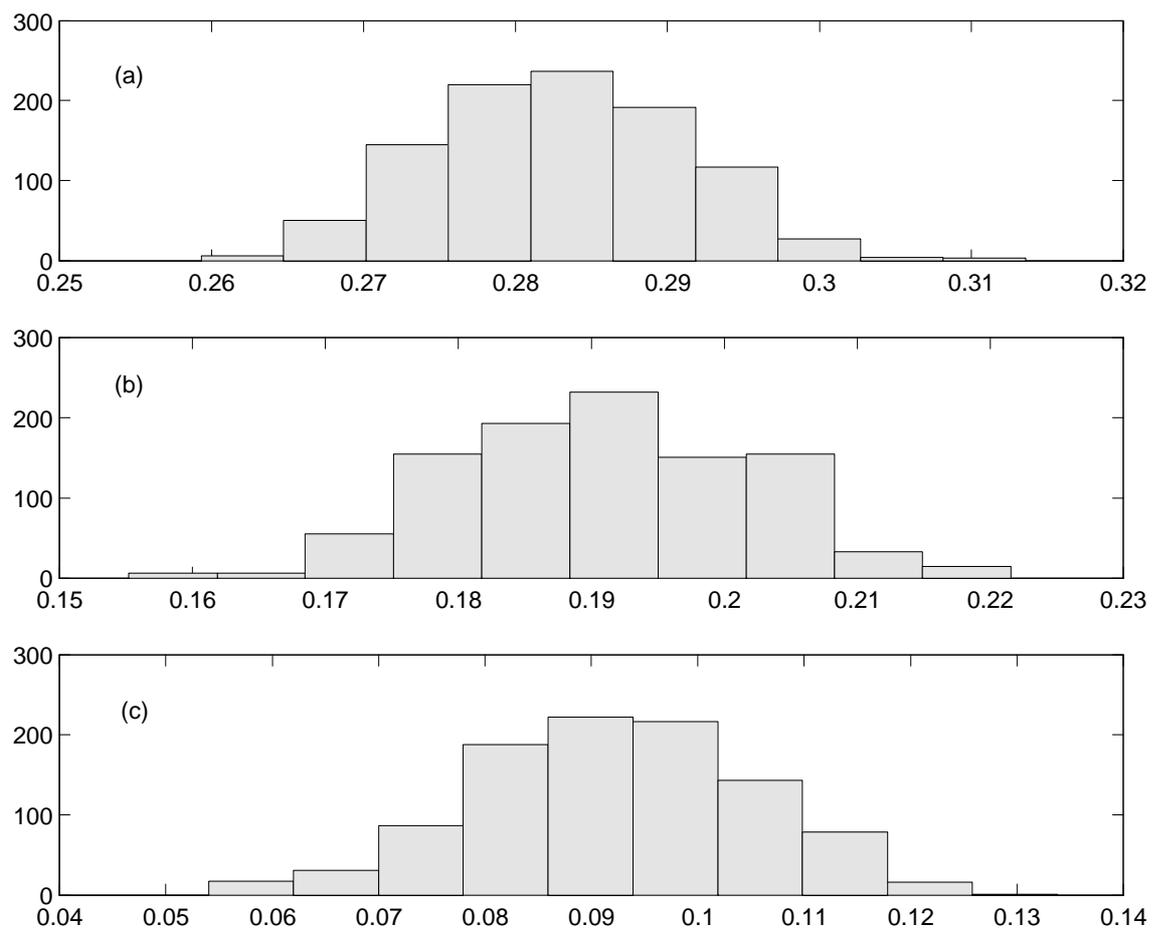


FIG. 2 –

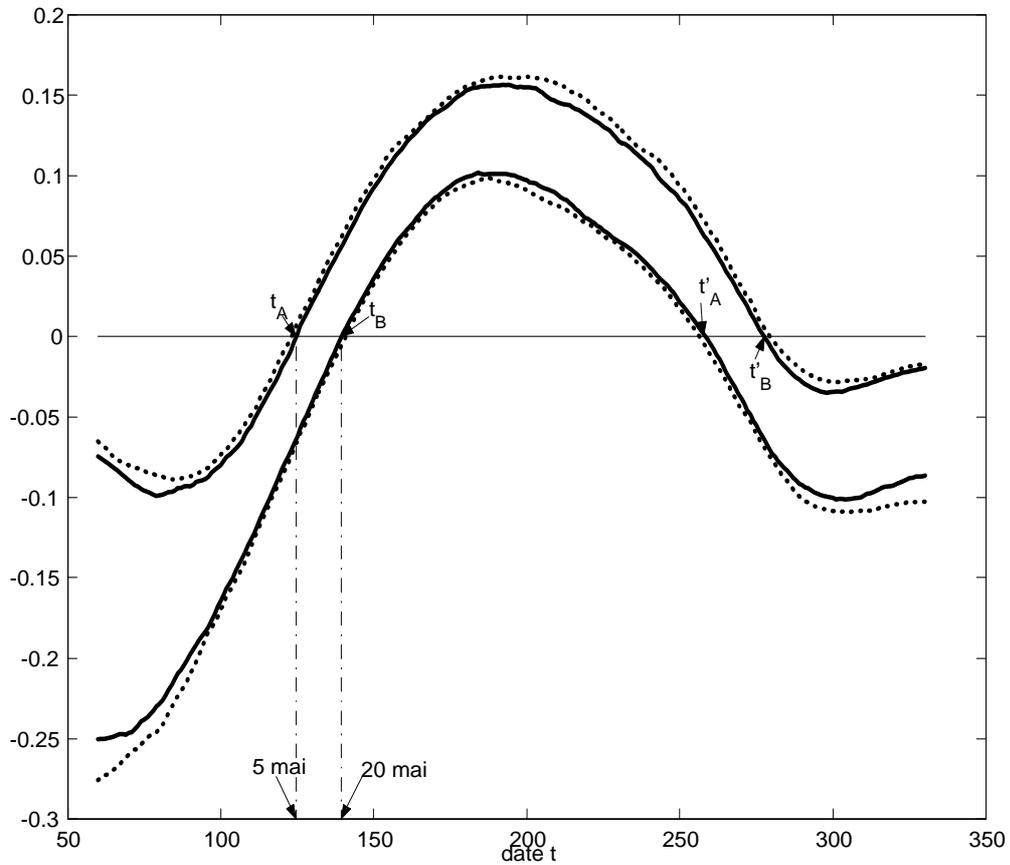


FIG. 3 –

classique) à 90% de $\pi_0(t) - \pi_1(t)$; elle montre que entre les dates 125 et 140 le processus de génération du caractère pluvieux ou sec des jours successifs perd sa propriété markovienne : ainsi entre le 5 mai et le 20 mai la connaissance de l'état (sec ou pluvieux) d'un jour n'apporte aucune information sur l'état du jour suivant. Cette situation se retrouve dans l'intervalle [255 285] (270 correspond au 30 septembre), c'est à dire au moment du reflux de la mousson. En dehors de ces deux intervalles le processus de génération du caractère pluvieux ou sec est nettement (significativement) markovien.

Les stations pluviométriques soudano-sahéliennes, auxquelles ce traitement statistique a été appliqué, exhibent des graphes semblables à celui de la figure précédente.

En limite septentrionale de la zone d'étude, on obtient des graphes dégénérés comme à Tessalit ou à Niéro-du-Sahel. Les figures 4 et 5 peuvent être interprétées

