Revue-IRS

Revue Internationale de la Recherche Scientifique (Revue-IRS)

ISSN: 2958-8413

Vol. 4, No. 6, Novembre 2026

This is an open access article under the CC BY-NC-ND license.

Vulnérabilité structurelle de la filière cotonnière malienne face aux chocs multidimensionnels : résultats d'une analyse économétrique dynamique, 1994-2024

Mamadou Paulin GOITA1, Doctorant à l'École Doctorale des Sciences et Technologies du Mali (EDSTM), Dr Bouréma KONE2, Chef de programme ECOFIL/IER Bamako, Mali, Lassina COULIBALY3, PhD Enseignant chercheur IPR/IFRA de Katibougou, Mali

Résumé : Le Mali, vaste pays sahélien, se situe aujourd'hui à la croisée de fortes ambitions de développement et de la réalité de plus en plus contraignante du changement climatique qui affecte durablement des systèmes productifs. L'agriculture y occupe une place centrale dans la formation PIB et dans l'emploi, mais demeure fortement dépendante des précipitations, ce qui accentue l'exposition du pays aux aléas climatiques et à d'autres chocs économiques, sanitaires et politico-institutionnels. Dans ce contexte, la filière coton, qui constitue l'un des principaux piliers de l'économie rurale malienne, subit de fortes pressions liées à la volatilité des prix, à l'irrégularité des approvisionnements en intrants, aux contraintes de financement et à l'instabilité institutionnelle. Cette étude examine la vulnérabilité structurelle de la filière cotonnière malienne face aux chocs multidimensionnels sur la période 1994-2024, en mettant un lumière les principaux facteurs de vulnérabilité qui façonnent sa dynamique productive, financière et institutionnelle. Elle repose sur une approche quantitative rétrospective fondée sur des séries temporelles annuelles agrégées à l'échelle nationale. Les données mobilisées proviennent de plusieurs sources complémentaires, notamment Mali-Météo pour les variables climatiques, l'INSAT, la CPS/DR et la BCEAO pour les données agricoles et macroéconomiques, ainsi que la Banque Mondiale pour les prix internationaux et la mesure de la stabilité politique. L'étude intègre ainsi la production de coton, le prix d'achat, le crédit, la température, les précipitations et les indicateurs de gouvernance. Sur le plan méthodologique, l'analyse mobilise un modèle dynamique de type vectoriel autorégressif avec variables exogènes (VARX), afin d'examiner les interdépendances temporelles, les effets retardés et les relations causales entre les variables retenues. Ce cadre économétrique permet de mieux saisir la manière dont les chocs exogènes se transmettent à la production de coton et d'identifier les facteurs structurels qui conditionnent la résilience du secteur. Les résultats montrent que la production obéit à une dynamique d'ajustement non instantanée : le deuxième retard de la production est positif, tandis que le quatrième est négatif, décrivant une persistance différée suivie d'un mouvement de correction. L'incitation-prix agit avec délai, le troisième retard du prix intérieur devenant positif et significatif, ce qui confirme des décisions fondées sur des anticipations adaptatives. Le crédit courant affiche un coefficient négatif, suggérant qu'il est absorbé par des rigidités de court terme plutôt que converti en volumes produits. La dégradation institutionnelle pénalise significativement la production. S'agissant du prix intérieur, sa formation est partiellement autorégressive, reflétant une inertie administrative propre aux systèmes cotonniers régulés d'Afrique de l'Ouest. La pluviométrie influence négativement le prix, indiquant que le climat affecte aussi la détermination des prix. Bien que les variables climatiques ne soient pas statistiquement significatives dans l'équation de production, l'examen des coefficients thermiques révèle une relation non linéaire de type quadratique concave. L'optimum thermique estimé montre qu'en deçà, la hausse de température améliore la productivité, tandis qu'au-delà, chaque degré additionnel détruit de la valeur.

Mots-clés : Chocs multidimensionnels, Filière cotonnière, Mali, Sahel, Vulnérabilité structurelle.

Digital Object Identifier (DOI): https://doi.org/10.5281/zenodo.**24060598**

1. Introduction

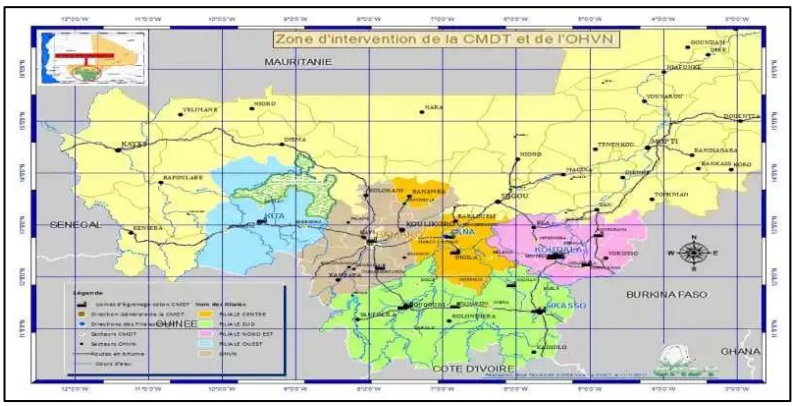
Le Mali, vaste pays sahélien, se situe aujourd'hui à la croisée de fortes ambitions de développement et de la réalité de plus en plus contraignante du changement climatique. Son économie est fondamentalement agraire, l'agriculture représente environ de 35 à 40% du produit intérieur brut (PIB) et emploie la majorité de la population active (80%), alors même que le pays demeure structurellement déficitaire sur le plan alimentaire (Ölkers & Musshoff, 2023; Ullah et al., 2022). L'économie malienne, fortement dépendante d'une agriculture pluviale et de quelques cultures de rente, est exposée à une combinaison de chocs exogènes économiques, sanitaires, sécuritaires et climatiques. La hausse de la fréquence et de l'intensité des sécheresses entraîne des baisses significatives de production agricole, des pertes économiques nationales et une forte augmentation du risque de faim, avec une part de population menacée pouvant dépasser 60% dans certains scénarios climatiques futurs (Montaud, 2019 ; Butt et al., 2005). À ces dérèglements s'ajoutent les crises sanitaires telles que la COVID-19, qui ont provoqué récession mondiale, perturbations des chaînes de valeur, hausse des prix des intrants et réduction des budgets publics pour l'agriculture, dans un contexte déjà marqué par l'insécurité et l'instabilité politique (Cunningham et al., 2021; Dissa et al., 2024; FAO, 2022). Ces chocs macroéconomiques et climatiques se répercutent sur l'ensemble de la filière coton, pilier de l'économie rurale, en affectant les prix, les subventions, la disponibilité des engrais et donc la productivité et les revenus (T. Diallo & Yilmaz, 2026; Dissa et al., 2024).

Au sein de cette filière, les petits producteurs de coton apparaissent comme un groupe particulièrement vulnérable. La crise cotonnière induite par la COVID-19 au sud du Mali montre qu'un choc institutionnel et de prix peut conduire à l'abandon massif du coton, à une recomposition des assolements et à des effets contrastés sur les revenus et la sécurité alimentaire selon le niveau de ressources des exploitations (Dissa et al., 2024). Plus largement, les petits producteurs maliens font face à des barrières financières, foncières et climatiques structurelles (accès limité au crédit, aux intrants, aux terres, aux services de conseil et à l'information climatique) qui restreignent leur capacité d'adaptation (A. Diallo et al., 2020; Ebi et al., 2011; Huet et al., 2020; Sanga et al., 2021). Le changement climatique devrait réduire fortement les zones climatiquement favorables au coton pluvial en Afrique de l'Ouest à l'horizon 2050, rendant encore plus précaire ce modèle de développement fondé sur une culture de rente pluviale (Cunningham et al., 2021; FAO, 2022). Dès lors, la présente étude cherche à comprendre dans quelle mesure les chocs multidimensionnels (climatiques, économiques, financiers et politico-institutionnels) influencent la vulnérabilité structurelle de la filière cotonnière malienne, et par quels mécanismes ces effets se transmettent sur sa dynamique productive au cours de période 1994-2024 ? Il s'agit ainsi d'identifier les déterminants profonds de la fragilité du secteur, au-delà des fluctuations conjoncturelles, afin d'éclairer la conception de politiques plus intégrées de résilience, de régulation et de soutien à la filière. Le reste de l'article est structuré comme suit. La section 2 présente le cadre théorique et empirique de l'étude. La section 3 décrit la méthodologique retenue ainsi que les données mobilisées. La section 4 expose les principaux résultats empiriques. Enfin, la section 5 discute les implications de politique économique pour le renforcement de la résilience de la filière cotonnière au Mali.

