

# African Finance for Development Review

N° 1 – 2022

## Honorary Managing Editor

Christian de BOISSIEU

## Honorary Chief Editor

Ahmadou Aly MBAYE

## Managing Editor

Dhafer SAIDANE

## Chief Editor

Babacar SENE

## Editors

Nabil JEDLANE

Aklesso EGBENDEWE

Désiré AVOM

Mohamed BELKHIR

Nouri CHTOUROU

Adama DIAW

Tarik EL MALIKI

Foued Badr GABSI

Siham MEKNASSI

Ndoume Essingone Hervé

Sessi TOKPAVI

Félix ZOGNING

Sana BEN ABDALLAH

## Associate Editors

Chrysost BANGAKÉ

Eric PAGET BLANC

Brou Emmanuel AKA

Seydi Ababacar DIENG

Jude EGGOH

Ezzahid EL HADJ

Marin FERRY

Aomar IBOURK

Désiré KANGA

Abou KANE

Alois KANYINDA KASANDA

Mohamed Lamine MBENGUE

Pierre MENDY

Abdoul Aziz NDOYE

Marc RAFFINOT

Oumar SY

Ary TANIMOUNE

Saada OMAR YOUSSEF

## Professional Associate Editors

Mohamed VALL EL ALEM

Daoud BARKAT

Sidy DIOP

Ochozias GBAGUIDI

Rym KOLSI

Cedric Achille MBENG MEZUI

## CONTENTS

Jean Paul Boniface SAMBOU, Birahim Bouna NIANG and Babacar NDIAYE, **Déterminants de l'inclusion financière des ménages au Sénégal par les Systèmes Financiers Décentralisés**

Serigne THIAM, **Characterization of the covid-19 crisis on the commodity market using the markov switching variance model**

Published by

## **African Finance for Development Review (AFDR)**

The overall objective of the AFDR is to provide junior and senior researchers and practitioners on the continent with a high-level framework for the popularization of their work.

The AFDR is the academic and research arm of the AFN.

It is a quality mechanism for evaluating submissions of papers in the broad field of finance. The journal ensures the publication of accepted papers within six to nine months while maintaining high quality standards.

Articles in AFDR may focus on the following areas:

- o International finance
- o Capital markets
- o Microstructure of financial markets
- o Behavioral finance
- o Microfinance
- o Actuarial sciences
- o Inclusive finance
- o Financial engineering
- o Banks
- o Banking regulations
- o Financial stability
- o Systemic risk
- o Empirical finance
- o Sovereign debt
- o Derivative products
- o Commodity markets
- o Financial governance
- o Fintech and digitalization
- o Digital finance
- o Islamic finance
- o Sustainable finance and socially responsible investing
- o Agricultural finance
- o Machine learning
- o Public finances
- o Cryptocurrency
- o And more

The AFDR aims to publish rigorous, and high-quality papers with original research methodologies. Theoretical papers are also welcome, in particular, papers that focus on certain financial issues in Africa. AFDR publishes dense papers with very rich methodology and literature review that expose the state of research on the theme from its origins to the present day.

# Editorial

par Christian de Boissieu

Les Revues de bon standing consacrées à la finance en Afrique ne sont pas légion, alors que le thème financier prend de nouvelles dimensions avec l'essor de la finance durable et de la finance verte, avec l'impératif des critères ESG dans la stratégie des entreprises et dans les choix des investisseurs, avec aussi la référence croissante aux critères extra-financiers dans les politiques publiques.

Je salue donc le lancement de cette nouvelle Revue, qui affiche d'emblée ses ambitions : des articles en français ou en anglais ; des analyses à jour des développements théoriques les plus récents et portant sur des thèmes à fort enjeu pour les pays africains ; une démarche dans laquelle les travaux empiriques sont bien accueillis, sans qu'il s'agisse pour autant de verser dans de l'économétrie « sauvage » détachée de bases théoriques ; des problématiques éclairantes pour les décideurs, publics ou privés.

