

Prévisibilité des faux-départs de saison agricole au Sahel

Seyni SALACK, Koufanou HIEN, Namo K. Z. LAWSON,
Inoussa A. SALEY, Jean-Emmanuel PATUREL, Moussa WAONGO

Introduction

L'analyse de la pluviométrie en zone sahélienne montre qu'à partir des années 1990, les saisons pluvieuses présentent un caractère mixte d'évènements extrêmes pluviométriques (SALACK *et al.*, 2016). Outre des pluies intenses, la distribution des évènements pluvieux est jalonnée de longues poches de sécheresse en début ou en fin de saison. Ces évènements erratiques, associés à la distribution de la pluviométrie intra-saisonnière, peuvent avoir des impacts très sévères sur les systèmes de production agricole. Considérés comme des « extrêmes pluviométriques », ils peuvent également créer des conditions extrêmement contraignantes pour les producteurs dans la gestion et la planification de leurs travaux agricoles. Les extrêmes pluviométriques les plus récurrents au Sahel sont les « faux-départs de saison agricole », les pauses pluviométriques extrêmes, les pluies diluviennes et les fins précoces de saison des pluies. L'occurrence d'un de ces facteurs ou la combinaison de plusieurs d'entre eux au cours d'une saison culturale complique la planification et la gestion de l'agriculture de subsistance des petites exploitations familiales. De tous les extrêmes pluviométriques, les faux-départs (FD) des saisons font l'objet d'une attention particulière en raison de leur rôle dans la qualité de la saison agricole.

En effet, au Sahel, le début de la saison des pluies est généralement caractérisé par une succession d'évènements isolés de précipitations, suivis parfois de poches de sécheresse plus ou moins longues. Parfois, les producteurs observent des pauses pluviométriques à la suite d'une pluie suffisamment importante pour qu'ils aient décidé

de semer. Si cette pause pluviométrique est trop longue, cela constitue un « faux-départ » de la saison agricole (ATI *et al.*, 2002 ; SULTAN *et al.*, 2005 ; SALACK *et al.*, 2014). Un FD entraîne un stress hydrique pouvant provoquer l'assèchement de la terre arable, empêchant la germination ou l'émergence de plantules (ATI *et al.*, 2002), ou causant l'avortement des semis. Les agriculteurs sont alors obligés de replanter ou de repiquer une partie des plantes perdues (MARTEAU *et al.*, 2010 ; SÖNNERT, 2014). Par conséquent, l'identification d'un évènement de FD est capitale pour les producteurs et il implique deux évènements liés à la pluie : en début de saison, une première pluie efficace (FER), et une pause pluviométrique extrême (xDS). La FER est la première pluie dont le cumul journalier est supérieur à l'évapotranspiration journalière locale. Dans le Sahel ouest-africain, LAWSON (2018) définit la FER comme étant le premier évènement pluvieux survenant avant la fin du mois de juillet avec un cumul journalier supérieur ou égal au 20^e percentile des évènements pluvieux d'une saison. Selon cette définition, une analyse des données historiques de précipitations (1960-2016) pour l'ensemble du Sahel a permis d'identifier une valeur-seuil minimale de FER à 9,75 mm. Cette valeur peut être plus importante en fonction des précipitations et de la qualité humide/sèche de chaque saison des pluies. Avec la recrudescence d'évènements pluviométriques extrêmes due au réchauffement climatique régional (LY *et al.*, 2013 ; SALACK *et al.*, 2016), la prévision des FD de saison culturale permettrait de connaître les dates optimales de semis en milieu paysan. Mais les évènements de FD sont-ils prévisibles ? Pour répondre à cette question, il est nécessaire d'identifier les facteurs dynamiques et thermodynamiques de l'atmosphère qui expliquent leur occurrence.

Relations entre les températures de surface des bassins océaniques et l'occurrence des faux-départs

À l'intérieur de la sous-région ouest-africaine, la variabilité intra-saisonnière de la pluviométrie est affectée par le forçage local des masses d'air sèches sahariennes (SMITH *et al.*, 2012), par les aérosols polluants (KNIPPERTZ *et al.*, 2015) et par des caractéristiques de la circulation à l'échelle régionale, à savoir la position latitudinale de la zone de convergence intertropicale (ZCIT) (LÉLÉ et LAMB, 2010), la dépression thermique saharienne (LAVAYSSE *et al.*, 2010), la variabilité des caractéristiques de la circulation des basses couches atmosphériques, et les jets est-africains et est-tropicaux (NICHOLSON, 2009). Tous ces facteurs de forçage, internes au climat du continent, interagissent avec les états de couverture du sol et les températures de surface des océans globaux (SST) pour jouer un rôle majeur dans l'installation et l'intensité de la mousson ouest-africaine aux échelles intra-saisonnières, interannuelles et inter-décennales (GIANNINI *et al.*, 2013). Selon les travaux de SALACK *et al.* (2016), à l'échelle saisonnière, les bassins océaniques les plus influents pour le