2. Cadre théorique et empirique

2.1. Zone d'étude

La zone d'étude correspond au bassin cotonnier encadré par la Compagnie Malienne pour le Développement des Textiles (CMDT), cœur du système coton-céréales-légumineuses au sud du Mali. Sur le plan organisationnel, elle est subdivisée en quatre filiales distinctes : la filiale Sud (regroupant Sikasso et Bougouni), la filiale Nord-Est (Koutiala et San), la filiale Centre (comprenant Fana et la zone de l'Office de la Haute Valée du Niger (OHVN)), et enfin la filiale Ouest (Kita). Ce territoire est marqué par une forte densité de petits producteurs, une structuration coopérative avancée et un appareil industriel et routier spécifiquement organisé autour du coton (Bandiougou et al., 2017; Dissa et al., 2024; Lambert et al., 2018; Ollenburger et al., 2016) (Figure 1).



Source : (Dissa et al., 2021) (consulté le 25 mai 2026)

Figure 1 : Carte de la zone d'étude

- **Contexte agroécologique et agricole**

La zone cotonnière est une région de savane soudanienne, pluviale, avec une saison de culture d'environ 6 mois (mai - octobre) et 600 – 1200 mm de pluie annuelle (Dissa et al., 2024; Lambert et al., 2018; Ollenburger et al., 2016). Les systèmes sont dominés par des cultures annuelles sur sols pauvres : coton, maïs, mil, sorgho, légumineuses en rotation, souvent en système coton – maïs – mil/sorgho (Dissa et al., 2021, 2024; Lambert et al., 2018). L'agriculture est en grande partie non mécanisée, avec traction animale et engrais minéraux concentrés sur le coton et maïs (Avadí et al., 2020; Bandiougou et al., 2017; Dissa et al., 2024; Ollenburger et al., 2016).

- **Organisation de la production et du monde paysan**

La production est assurée par un grand nombre de petites exploitations familiales (212 670), qui consacrent en moyenne 30% de leur superficie au coton et 60% aux céréales. Les exploitations familiales se distinguent par des niveaux variables d'équipement (traction animale, parfois tracteurs) et de taille familiale, avec une typologie allant de très grandes familles fortement équipées à de plus petites unités (Bandiougou et al., 2017; Toure, 2021). Ces exploitations sont regroupées dans 7 259 Sociétés Coopératives des Producteurs de Coton (SCPC) réparties sur les quatre filiales de production, qui coordonnent l'accès aux intrants, au crédit, et la vente (Dissa et al., 2021; Lassana & Thione, 2020; Mumararungu et al., 2024; Theriault & Sterns, 2012).

- **Dimension socio-économique et système de production**

Le coton est la principale culture de rente et un moteur de revenus, tandis que les céréales assurent l'autoconsommation et un surplus commercialisé, ce qui fait de la région un "grenier céréalier" du Mali (Dissa et al., 2021, 2024; Lambert et al., 2018). Les systèmes sont mixtes culture-élevage, le bétail fournissant traction et fumure organique (Bandiougou et al., 2017; Dissa et al., 2024; Ollenburger et al., 2016). La zone connaît à la fois intensification (engrais, diversification) et stagnation des rendements sous contraintes de fertilité des sols, endettement et volatilité des prix (Avadí et al., 2020; Bandiougou et al., 2017; Coulibaly et al., 2014; Ollenburger et al., 2016; Theriault & Sterns, 2012).

2.2. Période d'étude

La période d'étude s'étend de 1994 à 2024, soit trente années couvrant plusieurs phases climatiques, économiques et institutionnelles marquantes pour l'économie agraire malienne. Ce choix permet d'analyser les dynamiques de long terme des variables pluviométriques et thermiques, et de les mettre en relation avec l'évolution de la production agricole, des prix, des politiques publiques et des chocs sécuritaires. Il offre également un recul suffisant pour apprécier l'impact cumulé des réformes structurelles, des programmes de subvention des intrants, des crises de marché (notamment cotonnières) et de la montée des risques climatiques sur la trajectoire de croissance du secteur rural, tout en intégrant les événements récents susceptibles d'infléchir durablement les capacités de résilience des ménages et des territoires.

2.3. Type d'étude

Il s'agit d'une étude quantitative, rétrospective, fondée sur l'exploitation de séries temporelles annuelles agrégées au niveau national. Elle mobilise des données climatiques, agricoles, économiques et politiques couvrant une longue période, afin de saisir la dynamique de l'économie agraire malienne dans un contexte de variabilité et de changement climatique.

Sur le plan méthodologique, l'étude adopte un modèle dynamique de séries temporelles tels que le modèle vectoriel autorégressif (VAR). Il est estimé pour analyser les relations causales et les effets retardés entre variables climatiques (températures, précipitations), production de coton et instabilité politique. Cette combinaison vise à quantifier l'incidence des chocs exogènes sur la production de coton et à éclairer les leviers de résilience à l'échelle macroéconomique. Ce choix se justifie par la nécessité de distinguer les variables dont la dynamique est déterminée à l'intérieur du système de celles dont les valeurs sont fixées de l'extérieur, entraînant ainsi la sur-paramétrisation d'un VAR non restreint tout en préservant la capacité d'analyse des fonctions de réponse aux impulsions et des relations de causalité de Granger.

3. Approche méthodologique

3.1. Matériel et méthodes

Le matériel mobilisé dans le cadre de cette étude repose d'abord sur un corpus de données climatiques issues des stations d'observations de l'Agence Nationale de la Météorologie (Mali-Météo). Il s'agit notamment des séries de pluviométrie annuelle et saisonnière, ainsi que des températures.

À ces données climatiques s'ajoutent des données macroéconomiques agricoles agrégées au niveau national, fournies principalement par l'institut national de la statistique (INSAT), la Cellule de Planification et de Statistique/Développement Rural (CPS/DR) et la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO). Celles-ci comprennent la production du coton, ainsi que le prix d'achat du coton au producteur et crédit agricole. Elles sont complétées par des séries de prix internationaux, notamment les cours mondiaux du coton obtenus de bases de données internationales telles que la Banque mondiale et IndexMundi. L'ensemble de ces séries permet de documenter les marchés domestiques et extérieurs.

Enfin, l'analyse s'appuie sur des indicateurs de stabilité et d'instabilité politique dérivés de bases de données internationales (Worlwide Governance Indicators), convertis en scores annuels spécifiques au Mali, afin de capter l'effet des chocs institutionnels et sécuritaires sur la production agricole. Pour l'indice de stabilité politique de la banque mondiale (WGI) relatif au Mali sur la période 1994-2024, les années 1994 et 1995 sont absentes car l'indicateur n'était pas encore disponible, tandis que les valeurs manquantes de 1997, 1999 et 2001, dues à la publication biennale des données, ont été estimées par interpolation linéaire, chaque valeur imputée correspondant à la moyenne des observations des années adjacentes, comme pour 1997 : ((score 1996 + score 1998) / 2). L'indice de stabilité politique (WGI) de la banque mondiale fait partie des indicateurs de gouvernance mondiale (WGI) et mesure la probabilité d'une déstabilisation ou d'un reversement du gouvernement en place par des moyens inconstitutionnels ou violents.
Ces caractéristiques sont :

- **Échelle de mesure** : l'indicateur varie généralement de -2,5 (faible stabilité / forte violence) à 2,5 (forte stabilité).
- **Définition** : il évalue la perception de la stabilité politique et de l'absence de violence ou de terrorisme.
- **Sources** : il combine des données provenant d'enquêtes auprès des ménages, d'entreprises et d'évaluations d'experts (données banques).