Les articles publiés dans ce numéro 1 satisfont plusieurs de ces critères, avec une étude empirique et assez sophistiquée sur l'inclusion financière, et un travail sur l'impact des crises, y compris celle du Covid, sur les marchés de matières premières. Le choc sur les matières premières énergétiques et agricoles né des conséquences de la guerre en Ukraine confère une résonance particulière à ce dernier travail.

L'Afrique est un continent ouvert sur le reste du monde, avec ses spécificités (y compris démographiques) et ses diversités internes, avec aussi des défis à relever qui sont le lot de tous les continents, de tous les pays : la transition énergétique et écologique, la révolution numérique, l'urbanisation et la « métropolisation » croissantes, ...Les marchés financiers et les investisseurs n'ont pas toujours la bonne représentation du risque africain. C'est pourquoi, avec certains collègues du Cercle des économistes, nous avons fait des propositions au Président Macky Sall, président en exercice de l'Union Africaine en 2022, afin de renforcer la stabilité financière, de réduire le coût moyen de la dette africaine, de créer une agence de notation panafricaine. Aborder les dimensions financières du développement est parfaitement compatible avec ce credo : ce qui compte avant tout, en Afrique comme ailleurs, c'est l'économie réelle, à savoir l'investissement, la croissance, l'emploi, la lutte contre le changement climatique, les inégalités...Mais, selon la manière dont elle est conçue et mise en œuvre, la

finance peut aider à trouver des solutions sur ces aspects d'économie réelle, ou au contraire aggraver les problèmes.

Puisque l'Afrique doit être analysée dans le contexte de l'ouverture, de la concurrence et de solutions possiblement coopératives, les comparaisons (démarche du « benchmarking ») avec d'autres expériences de pays émergents, ou avec d'autres zones en développement qui ont du mal à émerger, seront éclairantes. Les travaux correspondants seront les bienvenus dans cette Revue.

Le bébé vient de naître. Il lui faudra un peu de temps pour grandir. Laissons à cette Revue du temps, le temps de se faire connaître et d'affirmer sa réputation et sa crédibilité. Compte tenu de l'intérêt du projet et de la qualité des collègues qui vont le faire vivre, je suis résolument optimiste !

Christian de Boissieu

Professeur émérite à l'Université de Paris I (Panthéon-Sorbonne)

(Mai 2022)

## Déterminants de l'inclusion financière des ménages au Sénégal par les Systèmes Financiers Décentralisés

Jean Paul Boniface SAMBOU<sup>i</sup>, Birahim Bouna NIANG<sup>ii</sup>, Babacar NDIAYE<sup>iii</sup>

### Résumé

Les données de l'enquête sur la situation de référence sur l'inclusion financière au Sénégal (ESRIF 2016) permettent d'identifier les déterminants de l'inclusion financière des ménages comme un phénomène dynamique et de construire des indices composites d'inclusion financière améliorés (ICIF). En utilisant l'Analyse à Correspondance Multiple (ACM) et un modèle logit ordonné, les résultats montrent que l'inclusion financière passe par la connaissance des systèmes financiers décentralisés, la détention d'un compte, l'appréciation de la distance parcourue pour se rendre à l'agence la plus proche, le moyen de déplacement utilisé. Les probabilités prédites obtenues, montrent que l'accès, l'utilisation et la qualité/ barrière sont des déterminants de l'inclusion financière des ménages. En effet, les ménages ayant, un niveau d'instruction plus élevé, un âge compris entre 35 et 60 ans et exerçant une fonction d'enseignant ou libérale, avec un niveau de revenu supérieur à 500 000 FCFA, sont plus inclus financièrement que les autres catégories.

**Mots clés :** Inclusion financière, exclusion financière, inégalités socio-économiques, microfinance, Sénégal

**JEL:** G23, 016, 055

### Abstract

Data from the baseline survey on financial inclusion in Senegal (ESRIF 2016) allow to identify the determinants of household financial inclusion as a dynamic phenomenon and to construct enhanced composite financial inclusion indices (ICIF). By using Multiple Correspondence Analysis (MCA) and an ordered logit model, the results show that financial inclusion is determined by knowledge of decentralised financial systems, account ownership, assessment of the distance travelled to the nearest branch, and the means of travel used. The predicted probabilities obtained show that access, use and quality/barrier are determinants of household financial inclusion. Indeed, households with a higher level of education, an age between 35 and 60 years old and working as a teacher or as a liberal, with an income level higher than 500,000 FCFA, are more financially included than the other categories.