début de la saison des pluies, l'intensification de la mousson, la répartition des pluies et la fin de la saison des pluies au Sahel sont l'Atlantique nord subtropical (sub_NATL, 10-40° N, 15-75° O), l'Atlantique extratropical nord de l'hémisphère Nord (NH_NATL, 30-75° N, 15-75° O), la mer Méditerranée (MEDIT, 0-35° E, 30-44° N), l'Atlantique équatorial (Eq_ATL, 5° S-5° N, 40 W-15° E), l'Atlantique sud (SH_ATL, 10° S-0° N, 20° O-10° E), l'océan Indien équatorial oriental (Eq_IND, 15° S-15° N, 50-90° E) et le Pacifique équatorial (NiNo3.4, 5° S-5° N, 170° O-120° O). L'influence des SST de ces bassins océaniques varie selon les régions considérées. En effet, une analyse réalisée sur quatre sites pilotes (fig. 1) du projet APTÉ-21/FSP-Agricora (« Applications des prévisions climatiques et pratiques agricoles dans la traduction des événements pluviométriques extrêmes du XXI^e siècle en zones à risques ») montre des coefficients de corrélations entre le cumul pluviométrique de la première pluie efficace et les anomalies de SST des bassins océaniques qui varient selon les sites (tabl. 1). Si, à la station de Bakel, les corrélations sont faibles et non significatives, au niveau de Bolgatanga, Dano et Ouahigouya, le cumul de la FER est corrélé aux anomalies des SST d'un ou plusieurs bassins. Ainsi, l'influence des bassins océaniques sur les quantités de pluie observées en début de saison est inégale et dépend d'autres paramètres liés à la dynamique atmosphérique.

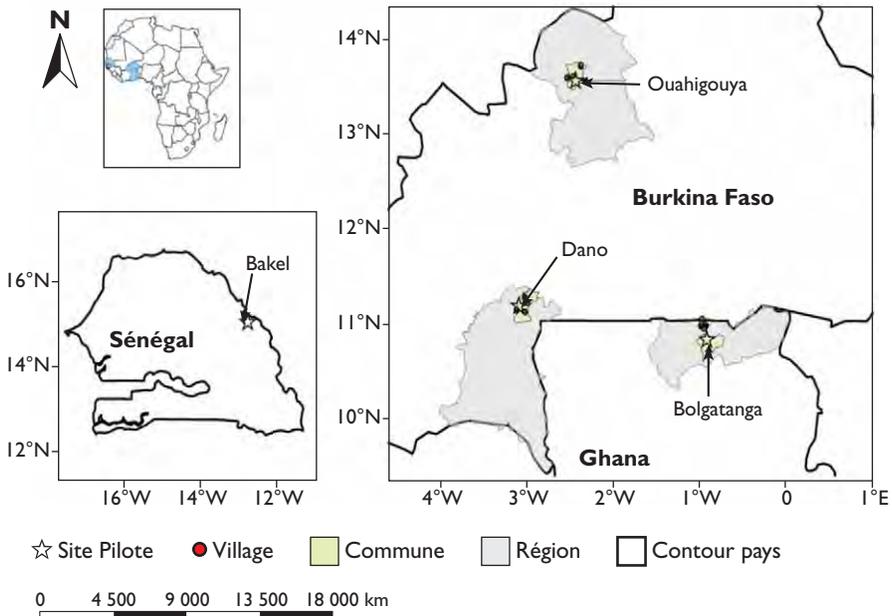


Figure 1.

Figure 1 – Localisation des sites de mise en œuvre du projet APTÉ-21. Les sites pilotes sont Bakel (Sénégal), Dano et Ouahigouya (Burkina Faso) et Bolgatanga (Nord-Ghana). Les champs de démonstration (ou champs-écoles agroclimatiques) sont répartis dans 9 villages autour des communes de Dano, Bolgatanga et Ouahigouya respectivement.

Tableau 1.
Corrélation entre anomalies des températures de surface des bassins océaniques
et cumul de la première pluie efficace (> 9,75 mm).

Station	Sub.Atlan	NH.Atlan	Nin01.2	Nin03.4	Méditerranée	Éq.Atlan	Éq.Indien	SH.Atlan
Dano	-0,27	-0,38*	0,11	0,38*	-0,24	-0,26	0,14	-0,35
Ouahigouya	0,21	-0,03	0,25	0,34	0,32	-0,08	0,52*	-0,07
Bakel	-0,14	-0,13	-0,09	0,03	0,16	0,00	0,07	0,01
Bolgatanga	0,21	0,10	0,42*	0,08	0,43*	0,44*	0,34	0,35

*Significatif au seuil de 5 % selon un test t de Student apparié

Les autres prédicteurs potentiels

La saison des pluies commence lorsque le contraste d'énergie de surface entre l'océan et le continent transforme les flux des vents tropicaux d'est et de nord-est (au sud de l'équateur) en flux de sud-ouest, favorisant l'incursion de l'humidité de l'océan à l'intérieur des terres. Ainsi, le début des saisons des pluies est lié au déplacement latitudinal de la zone de convergence intertropicale (ZCIT) qui passe d'une position quasi stationnaire à 5° N en mai-juin à une position quasi stationnaire à 10° N en juillet-août (SULTAN et JANICOT, 2003 ; LÉLÉ et LAMB, 2010). Au Sahel, cette étape correspond à des modifications majeures de la circulation atmosphérique dans les basses couches en lien avec le développement de la mousson. Dans la période de mai-juin, la mousson se déclenche et la saison des pluies se trouve entre les phases « Pre-onset » et « Onset » (JANICOT *et al.*, 2008). Entre ces deux périodes, il y a une fluctuation du taux d'humidité dans les basses couches atmosphériques (COUVREUX *et al.*, 2010). L'amplitude maximale de cette fluctuation se produit pendant la période précédant l'installation de la mousson (Onset) et aussi, dans une moindre mesure, pendant le retrait de la mousson (Cessation) correspondant à la fin de la saison (JANICOT *et al.*, 2008). Cette forte variabilité résulte d'une interaction des phénomènes de convection humide, des ondes d'est, de l'intrusion d'air sec et des flux d'humidité provoquant parfois une succession d'événements isolés de fortes pluies suivis de longues poches de sécheresse, ou pauses pluviométriques (COUVREUX *et al.*, 2010 ; SALACK *et al.*, 2014).