Le traitement de l'ensemble de ces informations repose sur des logiciels de statistique et d'économétrie (tels que Stata ou Excel), utilisés pour la gestion des séries temporelles, la réalisation des tests de stationnarité et d'estimation de modèles dynamiques de type vectoriel autorégressif (VAR). Ce dispositif méthodologique permet d'intégrer, dans un même cadre d'analyse, les dimensions climatiques, économiques et politiques de la vulnérabilité de l'économie agraire malienne.

Tableau 1 : Description des variables du modèle

Variable	Abréviation	Description
Variables endogènes (résultats agricoles internes)		
Variables macro-économiques agricoles		
Production coton	PRODC	Production annuelle du coton graine (tonne).
Prix intérieur coton graine	PINT	Prix intérieur du coton graine (FCFA/kg).
Variables exogènes / contexte externe (chocs climatiques et politiques)		
Variables climatiques		
Pluviométrie	PLUV	Précipitations annuelles moyennes (mm).
Température	TEMP	Température annuelle moyenne (°C).
Variables de contrôle		
Accès au crédit agricole	CRED	Volume de crédits agricoles distribués (milliards FCFA).
Indice de stabilité politique	WGI	Variable muette inquante la période stable et instabilité politico-sécuritaire.

3.2. Analyse des données

Un protocole de pré-traitement est appliqué : contrôle de cohérence (unités, ruptures de séries, valeurs aberrantes), traitement des valeurs manquantes (interpolation, moyennes mobiles, imputation par régression), homogénéisation des fréquences en séries annuelles et déflatage des variables monétaires, complétés par des transformations logarithmiques pour stabiliser la variance et interpréter les coefficients en élasticité.

Les propriétés de stationnarité des séries sont examinées au moyen des tests de racine unitaire (ADF, Phillips-Perron, KPSS).

En parallèle, l'homogénéité des séries et la présence de ruptures de régime sont examinées par le test de Pettitt, considéré comme une méthode non paramétrique de référence pour détecter un point de changement unique dans la moyenne lorsqu'aucune date de rupture n'est connue a priori (Jaiswal et al., 2015; Kocsis et al., 2019; Latrech et al., 2023; Mallakpour & Villarini, 2016; Paiva & Sáfadi, 2021). Le test compare deux sous-périodes potentielles de la série et identifie l'année où la statistique de rang est maximale, interprétée comme date probable de rupture si la probabilité associée est inférieure au seuil retenu (Ďurigová et al., 2020; Jaiswal et al., 2015; Latrech et al., 2023; Mallakpour & Villarini, 2016). Cette approche est largement utilisée pour les séries climatiques, hydrologiques et de température afin d'identifier des bascules liées, par exemple, à des épisodes El Nino/La Nino, à des changements d'usage des terres ou à des réorganisations structurelles (Alyousifi et al., 2021; Ďurigová et al., 2020; Sadeqi & Kahya, 2021; Suhaila & Yusop, 2018). Lorsque des ruptures significatives sont détectées, elles sont soit intégrées via des variables muettes (avant/après rupture), soit utilisées pour segmenter l'échantillon en sous-périodes homogènes, évitant ainsi des détections de tendance fallacieuses et améliorant la cohérence statistique des estimations ultérieures du modèle. Le modèle vectoriel autorégressif avec variables exogènes (VARX) est utilisé, il permet de modéliser et prévoir le comportement de plusieurs variables interdépendantes dans le temps. Il combine l'auto-régression vectorielle (VAR) et l'inclusion de variables exogènes (X) (Matopote & Joshi, 2024; Warsono et al., 2019).

Dans le cadre de ce travail, les variables agricoles : production du coton (PRODC), prix intérieur coton graine (PINT) sont considérées comme endogènes, car elles résultent de la dynamique interne du secteur et peuvent être modifiées par les politiques nationales. Les variables climatiques : pluviométrie (PLUV), température (TEMP) et les variables de contrôle : crédit agricole, indice de stabilité politique (WGI) sont traités comme exogènes. Elles ne sont pas déterminées dans le système agricole modélisé, mais en influencent la dynamique (Matopote & Joshi, 2024; Nicholson et al., 2017; Septiani et al., 2024; Warsono et al., 2019). Le modèle VARX linéaire s'écrit alors :

$$Y_t = \upsilon + B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \Theta_0 X_t + \Theta_1 X_{t-1} + \Theta_2 X_{t-2} + \Theta_3 X_{t-3} + \Theta_4 X_{t-4} + \mathcal{E}_t \qquad (1)$$

où : (Y_t) est le vecteur des variables agricoles endogènes et (X_t) le vecteur des variables climatiques, de crédit agricole et de politique (exogènes) au temps (t) (Matopote & Joshi, 2024; Nicholson et al., 2017; Septiani et al., 2024).

p : ordre du modèle, indiquant le nombre de décalages pour les variables endogènes
q : ordre du modèle, indiquant le nombre de décalages pour les variables exogènes
B_1, B_p, Θ_0, Θ_t : coefficients des variables
υ : constante
$\mathcal{E}_t$: vecteur du terme de perturbation
La spécification du modèle VARX pour cette étude est la suivante :

$$Y_t = \propto + \sum_{i=1}^{p} B_1 Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \Theta_0 X_t + \mathcal{E}_t \qquad (2)$$

Si $p = 3, q = 2$

$$Y_t = \propto + Y_{t-1} + Y_{t-2} + \begin{pmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \\ X_{3t} \\ X_{4t} \end{pmatrix} \qquad (3)$$

Si $p = 3, q = 2$

$$Y_t = \propto + Y_{t-1} + Y_{t-2} + \begin{pmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \\ X_{3t} \\ X_{4t} \end{pmatrix} \qquad (4)$$

où :
Y_t : résultat (PRODC, PINT) à l'instant (t)
X_{1t}, X_{2t}, X_{3t} , X_{4t}: variables exogènes (PLUV, TEMP, CRED, WGI)
$\propto$: constante

- **Analyse de la fonction de production**

La relation température/production est modélisée ici correspond à une loi des rendements marginaux décroissants, formalisée par une fonction de production quadratique de type :

$$Y = a + bx + cx^2 \quad (5)$$

$$\frac{dy}{dx} = b + 2cx = 0 \quad (6)$$

$$x = \frac{-b}{2c} \quad (7)$$

Des tests de diagnostic (stabilité des paramètres, autocorrélation et normalité des résidus) complètent la validation du modèle. Enfin, des tests de causalité au sens de Granger sont conduits afin d'identifier les directions de causalité temporelle entre chocs climatiques, activité agricole et variables externes, et de quantifier la propagation des chocs à travers le système. Le cadre méthodologique de l'étude est présenté à la figure 2.