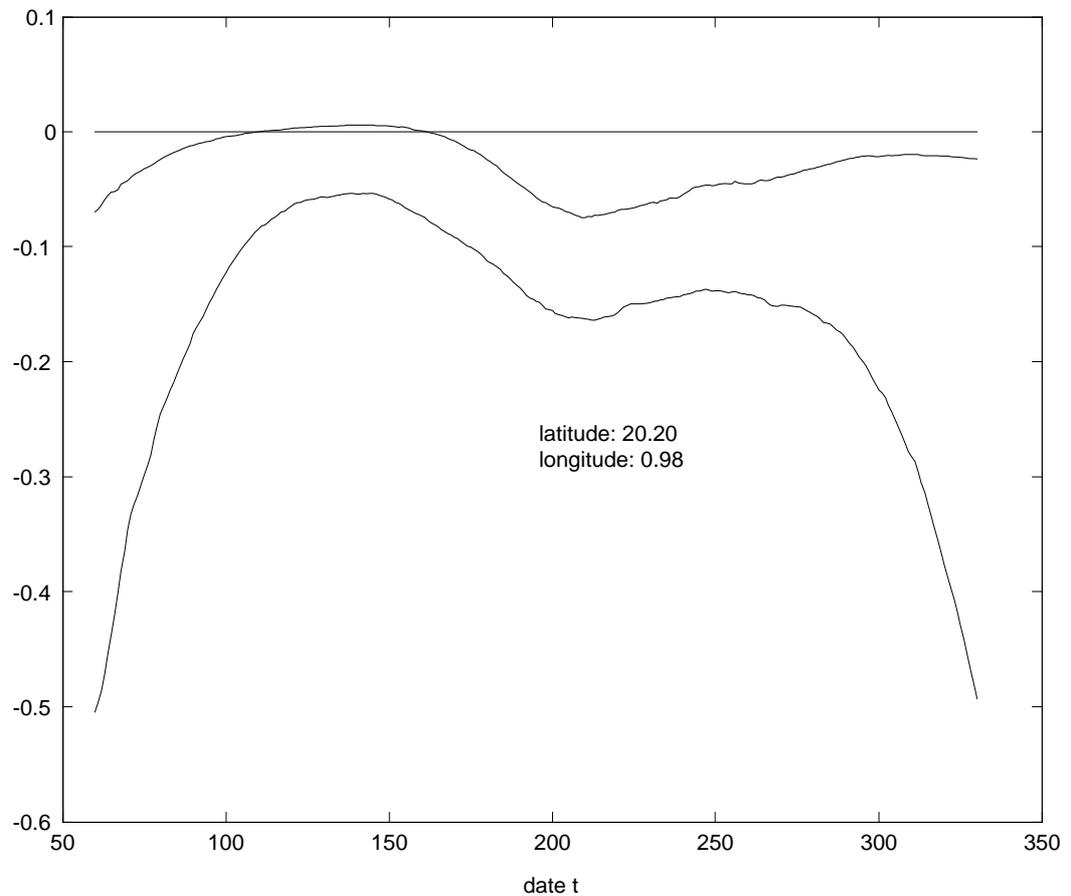


FIG. 4 –

ainsi : en ces stations pré-sahariennes la mousson ne s’installe pas vraiment ; au mieux elle affeure et se retire comme elle le fait dans l’intervalle $[t_A t_B]$ d’une station plus méridionale et mieux arrosée, telle que Dedougou.

2.1 Définition d’une date d’arrivée et d’une date d’installation de la mousson en une station donnée

Reportons-nous à la figure 3 et considérons l’intersection de la droite d’ordonnée 0 et du tube de crédibilité ; cette intersection se compose de deux intervalles $[t_A t_B]$, $[t'_A t'_B]$: nous nous intéressons au début de la saison donc à $[t_A t_B]$ ensemble des dates t pour lesquelles $\pi_0(t) - \pi_1(t)$ n’est pas significativement différent de 0.