Pour suivre les intrusions d'humidité et la dynamique atmosphérique dans les périodes pouvant causer des FD en début de saison, nous identifions des variables telles que l'eau précipitable, les températures du point de rosée et les composantes zonales et méridiennes du vent. L'eau précipitable (Pw) est la quantité d'eau qui pourrait

être obtenue si toute la vapeur d'eau contenue dans une colonne d'air était condensée et précipitée sous forme de pluie. Au sol, les traces de la ZCIT sont délimitées à l'aide de l'isotherme 15 °C de la température du point de rosée (LÉLÉ *et al.*, 2010), combiné au zéro de la composante méridienne du vent de surface.

Modèle statistique de prévision des faux-départs

Pour définir un FD, nous employons sur les séries de pluies journalières un algorithme d'extraction combinant les critères suivants : 1) entre le 15 mars et le 15 juillet, extraire la date du 1^{er} jour où la quantité de pluie journalière efficace (FER) est supérieure ou égale à 9,75 mm ; 2) à partir de la date du FER, extraire la date de début (STDATE) et la longueur de la pause pluviométrique supérieure ou égale à 10 jours (xDS). Si la longueur de la xDS \geq 10 jours et sa STDATE se trouvent dans la même semaine que la date de FER, une semaine après ou deux semaines suivantes, alors la date de la 1^{re} pluie qui correspond au FER est un FD. Lorsqu'une saison ne respecte pas ce critère, elle est considérée comme une année sans FD. Le tableau 2 résume les périodes et les années ayant enregistré des FD selon le critère d'extraction de FD appliqué aux séries de pluies journalières de 1970-2010.

Tableau 2.
Périodes d'occurrence probable des faux-départs dans les sites du Burkina Faso, du Sénégal et du Nord-Ghana.

Station	Semaine (#)	Intervalle (# Semaine)	Année à faux-départ (1970-2010)
Bakel	24	[21 ; 27]	1970 ; 1974 ; 1976 ; 1979 ; 1980 ; 1983 ; 1986 ; 1990 ; 1991 ; 1992 ; 1996 ; 1998 ; 2001 ; 2004 ; 2005 ; 2006 ; 2007 ; 2008 ; 2010
Bolgatanga	16	[15 ; 18]	1977 ; 1978 ; 1980 ; 1983 ; 1984 ; 1985 ; 1986 ; 1988 ; 1989 ; 1990 ; 1991 ; 1996 ; 1997 ; 1998 ; 2001 ; 2003 ; 2005 ; 2007 ; 2009
Dano	16	[13 ; 19]	1971 ; 1973 ; 1974 ; 1975 ; 1976 ; 1979 ; 1980 ; 1982 ; 1983 ; 1986 ; 1988 ; 1989 ; 1990 ; 1993 ; 1996 ; 2000 ; 2001 ; 2002 ; 2003 ; 2005 ; 2006 ; 2007
Ouahigouya	20	[16 ; 24]	1971 ; 1973 ; 1974 ; 1981 ; 1982 ; 1984 ; 1989 ; 1992 ; 1994 ; 1995 ; 1996 ; 2001 ; 2005 ; 2006 ; 2007 ; 2008 ; 2010

Nous faisons l'hypothèse que l'occurrence (non-occurrence) d'un FD est une variable catégorique non ordonnée et dépendante des conditions océaniques et atmosphériques. Elle peut prendre les valeurs dichotomiques 1 (occurrence d'un FD) et 0 (non-occurrence d'un FD). Ainsi, pour prévoir les FD, nous utilisons une régression logistique ou modèle binomial bien adaptée à la modélisation d'une variable dichotomique. Selon SHAFER et FUELBERG (2008) et LAWSON (2018), les régressions logistiques sont ajustées aux prédicteurs binaires selon une équation qui peut être résolue à l'aide d'une fonction monotone *logit* définie par :

$$\text{logit}(P_i) = \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = b_0 + b_1x_1 + \dots + b_kx_k \quad (1)$$

$$\text{avec } P_i = \frac{\exp(b_0 + b_1x_1 + \dots + b_kx_k)}{1 + \exp(b_0 + b_1x_1 + \dots + b_kx_k)} \quad (2)$$

P_i est la probabilité résultant de l'ensemble des prédicteurs (x_1, x_2, \dots, x_k). L'application de la transformation *logit* relie le log du rapport de cotes ($P/(1-P)$) à la combinaison linéaire des prédicteurs (SHAFER et FUELBERG, 2008 ; RAJEEVAN *et al.*, 2012) pour générer une variable de réponse latente et non observable. Les paramètres b_k (b_0, b_1, \dots, b_k) forment un vecteur de paramètres, associés aux prédicteurs, qui sont estimés en maximisant une fonction de log-vraisemblance à l'aide de méthodes itératives (WILKS, 2006). L'équation (1) garantit que les probabilités demeurent dans l'intervalle $[0, 1]$ et que la relation entre les prédicteurs et le prédicteur suit une fonction de distribution de Bernoulli.