**Keywords :** Financial inclusion, financial exclusion, socio-economic inequalities, microfinance, Senegal

**JEL:** G23, 016, 055

---

<sup>i</sup> Enseignant-chercheur, Université Cheikh Anta Diop de Dakar, Email : [jeanpaulsambou01@gmail.com](mailto:jeanpaulsambou01@gmail.com),

<sup>ii</sup> Enseignant-Chercheur, Université Cheikh Anta Diop de Dakar, Email : [bmniang@gmail.com](mailto:bmniang@gmail.com),

<sup>iii</sup> Enseignant-Chercheur, Université Amadou Mahtar Mbow de Dakar, E-mail : [babacar.ndiaye@uam.edu.sn](mailto:babacar.ndiaye@uam.edu.sn),

## 1. Introduction

Le Sénégal, comme la plupart des pays en développement, n'échappe pas au phénomène de la trappe à la pauvreté de sa population qui se voit exclue dans sa plus grande majorité du système financier classique. Cette exclusion se manifeste sous plusieurs formes à savoir : la méconnaissance, l'inaccessibilité et l'inadaptation des services financiers offerts à ces populations. Pour parer à une telle situation, les systèmes financiers décentralisés vont proposer des offres de services financiers alternatives pour une inclusion financière massive des ménages.

Généralement, l'inclusion financière est considérée comme l'accès et l'utilisation, de façon permanente, de services et/ou produits financiers adaptés aux besoins des ménages adultes et des Petites et Moyennes Entreprises (PME). Elle est offerte par des institutions financières formelles regroupées au sein des Systèmes Financiers Décentralisés (SFD) ou par l'intermédiaire d'un système de paiement de microcrédit ou de support électronique etc. (Amidzic et al. 2014). Par conséquent, les mesures prises pour atteindre une inclusion financière globale doivent être soigneusement adaptées afin de répondre aux réalités du terrain (Mohan, 2012).

Au Sénégal, cette recherche de solutions se développe autour de plusieurs stratégies d'inclusion financière des ménages. Selon la Banque mondiale (2017), on dénombre 1,7 milliards d'individus qui n'ont pas accès à un compte bancaire dans une institution financière formelle pour des motifs variés alors qu'ils disposent au moins d'un téléphone portable. Pour Gérineau et Jacolin (2013), la prévalence de l'exclusion financière (comparaison faite par rapport au taux de bancarisation strict de 19,3% était de 80,7% en 2018 alors que celui élargi était de 41,1 % donc un taux d'exclusion de 58,9%<sup>1</sup>), dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) est le reflet des facteurs structurels provenant tant des insuffisances de l'offre (coût, gestion des asymétries d'information), de la demande des services financiers (revenus et éducation financière, phénomènes d'auto-exclusion) que de l'environnement réglementaire et du climat des affaires.

Toutefois, l'inclusion financière implique, comme tout développement des activités financières, de nouveaux risques pour la stabilité financière et donc un renforcement des réglementations et de la supervision bancaire de façon à ce que la confiance du public et l'accès croissant aux services financiers aillent de pair avec une croissance économique stable et durable. A cet effet,

---

<sup>1</sup>Rapport BCEAO 2018 sur l'inclusion financière dans l'UEMOA

le Sénégal a entrepris d'importantes réformes de son secteur de la microfinance avec la dernière loi qui est entrée en vigueur en 2010 remplaçant l'ancienne loi 95-03 appelée Projet d'Appui à la Réglementation des Mutuelles d'Épargne et de Crédit (PARMEC) de 1992. A cela s'ajoute la création de structures d'appui de supervision et de contrôle comme la Direction de la Réglementation et de la Supervision des Systèmes Financiers Décentralisés (DRS-SFD), l'Observatoire de la Qualité des Services Financiers (OQSF) et la mise en place d'une Lettre de Politique Sectorielle, de fonds de garantie du microcrédit pour assurer la sécurité et la stabilité financière des SFD.