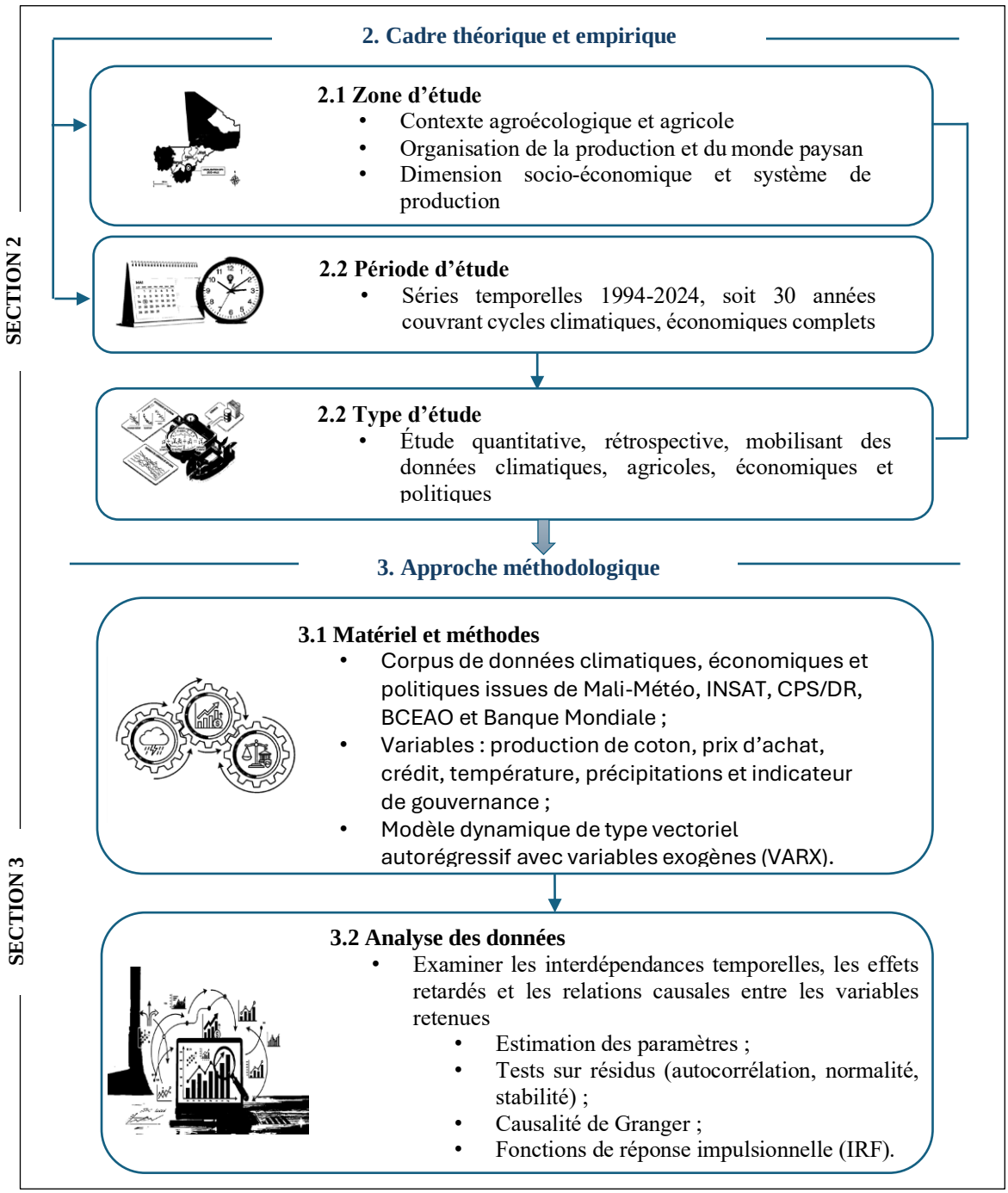


Figure 2 : Cadre méthodologique de l'étude

4. Résultats

4.1. Présentation des données et analyse descriptives des variables

Avant de procéder à l'estimation économétrique du modèle, il est essentiel d'analyser les propriétés statistiques et la distribution des variables retenues dans cette étude. Cette étape permet non seulement de dresser un profil précis de notre échantillon, mais aussi de vérifier les hypothèses fondamentales nécessaires à la validité de nos futures régressions.

La production annuelle de coton grain (PRODUC) affiche une moyenne de 473 152,8 tonnes et une médiane de 459 792 tonnes. La proximité de ces deux valeurs, associée à une asymétrie légèrement négative (-0,21), suggère une distribution relativement équilibrée. Toutefois, l'amplitude de la série, comprise entre 156 524 et 777 120 tonnes, révèle des fluctuations substantielles du volume produit. Cette variabilité indique que la filière a connu des phases distinctes d'expansion et de repli.
Le prix intérieur du coton grain ou prix au producteur présente une moyenne de 211,38 FCFA/kg pour une médiane de 200 FCFA/kg. La dispersion reste contenue, avec un écart-type de 49, 54 et une asymétrie faible (0,24). Cela suggère que le prix intérieur évolue dans une fourchette relativement maîtrisée, même si certaines années atteignent des niveaux plus élevés, jusqu'à 300 FCFA/kg. Cette stabilité relative peut refléter des mécanismes d'encadrement ou de régulation du prix producteur.
Le crédit agricole (CRED) est la variable économique la plus irrégulière. Sa moyenne atteint 94, 19 milliards de FCFA, mais sa médiane n'est que de 62,06 milliards. Cette différence, combinée à une asymétrie positive marquée (1,00), indique que quelques années de crédit exceptionnellement élevé tirent fortement la moyenne vers le haut. Les quartiles confirment cette instabilité : 25% des observations sont inférieures à 33,21 milliards, tandis que 25% dépassent 163,45 milliards. Le financement agricole apparaît donc très contrasté selon les années.
Les variables climatiques n'évoluent pas la même intensité. La pluviométrie annuelle moyenne (PLUV) présente une moyenne de 548,40 mm et une médiane de 539,42 mm, avec une asymétrie très faible. La distribution est donc relativement équilibrée, même si l'écart entre le minimum (386,69 mm) et le maximum (732,24 mm) traduit une variabilité climatique réelle. La température annuelle moyenne (TEMP) est, de toutes les variables, la plus stable. Sa moyenne de 28,62 °C est presque identique à sa médiane de 28,59 °C, et son écart-type n'est que de 0,43. La faible dispersion observée signifie que la température varie peu d'une année à l'autre à l'échelle annuelle. Cette faible variabilité peut limiter sa capacité explicative dans un modèle en niveau.
L'indice de stabilité politique (WGI) présente une moyenne de -0,89 et une médiane de -0,23, avec 29 observations seulement. Cette moyenne négative traduit un environnement institutionnel globalement fragile sur la période. L'écart important entre la moyenne et la médiane suggère que certaines années de très forte instabilité politique ont dégradé la moyenne générale. L'étendue, de -2,56 à 0,45, confirme l'existence de phases institutionnelles très contrastées.

Dans une perspective de modélisation, plusieurs implications se dégagent. D'abord, la variable CRED présente des distributions asymétriques, ce qui peut justifier des transformations logarithmiques ou des tests de robustesse. Ensuite, la faible variabilité de TEMP suggère qu'elle risque d'avoir un faible pouvoir explicatif si elle est introduite seule en niveau. Enfin, la différence de nombre d'observations pour WGI impose une vigilance particulière, car elle peut réduire la taille effective de l'échantillon dans les estimations multivariées.
Ainsi, ces statistiques descriptives montrent que la filière coton évolue dans un environnement marqué par une forte instabilité économique, une variabilité pluviométrique réelle, une sécheresse moyenne persistante, et une fragilité institutionnelle non négligeable. Elles fournissent ainsi une base solide pour justifier la suite de l'analyse économétrique et orienter le choix des spécifications empiriques.

4.2. Détermination du nombre optimal de retards

Selon le critère d'information d'Akaike (AIC), le nombre optimal de retards du modèle VAR est égal à 4. En effet, la plus faible valeur de l'AIC (35.438) est obtenue pour le retard 4, ce qui indique que cette spécification offre le meilleur compromis entre la qualité d'ajustement du modèle et sa complexité. Dès lors, le modèle VAR(4) est retenu pour la suite de l'estimation.

Une fois le nombre optimal de retards déterminé à partir du critère d'Akaike, l'étape suivante consiste à estimer le modèle VAR(4) puis à vérifier sa validité à l'aide des tests de diagnostiques usuels.