Le prédicteur (équation 1) est la probabilité d'une occurrence (non-occurrence) d'un évènement de FD par saison grâce à l'intervention des prédicteurs, avec effet aléatoire. Les prédicteurs sont les températures des bassins océaniques (SST), l'eau précipitable (P_w), la température du point de rosée (T_d) à 1 000 hPa, les composantes zonales et méridiennes du vent. Pour prévoir un évènement de FD, chaque site (Bakel, Bolgatanga, Dano, Ouahigouya) est traité individuellement afin de capter l'effet de chaque prédicteur sur la variabilité locale des FD. Ainsi, chaque variable explicative est considérée comme un prédicteur candidat jusqu'à ce qu'un test ANOVA détermine son importance à contribuer au signal du prédicteur. En raison de l'influence variable des différents bassins océaniques identifiés sur les localités étudiées, seul le bassin océanique dont la contribution à la régression logistique est significative au seuil de 5 % selon le test Chi2 sera gardé dans la suite de la construction du modèle de prévision d'un FD. Les données d'entrée de SST proviennent du Centre national des données climatiques (NOAA-NCDC-OISST, REYNOLDS *et al.*, 2007), tandis que les variables P_w , T_d et les composantes du vent sont extraites des analyses ERA-Intérim (DEE *et al.*, 2011) du Centre européen pour les prévisions météorologiques à moyen terme (ECMWF).

On compare la prévision P_i aux observations binaires de FD en plafonnant ses valeurs supérieures à 0,5 en 1 et celles inférieures ou égales à 0,5 en 0 pour recons-

tituer un vecteur dichotomique et calculer les indices de vérification suivant une table de contingence à deux entrées (FD observés *versus* FD simulés). Ainsi, la réussite de la prévision est évaluée à l'aide d'un diagramme de performance (ROEBBER, 2009) et des paramètres d'une courbe ROC (*Receiver Operating Characteristic*) construite sur la base des taux de réussite et de fausses alertes. La diagonale de la courbe ROC indique qu'une prévision ne produit aucune information. L'aire sous la courbe ROC est normalisée par rapport à la surface totale de la figure, de sorte qu'une prévision parfaite a une surface égale à 1 et une courbe située le long de la diagonale a une surface de 0,5. Lorsque la courbe ROC est située en dessous de la diagonale, la prévision est mauvaise. Par ailleurs, les scores du diagramme de performance de ROEBBER (2009) sont basés sur les indices de vérification suivants : 1) la probabilité de détection (POD) qui est la proportion d'évènements correctement prévus (POD varie de 0 à 1 ; POD = 1 signifie que l'évènement prévu est observé) ; 2) le rapport de succès (SR) qui est 1 moins le taux de fausses alertes (SR varie entre 0 et 1 ; une prévision est parfaite lorsque SR = 1) ; 3) le biais de fréquences ou BIAS qui est le rapport du nombre total d'évènements prévus et le nombre d'évènements observés (BIAS > 1 signifie une surestimation et BIAS < 1 caractérise une sous-estimation) ; 4) l'indice de succès critique (CSI) qui est le nombre d'évènements prévus par hasard (CSI va de 0 pour une mauvaise prévision à 1 pour une bonne prévision).

Résultats et discussion

Quoique l'occurrence d'une xDS soit négativement (positivement) corrélée à la qualité excédentaire (déficitaire) d'une saison (SALACK *et al.*, 2014), il n'y a pas de lien avéré entre l'occurrence d'un FD et le fait qu'une saison météorologique soit relativement sèche ou humide (HIEN, 2019). Néanmoins, les résultats d'enquêtes en milieu paysan (MARTEAU *et al.*, 2014) et des simulations à l'aide d'un modèle de cultures (LAWSON, 2018 ; HIEN, 2019) montrent que les besoins en eau des cultures ne sont pas satisfaits. Ainsi, on peut observer une déficience de moins de 30 % de satisfaction en eau pour le mil et le maïs dans les périodes suivant l'occurrence des FD. Cette déficience en eau explique les cas d'avortement de re-semis ou de dessiccation des plantules qui poussent les producteurs aux semis ou repiquages des plants à partir des poquets ayant survécu. La figure 2 présente un exemple du comportement de l'indice de satisfaction en eau provenant de simulations faites pour une variété de maïs (Obatampa) sur les quatre sites pilotes du projet APTE-21. Ainsi, la prévision d'un événement de FD offre l'avantage pour le producteur d'éviter les périodes à risque et d'anticiper les périodes optimales de semis pour les champs en haut de pente et permet d'effectuer des semis précoces dans les bas-fonds potentiellement inondables. Ce qui permettrait de réduire les dégâts et les pertes liés à l'engorgement sur la culture du maïs ou sur d'autres cultures similaires au maïs mises en place dans ces zones (DOUSSOUMOU *et al.*, 2018).