On peut interpréter cet intervalle comme étant celui qui contient avec une

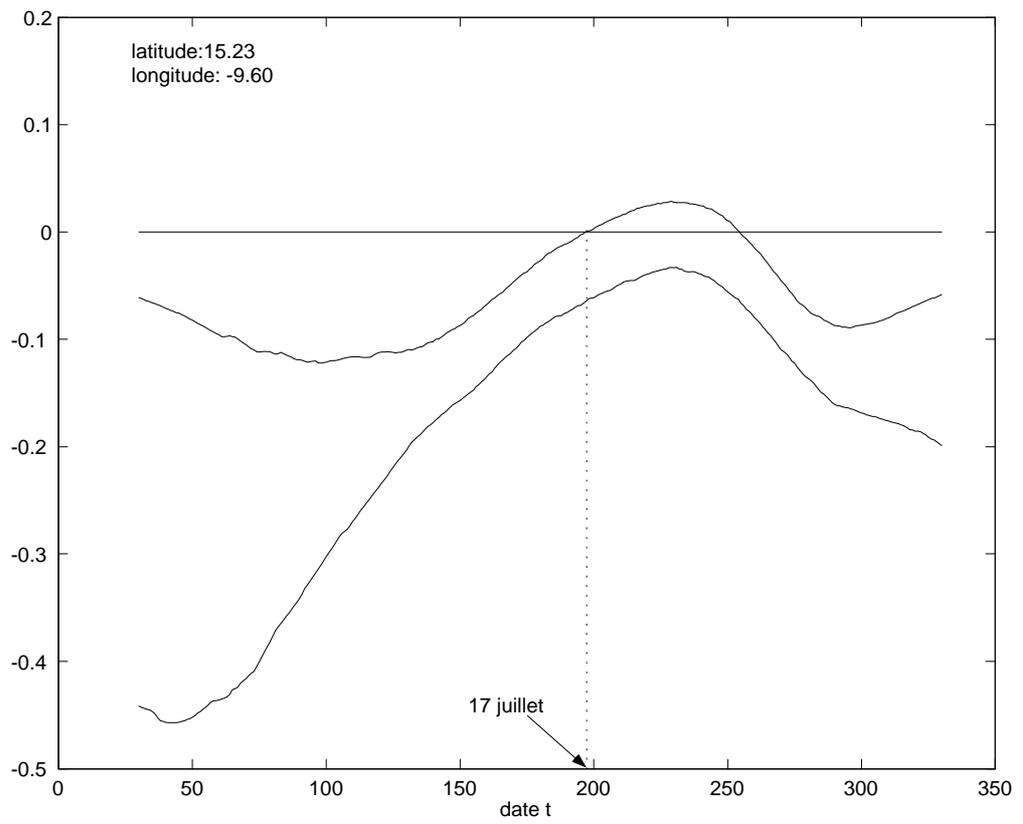


FIG. 5 –

probabilité de 90% la date de début de la saison des pluies.

On pourrait qualifier le bord inférieur de cet intervalle de *date d'arrivée* et le bord supérieur de *date d'installation* de la mousson.

Remarque 1 *On constate que le passage d'un degré de crédibilité de 90% à 95% n'a qu'une faible répercussion sur l'intervalle précédent; ce choix arbitraire du degré de crédibilité ne semble pas affecter beaucoup les grandeurs appelées date d'arrivée et date d'installation de la mousson. Les définitions proposées semblent ainsi échapper à cette source possible de subjectivité.*

3 Données

Les données utilisées sont les pluies journalières provenant de toutes les années complètes entre les dates 60 (1er mars) et 330 (30 novembre) des stations du Burkina, du Mali et du Niger, présentant au moins 40 années complètes. Ces stations sont au nombre de 116. Leur liste et leurs coordonnées sont fournis en annexe.

4 Résultats

4.1 Loi de probabilité de la date de démarrage de la saison des pluies

En utilisant les lois de $\pi_0(t) - \widehat{\pi_1(t)}$ **il est possible de construire une loi de probabilité qu'un jour soit le début de la saison des pluies.** La figure 6 montre une telle distribution pour Dedougou.

De façon analogue, il est possible de construire la distribution des dates de fin de la saison des pluies.

Si aucun modèle n'est adopté et si l'on définit le début de la saison comme étant le premier jour de l'année durant lequel il a été observé une pluie supérieure ou égale à un seuil, et si, par souci de cohérence avec ce qui précède, on se restreint à des dates plus grandes que 60, on obtient, pour la même station, les distributions empiriques suivantes : (figure 7)

L'approche sans modèle d'occurrence (avec les seuils choisis, qui sont assez primaires pour un usage agronomique) fournit une répartition des dates de début de la saison bien plus dispersée et peu réaliste (une expertise minimale du climat de la station analysée fait rejeter un début de saison inférieur à 120!)

Une simple comparaison visuelle des figures 6 et 7 plaide en faveur du modèle de Stern et Coe, et de sa mise en œuvre bayésienne, pour une détermination objective et opérationnelle du début de la saison des pluies; opérationnelle parce qu'elle fournit une loi de probabilité de la variable "début de saison", utilisable dans un modèle décisionnel sur la date des semis.