Tableau 2 : Nombre optimal de retards selon le critère d'information d'Akaike (AIC)

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-474.07				1.5e+13	36.0052	36.1764	36.5811*
1	-469.436	9.2679	4	0.055	1.5e+13	35.9582	36.1866	36.7261
2	-463.314	12.244	4	0.016	1.3e+13	35.801	36.0865	36.7609
3	-460.561	5.5051	4	0.239	1.5e+13	35.8934	36.2359	37.0453
4	-450.412	20.298*	4	0.000	1.1e+13*	35.438*	35.8375*	36.7818

4.3. Estimation du modèle

Dans l'équation de PRODUC, le premier retard de la production n'est pas significatif, mais le deuxième retard est positif et fortement signification à 10%, tandis que le quatrième retard est négatif et significatif à 5%. Cele décrit une persistance retardée suivie d'un mouvement de correction, plutôt qu'une inertie mécanique d'une période à l'autre. Les retards du prix interne (PINT) montrent un profil non linéaire dans l'équation de production : les premiers retards sont négatifs ou peu robustes, puis le troisième retard devient positif et significatif à 5%. Cette configuration indique que l'incitation-prix agit, mais avec délai, ce qui est compatible avec des décisions de production fondée sur des anticipations adaptatives et sur des contraintes de mise en œuvre. Le crédit courant a un coefficient négatif et significatif à 10% dans l'équation de production. Ce signe n'implique pas nécessairement que le financement réduit intrinsèquement la production ; il suggère plutôt qu'à court terme, le crédit peut être capté par des rigidités, des coûts, des retards d'allocation ou des usages qui ne se traduisent pas immédiatement en volumes produits. Le coefficient de l'indicateur de stabilité politique (WGI) affiche, quant à lui, un coefficient négatif significatif au seuil de 10%, ce qui laisse apparaître qu'une dégradation de l'environnement politico-institutionnel tend à exercer un effet défavorable sur la production. Les variables climatiques sont ici peu robustes dans l'équation de production : la pluviométrie n'est pas significative, et la température ainsi que son carré ne le sont pas non plus. Cela ne signifie pas que le climat est sans importance pour le coton ; cela indique plutôt qu'avec cet échantillon et de cette spécification, l'effet direct n'est pas identifié de manière nette.

S'agissant des variables explicatives de l'équation du prix intérieur (PINT), la production passée influence faiblement mais significativement le prix interne à certains horizons, tandis que le quatrième retard du prix interne est positivement significatif. Cela évoque une formation du prix partiellement autorégressive, avec une certaine inertie administrative ou institutionnelle. Cette lecture est cohérente avec les systèmes cotonniers régulés d'Afrique de l'Ouest, où les prix au producteur ne s'ajustent pas librement d'une période à l'autre. La pluviométrie est négative dans l'équation du prix interne. Cela suggère que les conditions climatiques affectent aussi la formation du prix. L'indicateur de stabilité politique (WGI) affiche, quant à lui, un coefficient négatif significatif au seuil de 10%, ce qui laisse apparaître qu'une dégradation de l'environnement politico-institutionnel tend à exercer un effet défavorable sur la production.

En définitive, les résultats obtenus révèlent que la production cotonnière suit une dynamique d'ajustement non instantanée, où l'incitation-prix agit avec délai, le crédit de court terme peine à se convertir en volumes de produits, et la dégradation institutionnelle pénalise la filière. S'agissant du prix intérieur, une inertie administrative propre aux systèmes cotonniers régulés d'Afrique de l'Ouest limite l'ajustement libre des prix, tandis que les conditions climatiques influencent également leur formation, appelant un examen des signes et des amplitudes des coefficients thermiques afin de mettre en évidence la dynamique sous-jacente que la non-significativité statistique globale occulte.

Tableau 3 : Estimation du modèle pour la production du coton

PRODC	L.PRODC	0.194	PINT	L.PRODC	-0.000
		(1.12)			(2.29)*
	L2.PRODC	0.574		L2.PRODC	-0.000
		(3.46)**			(0.01)
	L3.PRODC	-0.083		L3.PRODC	-0.000
		(0.45)			(0.26)
	L4.PRODC	-0.493		L4.PRODC	-0.000
		(2.17)*			(4.50)**
	L.PINT	-2,188.676		L.PINT	-0.115
		(1.78)			(0.66)
	L2.PINT	-2,058.494		L2.PINT	-0.184
		(1.93)			(1.21)
	L3.PINT	2,552.041		L3.PINT	0.116
		(2.19)*			(0.70)
	L4.PINT	168.535		L4.PINT	0.502
		(0.14)			(2.83)**
	PLUV	-201.251		PLUV	-0.147
		(0.67)			(3.43)**
	TEMP	-3,990,587.743		TEMP	622.376
		(0.57)			(0.63)
	TEM2	74,099.511		TEM2	-10.620
		(0.61)			(0.61)
	CRED	-970.862		CRED	0.060
		(2.71)**			(1.17)
	WGI	-164,987.282		WGI	-37.721
		(3.12)**			(5.01)**
	_cons	54,277,231.723		_cons	-8,816.379
		(0.55)			(0.62)
N					27

* $p<0.05$; ** $p<0.01$

Toutefois, l'examen approfondi des signes et des grandeurs des coefficients thermiques révèle une dynamique sous-jacente que le simple test de significativité masque. L'estimation économétrique met en évidence une relation non linéaire entre la température et la variable dépendante (production), dont la forme correspond à une fonction de production de type quadratique concave. Le coefficient associé à la variable de température est positif ($\beta_1 = 399088$), indiquant un effet marginal croissant dans un premier temps. Le coefficient de la température au carré est négatif ($\beta_2 = -74099{,}51$), ce qui confirme la concavité stricte de la fonction et traduit l'existence d'un maximal global. L'optimum thermique d'environ 27°C désigne le point où la productivité marginale de la température devient nulle. En deçà, une augmentation de température améliore l'efficacité productive ; au-delà, chaque degré additionnel détruit de la valeur (figure 3).

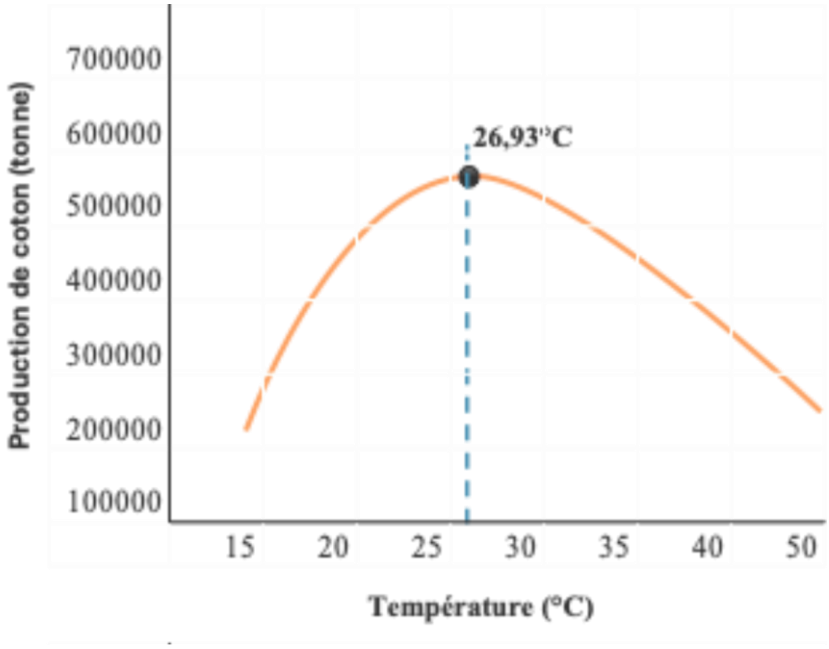


Figure 3 : Cadre méthodologique de l'étude

4.4. Tests de diagnostic du modèle

- **Test d'autocorrélation de Lagrange-Multiplier (LM)**

Le test de Lagrange-multiplier ne met pas en évidence d'autocorrélation des résidus aux retards 1 et 2 au seuil de signification de 5%, les probabilités associées étant respectivement de 0,09046 et 0,34287. En conséquence, l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation n'est pas rejetée à ces deux retards. Il convient toutefois de noter le résultat observé au premier retard demeure proche au seuil critique.