Malgré tous ces efforts, le niveau de l'inclusion financière des ménages est à améliorer au Sénégal. Selon le rapport de Global Findex (2017) sur 144 pays concernés par l'enquête, le Sénégal a connu un progrès de son niveau d'inclusion financière entre 2014 et 2017 qui est passé respectivement pour les femmes comme pour les hommes de 11% à 38% et de 20% à 47% soit une hausse de 27% de part et d'autre. Le rapport de la BCEAO (2018) indique que le Sénégal occupe la cinquième place au sein de l'UEMOA avec un taux d'inclusion financière élargi de 67,0% derrière le Bénin (74,5%), suivi du Togo (71,9%), de la Côte d'Ivoire (70,4%) et du Burkina Faso (68,4%). On note à cet effet que le Sénégal à gagner quelques places sur la période étudiée. Cette situation traduit l'envie des différents acteurs d'améliorer significativement l'inclusion financière des ménages au Sénégal avec un taux de bancarisation actuel de 19% pour une moyenne de 33% dans la zone UEMOA (BCEAO, 2019).

Les pays émergents ont vite compris la nécessité d'avoir un système bancaire et financier performant qui soutient l'investissement, le crédit et l'inclusion financière. Généralement dans ces pays, le taux de bancarisation strict se situe entre 10 et 20% traduisant ainsi la faiblesse de l'accès et de l'utilisation des services financiers (Guérineau et Jacolin 2014). Il en découle une méconnaissance dans l'éducation et la culture financière par la majorité des ménages, instaurant ainsi un climat de méfiance et l'isolement d'un bon nombre d'entre eux des structures financières.

En partant de l'idée qu'un service financier inclusif nécessite une politique d'accès et d'utilisation inclusive des services financiers, cet article s'inspire de l'analyse de Cámara et Tuesta (2017), pour analyser l'inclusion financière dans ses différentes dimensions à savoir l'accès, l'utilisation et la qualité/barrière, qui prennent en compte des facteurs d'offre et de demande de produits et services financiers, compatibles au Sénégal.

Il apparaît en définitive que la notion d'inclusion financière soit étroitement liée à l'objectif de réduction de la pauvreté, inscrit dans les objectifs de développement durable (ODD) par l'entremise d'une croissance inclusive. Accroître et améliorer l'inclusion financière

permettraient de lutter efficacement contre la pauvreté des ménages, mais faudrait-il d'abord trouver ses déterminants. L'objectif de cet article est alors d'identifier les déterminants de l'inclusion financière et de construire des indices composites d'inclusion financière (ICIF). Plus spécifiquement, il s'agit de déterminer les indices, de les définir et d'analyser l'hétérogénéité des ménages selon le niveau d'inclusion financière. L'hypothèse formulée à cet effet est que les déterminants de l'inclusion financière des ménages au Sénégal sont l'accès, l'utilisation et la qualité/barrière.

L'originalité de ce travail de recherche réside dans l'explication des multiples problèmes d'exclusion financière et surtout la quête de solutions durables. Jusqu'ici, les travaux publiés ne font état que de l'analyse descriptive de l'état des lieux sur l'inclusion financière au Sénégal. C'est pourquoi nous avons jugé nécessaire dans le prolongement de ces travaux de recherche de ne pas nous limiter à l'offre de services financiers seulement mais d'y rajouter la demande. En combinant l'offre et la demande à partir des données de l'ESRIF 2016 (Enquête sur la Situation de Référence de l'Inclusion Financière au Sénégal), nous voulons apporter une plus-value à la suite de nos prédécesseurs sur la question. En construisant à partir de l'Analyse à Correspondance Multiple, des axes factoriels et également à partir du logit ordonné en déterminant les probabilités prédites qui vont définir le niveau d'inclusion financière des groupes de ménages, on répond aux soucis d'efficacité de l'offre de produits et services financiers. La réussite de l'inclusion financière des ménages, nous amène fondamentalement à faire face à l'exclusion financière sous toutes ses formes.