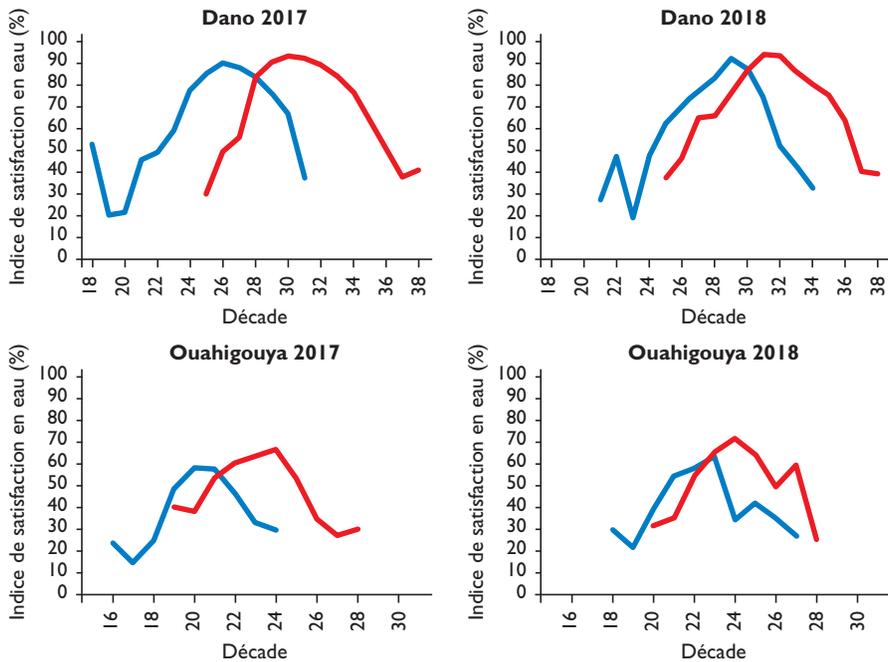


Figure 2.

Variation décadaire de l'indice de satisfaction en eau du maïs (variété Obatampa). La courbe bleue représente l'indice de satisfaction en eau (ISE) du maïs Obatampa semé à partir de la première pluie efficace et la courbe rouge représente celui d'un maïs Obatampa semé à la moyenne des dates de semis sans faux-départ choisies par 20 producteurs dans 6 villages répartis autour des communes de Dano et Ouahigouya (Burkina Faso).

La figure 3 montre la performance de la prévision de l'occurrence d'un FD, réalisée à l'aide du modèle de régression logistique (équation 1) à une semaine d'échéance. La qualité de cette prévision est meilleure à Bakel et à Ouahigouya, avec un biais de fréquence égal à 1 et une probabilité de détection POD de 0,93 et 0,68 respectivement (fig. 3 a). Ces deux stations sont situées dans la zone sahélienne dont les cumuls moyens annuels peinent à dépasser les 600 mm (SALACK *et al.*, 2014 ; HIEN, 2019). Une analyse des paramètres de la courbe ROC (fig. 4) suggère que le modèle de prévision proposé discrimine les événements de FD à Bakel, tandis qu'à Ouahigouya sa performance est plus le fruit du hasard. Les stations de Dano et Bolgatanga sont situées en zone soudanienne, où le cumul moyen annuel dépasse très souvent 800 mm (HIEN, 2019). La POD est presque de 0,6, avec un biais de fréquence inférieur à 1. Bien que les résultats de la prévision soient sous-estimés, le modèle discrimine l'occurrence des événements de FD observés à ces deux stations. La méthode de prévision utilisant la régression logistique a été employée par SHAFER et FUELBERG (2008), ainsi que par RAJEEVAN *et al.* (2012) pour prévoir des événements d'éclairs aux USA et en Inde respectivement. Cependant, pour assurer la stabilité du modèle et la cohérence de leurs prévisions, ces auteurs ont procédé à

une vérification indépendante. Dans le cadre de notre étude, la sensibilité du modèle est testée par rapport aux composantes du vent à différentes altitudes (surface, 850 hPa, 700 hPa, 200 hPa). Prises individuellement, les composantes du vent aux niveaux de la surface, de 850 hPa, 700 hPa et 200 hPa octroient plus ou moins le même « skill » qu'ont les prévisions combinant P_w , T_d et les composantes du vent de surface observés sur la figure 3 a. Cependant, la combinaison de P_w , T_d avec des composantes de vents à tous ces niveaux conduit à un comportement quasi parfait du modèle (fig. 3 d). Les figures 3 b et 3 c montrent la sensibilité des prévisions utilisant comme prédicteurs la variable P_w , T_d et les combinaisons des vents de surface et 850 hPa, surface, 850 hPa et 700 hPa, et surface, 850 hPa, 700 hPa et 200 hPa,