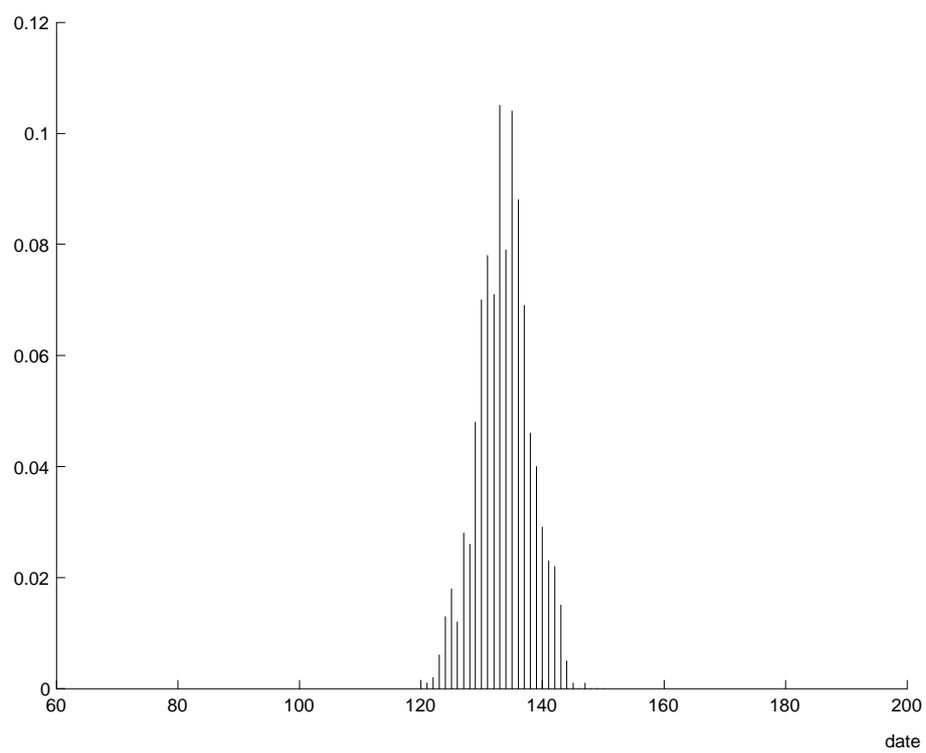


FIG. 6 – Distribution de la date de début de saison des pluies à Dedougou, dérivant du modèle de Stern et Coe d'occurrence des pluies journalières.

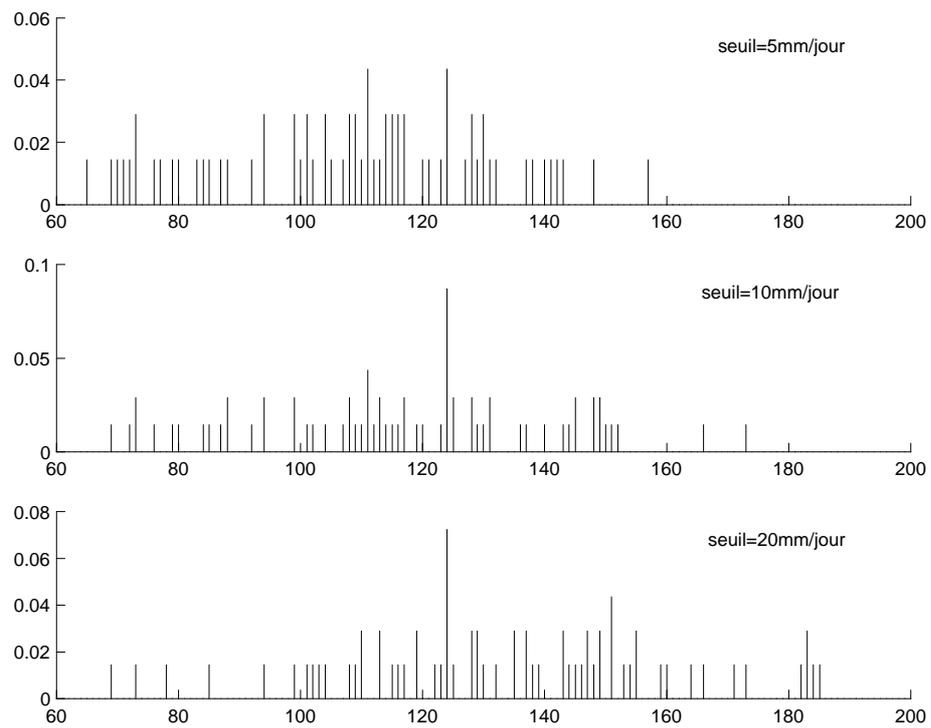


FIG. 7 – Répartitions empiriques des dates de début de saison des pluies à Dedougou, dates définies comme la première occurrence d'une pluie journalière supérieure à un seuil choisi.