En réalité, plusieurs auteurs ont déterminé des indices de même nature mais spécifiquement accès sur l'offre de service Sarma (2012) et Chakravarty et Pal (2010). Camara et Tuesta (2017) se sont focalisés sur la structure de la demande.

L'article est structuré de la manière suivante. La première section est consacrée à quelques faits stylisés. La seconde section analyse les relations entre les théories de l'inclusion financière et la pauvreté. La troisième section analyse les données selon les indices proposés. La quatrième section analyse les spécificités des trois déterminants proposés. La cinquième section analyse les effets marginaux du logit ordonné selon le déterminant. La conclusion met en évidence les résultats obtenus et propose des perspectives de recherche.

## **2. Quelques faits stylisés sur l'inclusion financière au Sénégal**

### **2.1. La microfinance un secteur au service de l'inclusion financière au Sénégal**

Au Sénégal, vers les années 1990, avec la libéralisation du secteur financier provoquée par la faillite des banques de développement et l'exclusion d'une partie de la population aux services

bancaires classiques, le SFD (système financier décentralisé), se développe à travers le territoire national et constitue un système d'allocation et de dépôt de ressources destiné à inclure les personnes délaissées par le système bancaire classique. Le SFD naît sous forme de projets pilotes, pose les premiers jalons de la microfinance sénégalaise. Il suit différentes phases d'évolution passant par la naissance, l'expansion et la consolidation (MPMEEFF, 2004).

**Tableau 1** : Quelques Principaux indicateurs de l'inclusion financière au Sénégal

<b>Indicateurs</b>	<b>Banques &amp; Ets. Financier</b>	<b>SFD</b>
Nombre d'institutions financières	29	387
Nombre de points de services	616	873
% des populations adultes ayant au moins un compte dans une IF formelle	7,8 %	15,1%
% des PME ayant au moins un compte dans une IF formelle	13,8 %	36,4%
Nombre de points de services pour 1 000 km <sup>2</sup>	3,1	4,4
Nombre de communes ayant au moins un point d'accès	80	260
% de communes ayant au moins un point d'accès	14 %	47 %
% de la population adulte ayant au moins un compte dans une institution financière agréée	7,8 %	15,1%
% des demandeurs adultes ayant au moins obtenus un crédit dans une institution financière agréée durant les 12 derniers mois	93,0 %	94,5%
% Population habitant à moins de 5 km d'un point d'accès physique	38,5 %	43,4%

Source : Données rapport ESRIF 2017

Nous remarquons dans le tableau 1, une forte prédominance des SFD sur les Banques et Etablissements Financiers en matière d'inclusion financière. La raison peut se trouver sur l'approche de services financiers de proximité prônée par les premiers à savoir faciliter l'accès aux exclus du système financier classique. De fait, dans la mesure où la microfinance favorise un lissage des revenus des ménages, contribue à la stabilisation financière de l'activité économique (pour autant qu'elle soit encadrée par des normes prudentielles) et à l'incitation à l'entrepreneuriat, elle facilite corrélativement un processus d'inclusion ou d'intégration financière des populations pauvres, en réduisant leur vulnérabilité socio-économique.

## **2.2. Inclusion financière et genre**

Globalement, le taux de financement des SFD à l'économie a progressé de 2,1% pour se situer à 3,8% du PIB en 2016. Il est ressorti un rythme de progression, du taux de financement de l'économie, plus important au niveau des SFD (+1,5%)<sup>2</sup> que celui enregistré par les banques,

<sup>2</sup> Données consolidées 2016, DRS-SFD.

ce qui traduit l'effort continu du secteur de la microfinance dans le financement de l'économie. Il finance les hommes, les femmes et les personnes morales à une échelle très significative dans une logique d'inclusion financière dynamique et pérenne comme l'indique le tableau 2. Le financement des programmes d'entrepreneuriat féminin et des projets de jeunes initié depuis quelques années par l'Etat du Sénégal pour réduire le chômage des femmes et des jeunes, transit en majorité par le système financier décentralisé. A titre d'exemple on peut citer la DER/FJ (la Délégation Générale à l'Entrepreneuriat Rapide des Femmes et des Jeunes) qui est une des structures dédiées de l'Etat en charge d'un vaste programme de financement des couches vulnérables à savoir : les femmes et les jeunes. Ce partenariat entre les structures de l'Etat et les SFD est rendu possible grâce à la forte présence des institutions de microfinance dans les zones ciblées par ces programmes mais aussi par des conditions d'accès et d'utilisation de moins en moins contraignantes