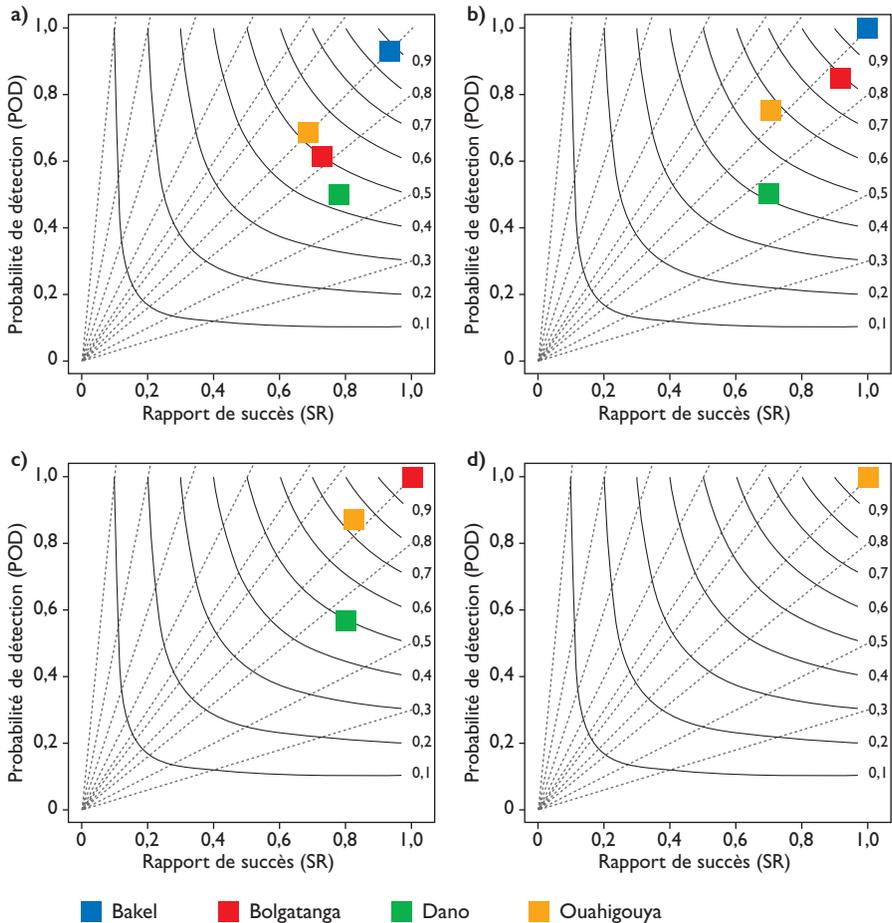


Figure 3.

Diagramme de performance de la prévision des faux-départs (FD) par régression logistique. La sensibilité du modèle est testée vis-à-vis des prédicteurs P_w , T_d , et vents de surface (a) ; P_w , T_d , vents de surface et 850 hPa (b) ; P_w , T_d , vents de surface, 850 hPa et 700 hPa (c) ; P_w , T_d , vents de surface, vents à 850 hPa, 700 hPa et 200 hPa (d).

respectivement. Lorsque l'on fait intervenir tous les prédicteurs, on réalise une prévision quasi parfaite avec des ROC scores unitaires (tabl. 3). Par conséquent il est impératif de procéder à une vérification indépendante du modèle de prévision. Cette dernière méthode consistera à forcer le même modèle, construit à partir de la régression logistique, avec des données venant d'un autre modèle de prévision numérique de temps ou un modèle dynamique à aire limitée, comme le recommande la technique dite « de pronostic parfait » (KLEIN, 1971). Ainsi, la performance inégale de notre modèle de prévision selon les sites peut être liée au nombre limité de prédicteurs candidats. Par conséquent, une évaluation indépendante approfondie de la sensibilité du modèle doit être effectuée sur un plus large spectre de prédicteurs candidats.

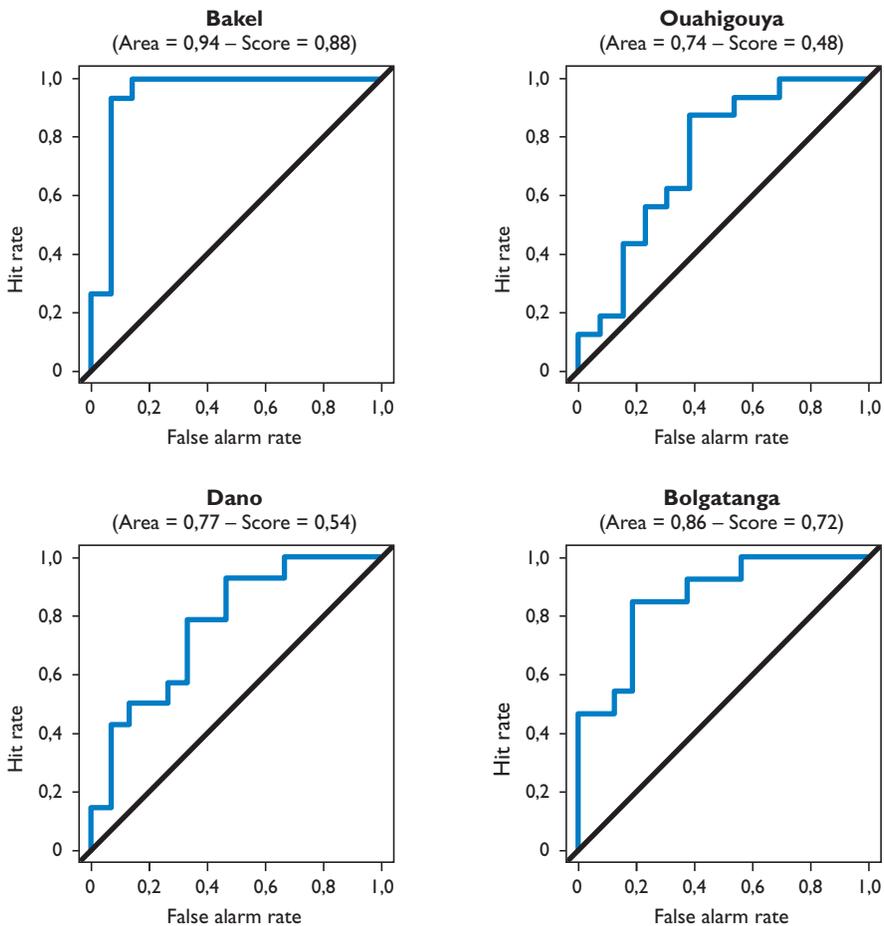


Figure 4.