Tableau 4 : Test d'autocorrélation de Lagrange-multiplier

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	8.0307	4	0.09046
2	4.4973	4	0.34287

- **Test de normalité de Jarque-Bera**

Les résultats du test de normalité des erreurs montrent que les résidus des équations PRODC et PINT suivent une distribution normale, les probabilités associées au test de Jarque-Bera étant respectivement de 0.49864 et 0.44957, donc supérieures au seuil de 5%. En conséquence, l'hypothèse nulle de normalité n'est pas rejetée.

Tableau 5 : Test de normalité des erreurs de Jarque-Bera

Equation	chi2	df	Prob > chi2
PRODC	1.392	2	0.49864
PINT	1.599	2	0.44957
ALL	2.991	4	0.55939

- **Test de stabilité**

Le test de stabilité du modèle VAR montre que toutes les valeurs propres ont un module inférieur à l'unité. En conséquence, toutes les racines se situent à l'intérieur du cercle unité, ce qui confirme que le modèle satisfait la condition de stabilité. Dès lors, les estimations du VAR peuvent être considérées comme stables et les analyses dynamiques qui en découlent comme valides.

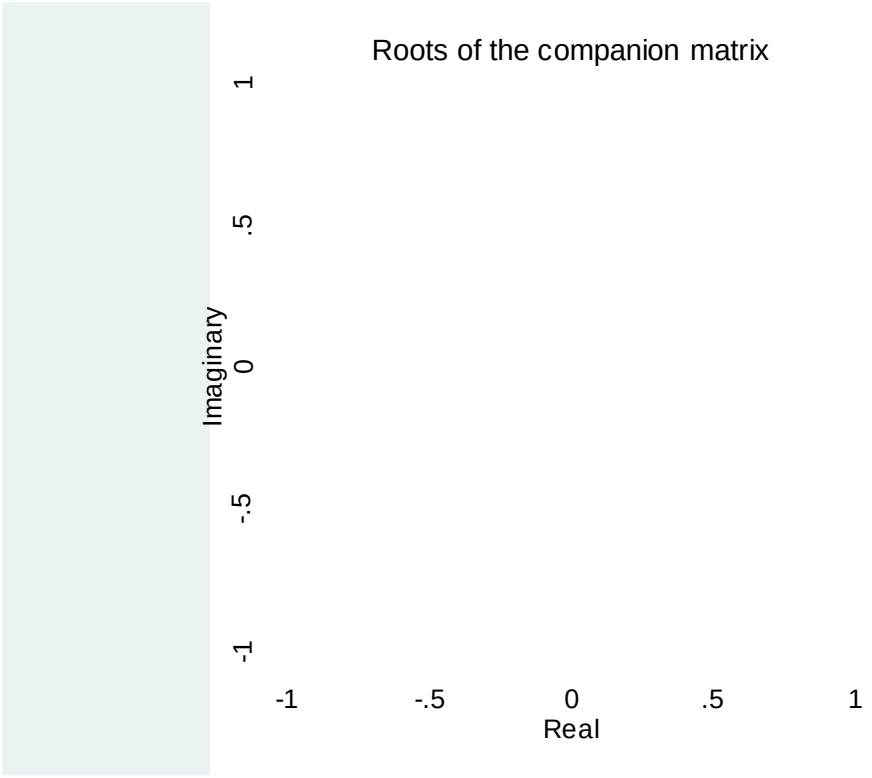


Figure 4 : Test de stabilité du modèle

- **Test de causalité de Granger**

Le test de causalité de Granger met en évidence une asymétrie significative dans la dynamique temporelle entre production cotonnière (PRODUC) et le prix intérieur (PINT). Les résultats rejettent l'hypothèse nulle de non-causalité de PRODUC vers PINT au seuil de 1%, tout en relevant une relation inverse limitée. L'estimation indique que les valeurs passées de PRODUC améliorent significativement la prévision de PINT. La statistique du chi2 s'élève à 26,433 pour 4 degrés de liberté, avec une probabilité critique de (0,000). L'hypothèse nulle de non-causalité est donc rejetée au seuil de 1%, confirmant une causalité hautement significative de la production vers le prix d'achat (PINT). À l'inverse, l'effet du PINT sur la production présente une signification plus faible. L'exclusion de PINT de l'équation PRODUC génère un chi2 de 12,199 avec un une p-value de 0,016. Bien que significative au seuil de 5%, cette relation demeure marginale au seuil de 1%. Le PINT n'exerce donc pas d'effet causal robuste sur la production cotonnière dans cette spécification.

Tableau 6 : Test de causalité de Granger

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
PRODC	PINT	12.199	4	0.016
PRODC	ALL	12.199	4	0.016
PINT	PRODC	26.433	4	0.000
PINT	ALL	26.433	4	0.000

5. Discussion

Les résultats montrent que la production cotonnière ne répond pas de façon instantanée aux chocs, mais suit une dynamique d'ajustement retardée. La combinaison d'un premier retard non significatif, d'un deuxième retard positif et d'un quatrième retard négatif indique une persistance différée suivie d'un mécanisme de correction, ce qui est cohérent avec les modèles de retards distribués et d'anticipations adaptatives en agriculture (Chavas & Johnson, 1982 ; Anderson, 1974). Cette lecture est plausible, car la littérature montre que les coefficients retardés reflètent souvent des coûts d'ajustement, des contraintes techniques, des facteurs fixes ou quasi fixes, et parfois des dynamiques non observés que les modèles agrégés captent imparfaitement (Haile et al., 2015 ; Edison et al., 2020). Elle rejoint aussi les travaux qui soulignent qu'une inertie apparente à l'échelle agrégée peut masquer des arbitrages intertemporels plus complexes, notamment lorsque les producteurs réagissent d'abord au choc, puis réallouent ensuite les surfaces ou les facteurs de production (Hendricks et al., 2014). Dans cette perspective, l'équation de production décrit moins une inertie mécanique qu'un processus de réponse séquentielle, dans lequel la décision du producteur s'étale sur plusieurs périodes (Chavas & Johnson, 1982 ; Anderson, 1974 ; Shoko et al., 2021).

Le profil des retards du prix intérieur confirme que l'incitation-prix agit avec délai. Le fait que les premiers retards de prix soient faibles ou négatifs, puis que le troisième retard devienne positif et significatif, est conforme aux travaux montrant que les producteurs ne réagissent pas immédiatement au signale-prix, soit parce qu'ils révisent progressivement leurs anticipations, soit parce que les intrants et les choix techniques restent relativement rigides à court terme (Anderson, 1974 ; Benmehaia, 2021). La littérature souligne en effet que la réponse de court terme est généralement plus faible que la réponse de long terme, précisément parce que l'accès à la terre, aux intrants, au travail, à l'information et au financement limite l'ajustement immédiat de l'offre (Benmehaia, 2021 ; Haile et al., 2015 ; Mythili, 2006 ; Shoko et al., 2021).

Le coefficient négatif du crédit courant et celui de la stabilité politique indiquent ensuite que les contraintes institutionnelles jouent un rôle important dans la filière. Le signe négatif du crédit ne signifie pas que le financement réduit intrinsèquement la production ; il indique plutôt qu'à court terme, les ressources financières peuvent être absorbées par des coûts de transaction, des retards de décaissement, des besoins de trésorerie ou des usages non productifs, ce qui affaiblit leur conversion en volumes produits (Thériault & Serra, 2014 ; Shoko et al., 2021 ; Lin, 1977). Cette lecture est cohérente avec les analyses du coton Ouest Africain qui montrent que l'accès au crédit, le fonctionnement des organisations de producteurs, les mécanismes de prix et la qualité de l'environnement sectoriel influencent directement l'efficacité technique des exploitations (Thériault & Serra, 2014 ; Staritz &Troster, 2015). De la même manière, le coefficient négatif du WGI suggère qu'une dégradation politico-institutionnelle réduit la capacité de la filière à coordonner l'accès aux intrants, sécuriser les paiements, diffuser l'information et soutenir l'investissement productif (Staritz &Troster, 2015 ; Bassett, 2014 ; Shepherd & Delpeuch, 2007 ; Nubukpo & Keita, 2005).