**Tableau 2** : Principaux indicateurs désagrégés sur le genre au Sénégal entre 2014 et 2016

<b>Indicateurs</b>	<b>2014</b>	<b>%</b>	<b>2015</b>	<b>%</b>	<b>2016</b>	<b>%</b>
<b>Sociétariat en milliers</b>	<b>2 230</b>	<b>100</b>	<b>2 454</b>	100	<b>2 567</b>	100
Homme	1 175	53	1 280	52	1 339	52
Femme	859	39	957	39	1 008	39
Personne morale	195	9	216	9	219	9
<b>Nombre de prêts accordés</b>	<b>500 048</b>	100	<b>436 717</b>	100	<b>434 384</b>	100
Homme	222 755	45	196 858	45	195 497	45
Femme	233 301	47	206 392	47	199 774	46
Personne moral	43 992	9	33 467	8	39 113	9
<b>Nombre de crédit en cours</b>	<b>660 678</b>	100	<b>557 592</b>	100	<b>531 092</b>	100
Homme	355 451	54	238 303	43	229 517	43
Femme	241 567	32	207 851	37	197 041	37
Personne morale	90 661	14	111 438	20	104 533	20
<b>Nombre total des prêts accordés en milliard</b>	<b>340</b>	100	<b>346</b>	100	<b>387</b>	100
Homme	218	64	208	60	230	60
Femme	85	25	81	24	94	24
Personne morale	36	11	55	16	63	16
<b>Encours total de crédit en milliard</b>	<b>268</b>	100	<b>294</b>	100	<b>329</b>	100
Homme	151	56	186	63	218	66
Femme	74	28	68	23	61	19
Personne morale	43	16	39	13	50	15
<b>Nombre total de déposants en millier</b>	<b>1 764</b>	100	<b>1 838</b>	100	<b>1 873</b>	100
Homme	916	52	938	51	955	51

Femme	700	40	742	40	752	40
Personne morale	147	8	157	9	165	9
<b>Epargne collectée au cours de l'année en milliard</b>	<b>225</b>	100	<b>254</b>	100	<b>284</b>	100
Homme	122	54	142	50	155	55
Femme	46	21	70	28	81	29
Personne morale	56	25	41	16	47	17

Source : Données consolidées de la DRS-SFD 2016

De plus en plus, une tendance à la féminisation de la microfinance se fait sentir dans le monde<sup>3</sup>. Peut-on dire que la microfinance a un visage féminin ? A notre avis la réponse à une telle question serait difficile, puisque pour le Sénégal la clientèle servie reste à prédominance masculine dans l'ensemble des indicateurs observés sur la période allant de 2014 à 2016, sauf dans le cas des prêts où l'inverse s'est produit sur la même période. Il faut souligner, cependant, que de grands efforts sont en train d'être déployés pour que le plus grand nombre de femmes soit touché par les programmes de microfinance, que ce soit en zone rurale comme en zone urbaine.

### **3. Littérature théorique et empirique sur l'inclusion financière**

#### **3.1. Les expériences étudiées à travers le monde sur l'inclusion financière des SFD**

En Afrique, comme dans le reste du monde, des chercheurs ont utilisé différents modèles d'expérimentation pour identifier les déterminants de l'inclusion financière par les institutions de microfinance à partir des données de formes multiples.