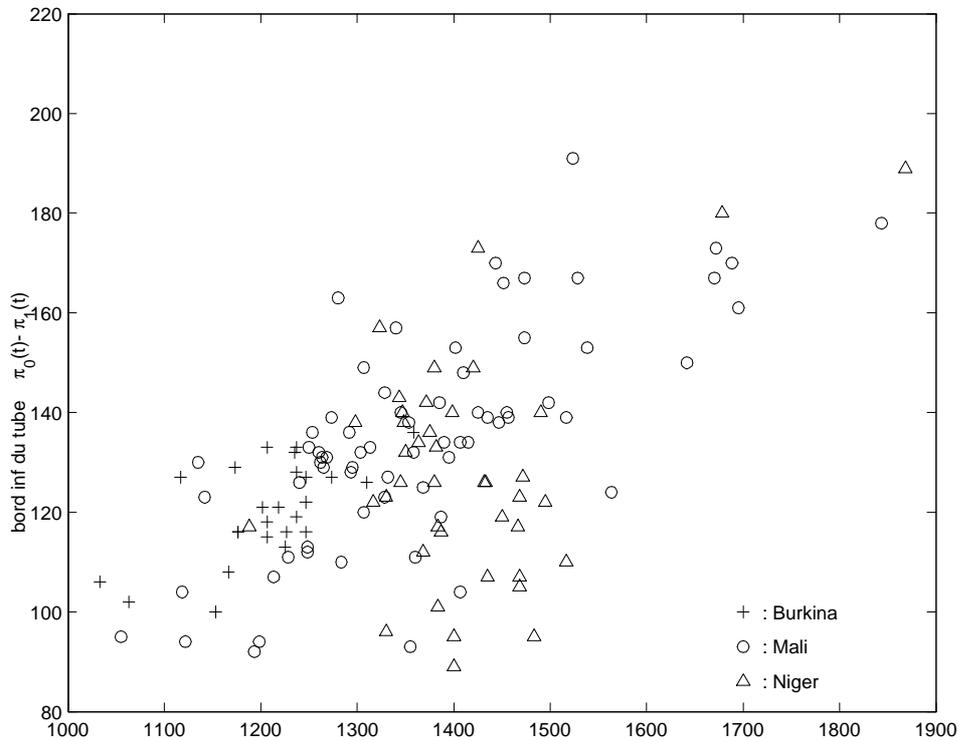


FIG. 8 – En abscisse la latitude; en ordonnées le quantile 10% de la loi de probabilité de la date de début de la saison des pluies.

4.2 Organisation spatiale de la date de début de la saison des pluies

La figure 8 montre le nuage (latitude, date d'*arrivée* de la mousson).

La figure 9 montre le nuage (latitude, date d'*installation* de la mousson).

Les axes des nuages de points des figures 8 et 9 suggèrent une progression du front de la mousson, linéaire par rapport à la latitude. Mais il ne faut s'imaginer que ce front possède une réalité physique; il s'agit plutôt d'une existence statistique: à une date donnée, d'une présence aléatoire d'une capacité ou d'un potentiel de pluie; l'aléa étant de plus en plus accusé (augmentation de la variance s'accompagnant d'une diminution de moyenne avec la la latitude).