L'équation du prix intérieur prolonge cette lecture en montrant que la formation du prix relève d'une logique partiellement administrée. Le fait que la production passée n'influence le prix qu'à certains horizons, tandis que le quatrième retard du prix intérieur est positivement signification, évoque une formation autorégressive du prix cohérents avec les systèmes cotonniers régulés d'Afrique de l'Ouest, où les prix au producteur ne s'ajustent ni librement ni instantanément aux conditions de marché (Bassett, 2014 ; Shepherd & Delpeuch, 2007 ; Nubukpo & Keita, 2005). La littérature indique en effet que les mécanismes de fixation du prix dans ces filières restent souvent opaques, fortement encadrés, et marqués par une transmission incomplète des prix mondiaux vers les prix domestiques (Nubukpo & Keita, 2005 ; Shepherd & Delpeuch, 2007 ; Bassett, 2014).

Enfin, la faible robustesse apparente des variables climatiques dans l'équation de production ne doit pas conduire à conclure à l'absence d'effet du climat, car la littérature sur le coton montre que la température et la pluviométrie agissent souvent de manière non linéaire, différée et conditionnelle (Li et al., 2021 ; Schlenker & Roberts, 2009 ; Zhang et al., 2023 ; Li et al., 2020). L'optimum thermique estimé à 26,93°C est cohérent avec cette littérature : en deçà d'un certain seuil, la hausse de température peut soutenir la production, mais au-delà, le stress thermique domine et les rendements se détériorent rapidement (Schlenker & Roberts, 2009 ; Zhang et al., 2023 ; Li et al., 2021 ; Burke et al., 2015).

6. Conclusion

Dans cette perspective, les résultats montrent que la production cotonnière répond aux incitations économiques, mais selon un ajustement retardé fortement conditionné par le cadre institutionnel et le crédit. Le prix intérieur apparaît lui aussi contraint par une inertie administrative, tandis que le climat agit probablement selon une relation

non linéaire, ce qui plaide pour une politique cotonnière articulant simultanément réforme institutionnelle, efficacité du financement et adaptation climatique.

Pour soutenir durablement la production cotonnière, les pouvoirs publics doivent désenclaver la filière en agissant simultanément sur le financement, la tarification et la gouvernance institutionnelle.

- Stabiliser et accélérer le système de paiement et de crédit agricole pour caler les décaissements sur le cycle cultural ;
- Réformer la fixation du prix au producteur pour améliorer la transparence et aligner le prix domestique sur les signaux de marché ;
- Renforcer la gouvernance sectorielle et les organisations de producteurs pour réduire les frictions institutionnelles qui pénalisent la production.

En définitive, la principale recommandation est de mener une réforme coordonnée qui lie le calendrier du crédit, la transparence des prix et la solidité institutionnelle, afin de transformer les incitations économiques en volume produits sans retard ni déperdition.

Références

Alyousifi, Y., Othman, M., Husin, A., & Rathnayake, U. (2021). A new hybrid fuzzy time series model with an application to predict PM10 concentration. *Ecotoxicology and Environmental Safety*, *227*, 112875. https://doi.org/10.1016/j.ecoenv.2021.112875

Avadí, A., Marcin, M., Biard, Y., Renou, A., Gourlot, J.-P., & Basset-Mens, C. (2020). Life cycle assessment of organic and conventional non-Bt cotton products from Mali. *The International Journal of Life Cycle Assessment*, *25*(4), 678-697. https://doi.org/10.1007/s11367-020-01731-x

Bandiougou, D., Bett, H. K., Mutai, M., & Bars, M. L. (2017). Dynamics and adaptation of agricultural farming systems in the boost of cotton cropping in southern Mali. *African Journal of Agricultural Research*, *12*(18), 1552-1569. https://doi.org/10.5897/AJAR2017.12159

Bodjongo, M. (2021). Climate Change, Cotton Prices and Production in Cameroon. *The European Journal of Development Research*, *34*(1), 22-50. https://doi.org/10.1057/s41287-020-00345-1

Butt, T. A., McCarl, B. A., Angerer, J., Dyke, P. T., & Stuth, J. W. (2005). *The economic and food security implications of climate change in Mali*. https://doi.org/10.1007/s10584-005-6014-0

Coulibaly, J. Y., Sanders, J. H., Preckel, P. V., & Baker, T. G. (2014). Will cotton make a comeback in Mali? : J. Y. Coulibaly et al. *Agricultural Economics*, *46*(1), 53-67. https://doi.org/10.1111/agec.12140

Cunningham, M. A., Wright, N. S., Mort Ranta, P. B., Benton, H. K., Ragy, H. G., Edington, C. J., & Kellner, C. A. (2021). Mapping Vulnerability of Cotton to Climate Change in West Africa : Challenges for Sustainable Development. *Climate*, *9*(4), 68. https://doi.org/10.3390/cli9040068

Delpeuch, C., & Leblois, A. (2014). The Elusive Quest for Supply Response to Cash-Crop Market Reforms in Sub-Saharan Africa : The Case of CottonLa quête insaisissable de la réponse à l'offre face aux réformes du marché des cultures commerciales en Afrique subsaharienne : le cas du coton. *World Development*, *64*, 521-537. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2014.06.007

Diallo, A., Donkor, E., & Owusu, V. (2020). Climate change adaptation strategies, productivity and sustainable food security in southern Mali. *Climatic Change*, *159*(3), 309-327. https://doi.org/10.1007/s10584-020-02684-8

Diallo, T., & Yilmaz, H. (2025). Econometric Analysis of Cotton Production in Mali : Evaluation of the Effects of Support Policies Using a VECM Model. *Journal of International Development*, *38*(1), 125-139. https://doi.org/10.1002/jid.70021

Diop, I., & Traoré, F. (2022). The paradox of the supply elasticity of cotton in Mali. *Applied Economics Letters*, *30*(14), 1856-1860. https://doi.org/10.1080/13504851.2022.2083553

Dissa, A., Bijman, J., Slingerland, M., Sanogo, O. M., Giller, K. E., & Descheemaeker, K. (2021). Growing cotton to produce food : Unravelling interactions between value chains in southern Mali. *Development Policy Review*, *40*(5), e12605. https://doi.org/10.1111/dpr.12605

Dissa, A., Slingerland, M., Giller Ken E., & Katrien, D. (2024). *Effects of the COVID-19 induced cotton crisis on agricultural production and livelihoods of smallholders in southern Mali*. https://doi.org/DOI%252010.3389/fsufs.2023.1269355

Ďurigová, M., Hlavčová, K., & Poórová, J. (2020). Detection of Changes in Hydrological Time Series During Recent Decades. *Slovak Journal of Civil Engineering*, *28*(2), 56-62. https://doi.org/10.2478/sjce-2020-0016

Ebi, K. L., Padgham, J., Doumbia, M., Kergna, A., Smith, J., Butt, T., & McCarl, B. (2011). Smallholders adaptation to climate change in Mali. *Climatic Change*, *108*(3), 423-436. https://doi.org/10.1007/s10584-011-0160-3

FAO. (2022). *Mali : Response overview (May 2022)*. FAO. https://doi.org/10.4060/cc0337en

Haile, M. G., Kalkuhl, M., & von Braun, J. (2015). Worldwide Acreage and Yield Response to International Price Change and Volatility : A Dynamic Panel Data Analysis for Wheat, Rice, Corn, and Soybeans. *American Journal of Agricultural Economics*, *98*(1), 172-190. https://doi.org/10.1093/ajae/aav013

Hendricks, N. P., Smith, A., & Sumner, D. A. (2014). Crop Supply Dynamics and the Illusion of Partial Adjustment. *American Journal of Agricultural Economics*, *96*(5), 1469-1491. https://doi.org/10.1093/ajae/aau024

Huet, E. K., Adam, M., Giller, K. E., & Descheemaeker, K. (2020). Diversity in perception and management of farming risks in southern MaliDiversité dans la perception et la gestion des risques agricoles dans le sud du Mali. *Agricultural Systems*, *184*, 102905. https://doi.org/10.1016/j.agsy.2020.102905