Wélé et Labie (2016) sont partis en ce qui les concerne sur des données obtenues auprès de vingt-sept IMF au Bénin pour examiner la pertinence du modèle opérationnel porté par les programmes de microcrédits ainsi que leur efficacité du point de vue de sa contribution à l'inclusion financière, de ses effets sur la solidité des IMF partenaires et de sa durabilité. Ils ont utilisé comme modèle le test d'indépendance des échantillons appariés de Wilcoxon pour apprécier l'existence des différences significatives au plan statistique, sur quelques variables de performance observées sur les IMF partenaires, avant et après leur implication aux programmes. Mais leur démarche a été exclusivement orientée du côté de l'offre. En faisant une analyse transversale, Sarma et Pais (2011) ont montré que le revenu, l'inégalité des revenus, l'utilisation du téléphone portable, internet et l'alphabétisation des adultes sont des facteurs importants qui déterminent l'inclusion financière dans un pays. Ils soutiennent que les pays ayant un PIB/habitant faible, ont une connectivité relativement plus faible et des taux d'alphabétisation

---

<sup>3</sup> Daley-Harris S., 2007. Rapport sur l'état de la campagne 2007 du Sommet sur le microcrédit

plus faibles, semblent être plus exclus financièrement. Fungacova et Weill (2015) ont étudié l'inclusion financière en Chine et l'ont comparé avec les autres pays du BRICS (Brésil, Russie, Inde, Chine, Afrique du Sud). Ils remarquent que le revenu et l'éducation renforcent le niveau d'inclusion financière et que les hommes et les personnes âgées ont des niveaux plus élevés d'inclusion financière. En Argentine, Tuesta et al. (2015) ont constaté que le revenu et l'éducation sont tous les deux des facteurs importants pour l'inclusion financière. En Inde, Chithra et Selvam (2013) ont constaté que le revenu, la population, l'alphabétisation, le dépôt et la pénétration du crédit sont significativement associés à l'inclusion financière. De même, Kumar (2013) a constaté que la structure socioéconomique et environnementale est importante pour façonner les habitudes bancaires des masses en Inde. Au Pérou, Camara, Peña et Tuesta (2014) ont montré que les niveaux de revenu et l'éducation sont des variables significatives pour la détermination de l'inclusion financière. En Afrique, Allen et al. (2014) ont montré que la densité de la population est beaucoup plus déterminante de l'inclusion financière qu'ailleurs. En outre, ils ont constaté que le mobile banking élargit l'accès aux produits et services financiers. Efobi et al (2014) ont exploré les facteurs influençant l'accès et l'utilisation des produits et services bancaires au Nigeria, et leurs résultats révèlent que les attributs individuels, le revenu et l'utilisation des TIC (technologie d'information et de communication) sont des facteurs significatifs qui favorisent l'utilisation des produits et services bancaires.

Camara et Tuesta (2017) ont à partir de données quantitatives de la Banque Mondiale (Global Findex) mesuré le niveau de l'inclusion financière de 137 pays dans le monde et sur l'ensemble des continents et tenter de les classer. Leur méthodologie est axée sur une ACP (Analyse à Composantes Principales), à travers une analyse multidimensionnelle. En effet, leur travail prend en compte l'offre et la demande de services financiers des SFD mais la limite est qu'ils n'ont pas donné assez de place à la demande et donc la part réservée à l'offre et plus large même s'il faut le reconnaître cela nous a beaucoup inspiré dans notre choix d'analyse méthodologique. En dehors de l'ACP, ces derniers n'ont pas utilisé une autre méthodologie pour confirmer leurs résultats et quelque part ils reconnaissent les limites notées sur les informations multidimensionnelles sur l'inclusion financière obtenues dans les pays concernés par l'enquête. Amidzic et al. (2014) proposent une mesure de l'inclusion financière basée sur une analyse factorielle commune qui s'intéresse aux choix des méthodes paramétriques et non paramétriques. Cependant, les indicateurs qu'ils utilisent pour définir l'inclusion financière ne comprennent que des informations limitées sur l'offre au niveau des pays. Asuming, et al (2018) pour faire l'analyse comparative de l'inclusion Financière en Afrique subsaharienne, ont utilisé

la base de données Global Findex. Leurs résultats ont montré une tendance haussière considérable du niveau global de l'inclusion financière entre 2011 et 2014. Ces variations concernent à la fois le niveau et les taux d'amélioration entre les pays. Ils soulignent également que les variables individuelles (âge ; éducation, sexe et revenu) sont des déterminants significatifs de l'inclusion financière.