Courbe ROC et ses paramètres (ROC area, ROC score) générés par la prévision des FD sur la base d'un modèle de régression logistique utilisant comme prédicteurs les variables eau précipitable (P_w), température du point de rosée (T_d), et les composantes zonale et méridienne du vent de surface.

Tableau 3.

Le ROC score des tests de sensibilité selon les prédicteurs suivants :
 A = P_w, T_d , et vents de surface, B = P_w, T_d , vents de surface et 850 hPa,
 C = P_w, T_d , vents de surface, 850 hPa et 700 hPa,
 D = P_w, T_d , vents de surface, vents à 850 hPa, 700 hPa et 200 hPa.

Station	A	B	C	D
Bakel	0,88	1	1	1
Bolgatanga	0,72	0,4	1	1
Dano	0,54	0,6	0,78	1
Ouahigouya	0,48	0,62	0,84	1

Conclusion

Au regard des changements climatiques, l'exposition des communautés rurales et des systèmes de production aux extrêmes agroclimatiques tels que les faux-départs de saison culturale, les pluies diluviennes et les longues pauses pluviométriques augmentent les risques d'insécurité alimentaire et de catastrophe. La date de début de la saison des pluies est la variable climatique la mieux étudiée pour la sous-région. Cependant, un début de saison ne veut pas forcément dire le début des saisons culturales. Le faux-départ (FD), défini ici comme la 1^{re} pluie efficace suivie d'une pause pluviométrique supérieure ou égale à 10 jours, est une variable agroclimatique responsable de re-semis et d'autres pertes en milieu paysan. La prévision de l'occurrence d'un FD a l'avantage d'éviter les risques de semis trop précoces, d'identifier les périodes optimales de semis, et également de pouvoir procéder à des semis précoces dans les bas-fonds pour anticiper l'engorgement du sol. Dans cette étude, il ressort que les FD sont prévisibles à une semaine d'échéance sur la base d'un modèle de régression logistique. La performance du modèle n'est pas uniforme sur tous les sites étudiés. De plus, ce modèle de prévision nécessite une vérification indépendante avant son utilisation opérationnelle.

Références

- ATI O. F., STIGTER C. J., OLADIPO E. O., 2002
 A comparison of methods to determine the onset of the growing season in Northern Nigeria. *International Journal of Climatology*, 22 (6): 731-742.
- COUVREUX F., GUICHARD F., BLOCK O., CAMPISTRON B., LAFORE J. P., REDELSPERGER J. L., 2010
 Synoptic variability of the monsoon flux over West Africa prior the onset, *Q. J. R. Meteorol. Soc.*, 136 (s1) : 159-173.

- DEE D. et al., 2011**
The ERA - Interim reanalysis:
Configuration and performance of the data
assimilation system.
*Quarterly Journal of the Royal Meteorological
Society*, 137 (656) : 553-597.
- DOUSSOUMOU I. P. N.,
DAKU K. E., WOROU O. N., SALACK S.,
TONDOH E. J., 2018**
*Effets induits par les risques d'engorgement
du sol en maïsiculture au Nord-Ghana.*
Conference Paper at [https://www.chaire-
management-risques-
agriculture.org/conference/](https://www.chaire-
management-risques-
agriculture.org/conference/)
- GIANNINI A., SALACK S.,
LODOUN T., ALI A., GAYE A. T.,
NDIAYE O., 2013**
Unifying view of climate change
in the Sahel linking intra seasonal,
interannual and longer time scales.
Environmental Research Letter, 8 024010.
- JANICOT S., THORNCROFT C. D.,
ALI A., ASENCIO N., BERRY G., BOCK O.,
BOURLES B., CANIAUX G., CHAUVIN F.,
DEME A., KERGOAT L., LAFORE J-P.,
LAVAYSSE C., LEBEL T., MARTICORENA B.,
MOUNIER F., NEDELEC P.,
REDELSPERGER J.-L., RAVEGNANI F.,
REEVES C. E., ROCA R., DE ROSNAY P.,
SCHLAGER H., SULTAN B.,
TOMASINI M., ULANOVSKY A.
and ACMAD forecasters team, 2008**
Large-scale overview of the summer monsoon
over West Africa during the AMMA field
experiment in 2006.
Annals of Geophysics, 26 : 2569-2595.
- HIEN K., 2019**
Attribution et prévisibilité des faux départs
de saisons agricoles au Burkina Faso.
*Mémoire de fin de cycle d'Ingénieur
en Agrométéorologie.*
Centre Régional Agrhymet. 47p
- KLEIN W. H., 1971**
Computer Prediction of Precipitation
Probability in the United States.
Journal of Applied Meteorology, 10 (5) :
903-915.
- KNIPPERTZ P. et al., 2015**
The possible role of local air pollution
in climate change in West Africa.
Nature Climate Change, 5 : 815-822.
- LAVAYSSE C., FLAMANT C., JANICOT S.,
KNIPPERTZ P., 2010**
Links between African easterly waves,
midlatitude circulation and intraseasonal
pulsations of the West African heat low.
*Quarterly Journal of the Royal
Meteorological Society*, 136 : 141-158.
- LAWSON K. N., 2018**
*Thresholds for operational agro-climatic
monitoring and early warning against high
impact rainfall events in the Sudan-Sahel
region, West Africa.* Univ. Lomé, 72 p.
- LELE I. M., LAMB P. J., 2010**
Variability of the intertropical front
(ITF) and rainfall over the West African
Sudan-Sahel zone.
Journal of Climate, 23 : 3984-4004.
- LELE I. M., LESLIE L. M., LAMB P. J., 2015**
Analysis of Low-Level Atmospheric
Moisture Transport Associated
with the West African Monsoon.
Journal of Climate, 28 : 4414-4430.
- LY M., TRAORE S. B., AGALI A.,
SARR B., 2013**
Evolution of some observed climate extremes
in the West African Sahel.
Weather and Climate Extremes, 1 : 19-25.
- MARTEAU R., SULTAN B., MORON V., BARON
C., TRAORÉ B. S., Agali A., 2010**
*Démarrage de la saison des pluies et date
de semis du mil dans le sud-ouest du Niger.*
7 p.
- NICHOLSON S., 2009**
On the factors modulating the intensity
of the tropical rainbelt over West Africa.
International Journal of Climatology, 29 :
673-689.
- RAJEEVAN M. et al., 2012**
Development of a perfect prognosis
probabilistic model for prediction of lightning
over south-east India.
Journal of Earth System Science, 121 (2) :
355-371.
- REYNOLDS R. W., SMITH T. M.,
LIU C., CHELTON D. B., CASEY K. S.,
SCHLAX M. G., 2007**
Daily High-Resolution-Blended Analyses
for Sea Surface Temperature.
Journal of Climate, 2007,
DOI: 10.1175/2007JCLI1824.1