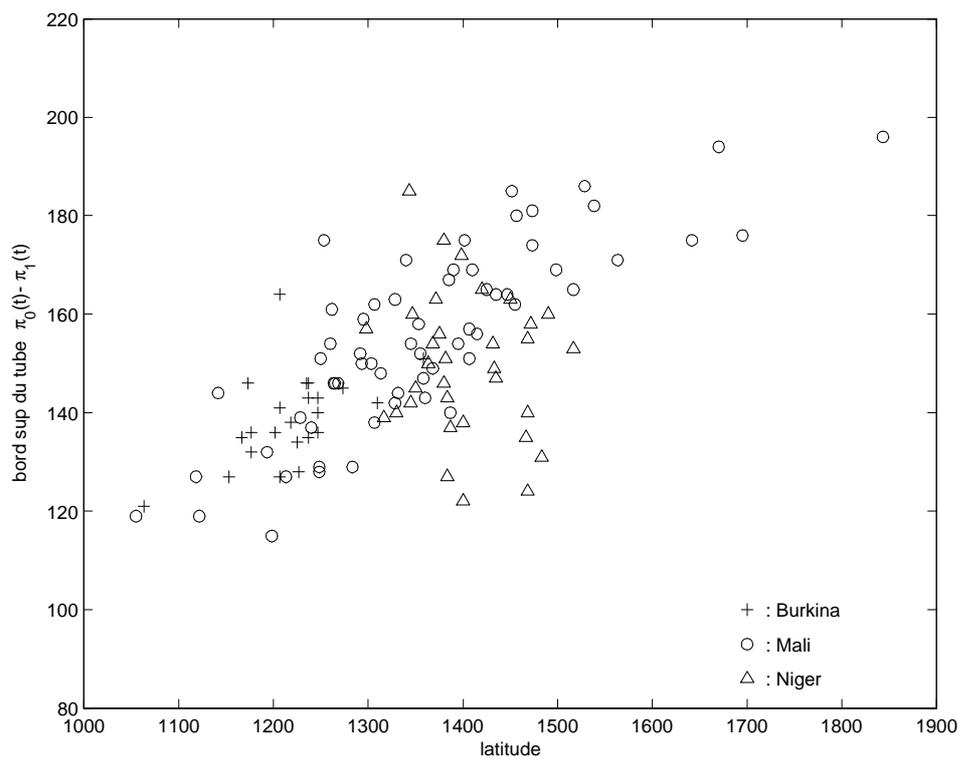


FIG. 9 – En abscisse la latitude; en ordonnées le quantile 90% de la loi de probabilité de la date de début de la saison des pluies.

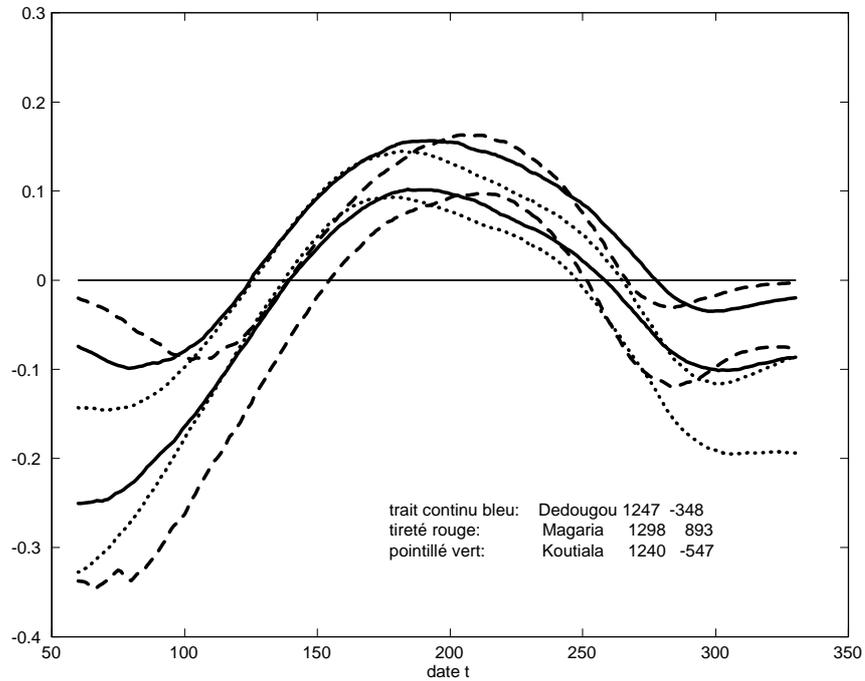


FIG. 10 –

5 Questions ouvertes

- Stationnarité des régimes markoviens? On peut commencer par examiner si la modification observée dans les hauteurs de pluie aux alentours de 1967-1968 a affecté aussi l'occurrence des pluies?
- Y-a-il un effet géographique autre que la latitude (longitude par exemple ou altitude) sur la date de début de la saison des pluies?

La figure 10 représente trois stations proches en latitude et assez distinctes ou éloignées en longitudes. DE cette description, limitée à ces trois stations, il ne ressort pas d'effet flagrant de la longitude sur les dates de début de la saison des pluies. Cette question reste à creuser en commençant par traiter un plus grand nombre de stations.