Jaiswal, R. K., Lohani, A. K., & Tiwari, H. L. (2015). Statistical Analysis for Change Detection and Trend Assessment in Climatological Parameters. *Environmental Processes*, *2*(4), 729-749. https://doi.org/10.1007/s40710-015-0105-3

Kocsis, T., Kovács-Székely, I., & Anda, A. (2019). Homogeneity tests and non-parametric analyses of tendencies in precipitation time series in Keszthely, Western Hungary. *Theoretical and Applied Climatology*, *139*(3-4), 849-859. https://doi.org/10.1007/s00704-019-03014-4

Lambert, M.-J., Traoré, P. C. S., Blaes, X., Baret, P., & Defourny, P. (2018). Estimating smallholder crops production at village level from Sentinel-2 time series in Mali's cotton beltEstimation de la production de petites cultures agricoles au niveau du village à partir de la série chronologique Sentinel-2 dans la ceinture cotonnière du Mali. *Remote Sensing of Environment*, *216*, 647-657. https://doi.org/10.1016/j.rse.2018.06.036

Lassana, T., & Thione, D. I. (2020). *Analysis of Determinants of Access to Credit for Cotton Producers in Mali | South Asian Journal of Social Studies and Economics*. https://journalsajsse.com/index.php/SAJSSE/article/view/116?__cf_chl_f_tk=SIlAm5PoncKMAWX_ZLX.Dx1q.mDSovL1ujJxXwVqGT8-1783010923-1.0.1.1-L2vRh2YCgwlxJzWszzuAlgn5Q3Yo33hofpPYCUhjtWo

Latrech, B., Yacoubi, S., Hermassi, T., Slatni, A., Jarray, F., & Pouget, L. (2023). Homogeneity and Trend Analysis of Climatic Variables in Cap-Bon Region of Tunisia. *Applied Sciences*, *13*(19), 10593. https://doi.org/10.3390/app131910593

Magrini, E., Balié, J., & Morales-Opazo, C. (2018). Price Signals and Supply Responses for Staple Food Crops in Sub-Saharan Africa. *Applied Economic Perspectives and Policy*, *40*(2), 276-296. https://ideas.repec.org//a/oup/apecpp/v40y2018i2p276-296..html

Mallakpour, I., & Villarini, G. (2016). A simulation study to examine the sensitivity of the Pettitt test to detect abrupt changes in mean. *Hydrological Sciences Journal*, *61*(2), 245-254. https://doi.org/10.1080/02626667.2015.1008482

Matopote, G., & Joshi, N. P. (2024). Associations between Climate Variability and Livestock Production in Botswana : A Vector Autoregression with Exogenous Variables (VARX) Analysis. *Atmosphere*, *15*(3), 363. https://doi.org/10.3390/atmos15030363

Mumararungu, M ya-Bititi, G., Bisetsa, E., University of Liege, Burny, P., & University of Liege. (2024). Agricultural cooperative and members' resilience in Kita and Yanfolila cercles of Mali. *African Journal of Food, Agriculture, Nutrition and Development*, *24*(04), 26007-26023. https://doi.org/10.18697/ajfand.129.23575

Nicholson, W., Matteson, D., & Bien, J. (2017). *VARX-L : Structured Regularization for Large Vector Autoregressions with Exogenous Variables* (arXiv:1508.07497). arXiv. https://doi.org/10.48550/arXiv.1508.07497

Ölkers & Musshoff. (2023). *Exploring the role of interest rates, macroeconomic environment, agricultural cycle, and gender on loan demand in the agricultural sector : Evidence from Mali*. https://doi.org/DOI:%252010.1002/agr.21891

Ollenburger, M. H., Descheemaeker, K., Crane, T. A., Sanogo, O. M., & Giller, K. E. (2016). Waking the Sleeping Giant : Agricultural intensification, extensification or stagnation in Mali's Guinea SavannahRéveiller le géant endormi : intensification, extensification ou stagnation agricole dans la savane guinée du Mali. *Agricultural Systems*, *148*, 58-70. https://doi.org/10.1016/j.agsy.2016.07.003

Paiva, D. D. A., & Sáfadi, T. (2021). STUDY OF TESTS FOR TREND IN TIME SERIES. *REVISTA BRASILEIRA DE BIOMETRIA*, *39*(2), 311-333. https://doi.org/10.28951/rbb.v39i2.471

Sadeqi, A., & Kahya, E. (2021). Spatiotemporal analysis of air temperature indices, aridity conditions, and precipitation in Iran. *Theoretical and Applied Climatology*, *145*(1-2), 703-716. https://doi.org/10.1007/s00704-021-03658-1

Sanga, U., Sidibé, A., & Olabisi, L. S. (2021). Dynamic pathways of barriers and opportunities for food security and climate adaptation in Southern MaliVoies dynamiques de barrières et d'opportunités pour la sécurité alimentaire et l'adaptation au climat dans le sud du Mali. *World Development*, *148*, 105663. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2021.105663

Schiff, M., & Montenegro, C. E. (1997). Aggregate Agricultural Supply Response in Developing Countries : A Survey of Selected Issues. *Economic Development and Cultural Change*, *45*(2), 393-410. https://doi.org/10.1086/452279

Septiani, A., Fatmi, H., Hirzi, R. H., & Gazali, M. (2024). FORECASTING HORTICULTURAL PRODUCTION BASED ON RAINFALL WITH VECTOR AUTOREGRESSIVE EXOGENOUS (VARX) METHOD. *Jurnal Statistika Dan Aplikasinya*, *8*(2), 164-170. https://doi.org/10.21009/JSA.08203

Suhaila, J., & Yusop, Z. (2018). Trend analysis and change point detection of annual and seasonal temperature series in Peninsular Malaysia. *Meteorology and Atmospheric Physics*, *130*(5), 565-581. https://doi.org/10.1007/s00703-017-0537-6

Tenaye, A. (2020). New Evidence Using a Dynamic Panel Data Approach : Cereal Supply Response in Smallholder Agriculture in Ethiopia. *Economies*, *8*(3), 61. https://doi.org/10.3390/economies8030061

Theriault, V., Serra, R., & Sterns, J. A. (2013). Prices, institutions, and determinants of supply in the Malian cotton sector. *Agricultural Economics*, *44*(2), 161-174. https://doi.org/10.1111/agec.12001

Theriault, V., & Sterns, J. A. (2012). *John R. Commons and the Evolution of Institutions : The Case of the Malian Cotton Sector*. https://doi.org/10.22004/ag.econ.124460

Thiele, R. (2003). Price Incentives, Non-price Factors and Agricultural Production in Sub-Saharan Africa : A Cointegration Analysis. *African Development Review*, *15*(2-3), 425-438. https://doi.org/10.1111/j.1467-8268.2003.00079.x

Toure, L. (2021). *Effect of Equipment Credit on the Agricultural Income of Cotton Producers in Mali | Journal of Economics, Management and Trade*. https://journaljemt.com/index.php/JEMT/article/view/926?__cf_chl_f_tk=6.3B3ka7GBWEODd9YZGbCI2gqjy2RQsczUbLCIDLPQQ-1783010672-1.0.1.1-zVyBLsMD5zr4atViW_uxQEC3Upg9OLV.7vCCEnq.AQ0

Ullah, H., Nihal, A., Nisar, A. K., Muhammad Iqbal, J., Piotr, S., Ricardo Cosio, B., & Juan Martín Campos, H. (2022). *The Sahel Crisis : An Analysis of its Impact on Food Security in Mali*. https://doi.org/10.69501/x4f6kd18

Warsono, E. R., Wamiliana, W., & Mustofa, U. (2019). [No title fouVector autoregressive with exogenous variable model and its application in modeling and forecasting energy data : Case study of PTBA and HRUM energynd]. *International Journal of Energy Economics and Policy*, *9*(2), 390-398. https://doi.org/10.32479/ijeep.7223