ROEBBER P. J., 2009

Visualizing Multiple Measures of Forecast Quality.
Weather and Forecasting, 24 (2) : 601-608.

SALACK S. et al., 2014

Oceanic influence on the sub-seasonal to interannual timing and frequency of extreme dry spells over the West African Sahel.
Climate Dynamics, 42 (1-2) : 189-201.

SALACK S. et al., 2016

Global warming induced hybrid rainy seasons in the Sahel.
Environmental Research Letters, 11 (10), 12 p.

SHAFFER P. E., FUELBERG H. E., 2008

A Perfect Prognosis Scheme for Forecasting Warm-Season Lightning over Florida.
Monthly Weather Review, 136 (6) : 1817-1846.

SMITH J. W. et al., 2012

Observations of an 11 September Sahelian Squall Line and Saharan Air Layer Outbreak during NAMMA-06.

International Journal of Geophysics, Volume 2012 : 1-14. doi:10.1155/2012/153256.

SÖNNERT E., 2014

« Prediction of the Start of the Rainy Season in West Africa ». In : *Examensarbete vid Institutionen för geovetenskap*, 282, 59 p.

SULTAN B., JANICOT S., 2003

The West African Monsoon Dynamics, Part II: The "Preonset" and "Onset" of the Summer Monsoon.
Journal of Climate, 16 : 3407-3427.

SULTAN B., BARON C., DINGKHUN M., SARR B., JANICOT S., 2005

Agricultural Impacts of Large-scale Variability of the West African Monsoon.
Agricultural and Forest Meteorology, 128 : 93-110.

WILKS D. S., 2006

Statistical Methods in the Atmospheric Sciences. Department of E. and ASCU, Meteorological Applications, 627 p.

Sous la direction de

B. Sultan, A. Y. Bossa,
S. Salack, M. Sanon

Risques climatiques et agriculture en Afrique de l'Ouest



Risques climatiques et agriculture en Afrique de l'Ouest

Éditeurs scientifiques

Benjamin SULTAN, Aymar Yaovi BOSSA,

Seyni SALACK, Moussa SANON

IRD Éditions

INSTITUT DE RECHERCHE POUR LE DÉVELOPPEMENT

Collection Synthèses

Marseille, 2020

Coordination éditoriale, fabrication
Corinne Lavagne

Mise en page
Aline Lugand – Gris Souris

Maquette de couverture
Michelle Saint-Léger

Maquette intérieure
Pierre Lopez

Photo de couverture
Récolte du niébé, fin de saison humide, Niakhar (Sénégal).
© IRD/T. Chevallier

p. 4 de couverture
Femmes cultivant des patates douces (culture de décrue) près de Podor (Sénégal).
© IRD/J.-C. Poussin

La loi du 1^{er} juillet 1992 (code de la propriété intellectuelle, première partie) n'autorisant, aux termes des alinéas 2 et 3 de l'article L. 122-5, d'une part, que les « copies ou reproductions strictement réservées à l'usage du copiste et non destinées à une utilisation collective » et, d'autre part, que les analyses et les courtes citations dans le but d'exemple ou d'illustration, « toute représentation ou reproduction intégrale ou partielle faite sans le consentement de l'auteur ou de ses ayants droit ou ayants cause, est illicite » (alinéa 1^{er} de l'article L. 122-4).

Cette représentation ou reproduction, par quelque procédé que ce soit, constituerait donc une contrefaçon passible des peines prévues au titre III de la loi précitée.

© IRD, 2020

ISBN : 978-2-7099-2820-5
ISSN : 2431-7128