Ngo Nonga et al. (2016), en étudiant « la demande de financement des Exploitations Familiales Agricoles (EFA) dans le grand sud du Cameroun », utilisent une ACP suivie d'une Classification Ascendante Hiérarchique (CAH) pour faire la typologie des EFA, après avoir fait une analyse descriptive des tendances, de la structure socioéconomique et des schémas de financement des ménages. Dans cette étude, Les auteurs se sont uniquement intéressés à un secteur d'activité et à l'accès au microcrédit. Zins et weill, (2016) ont mis en exergue les déterminants de l'inclusion financière en Afrique à partir de la base de données Global Findex sur 37 pays en effectuant des estimations probit. Leurs résultats ont révélé qu'être un homme, plus riche, plus instruit et plus âgé favorise l'inclusion financière avec une plus grande influence de l'éducation et du revenu. Les services bancaires mobiles reposent sur les mêmes déterminants que les services bancaires traditionnels. Ils notent également une différence entre les déterminants de la finance informelle et ceux de la finance formelle. Pour étudier les déterminants de la demande de microcrédit au Congo, Samba et Balamona (2008) vont partir de l'approche de Enjang (2007) qui a décelé l'importance d'un certain nombre de variables relatives au capital humain et autres capacités pouvant influencer cette demande de services de microfinance par les pauvres. Ces derniers vont utiliser le modèle probit en raison de la nature de la variable indépendante qui est dichotomique. Mais il faut noter à cet effet, que leurs travaux se sont limités à l'accès aux services financiers des ménages qui est une des trois dimensions de l'inclusion financière.

Clamara et al. (2014) ont utilisé une approche quantitative pour analyser les déterminants de l'inclusion financière au Pérou, basée sur des micro-données issues d'enquêtes. Ils ont montré qu'il existait des corrélations significatives entre les caractéristiques socioéconomiques des ménages et l'inclusion financière. A travers les résultats qu'ils ont obtenu, l'âge, le sexe, l'éducation et le niveau de revenu semblent influencer sur l'inclusion financière. Hoyo et al. (2014) montrent dans leur étude sur le Mexique que l'éducation est l'un des déterminants les plus importants pour expliquer l'inclusion financière. Enfin, en tenant en compte l'aspect institutionnel, Demirgüç-Kunt et al. (2013) affirment que pour faire progresser l'inclusion

financière il faut passer par une réduction des défaillances du marché en favorisant la transparence dans la circulation de l'information.

### **3.2.Arbitrage entre rentabilité de l'IMF et portée sociale**

En dépit des performances de la microfinance notées à travers le monde, d'autres études ont montré qu'il faut nuancer ses résultats et ses capacités à être un véritable instrument de réduction de la pauvreté. Celles-ci suggèrent notamment que ces attentes sont irréalistes. En effet, ainsi que le soutient Dichter (2007), les expériences récentes et l'histoire économique des pays riches révèlent que beaucoup d'individus pauvres ne sont pas des entrepreneurs. En conséquence, il n'y aurait pas de raisons fortes de penser que les actifs générés par la microfinance favorisent l'éclosion et le développement de micro entreprises viables capables d'amener les structures sociales vers une nouvelle cohérence. Les prêts consentis aux pauvres seraient en général consacrés à la consommation finale. Navajas et al. (2000) qui se sont intéressés à la clientèle de la Bancosol (Bolivie) ont constaté qu'environ 97% des emprunteurs sont marginalement pauvres, légèrement en dessous ou au-dessus du seuil de pauvreté. Woller et Schreiner (2002) examinent les causes caractérisant l'autosuffisance financière de 13 banques de village d'Amérique latine sur une période de trois ans (1997-1999). Les résultats de cette étude suggèrent que les deux volets financier et social peuvent être atteints conjointement, seulement de manière exceptionnelle. Polanco-Olivares (2005) étudie 28 IMF en Amérique latine. Les résultats révèlent l'existence d'un arbitrage entre rentabilité de l'IMF et portée sociale.

A l'opposé, Gutiérrez-Niéto et al. (2005), étudiant trente IMF d'Amérique latine, montrent qu'il n'y a pas nécessairement d'arbitrage entre le ciblage des pauvres et la performance financière, mais qu'il existe un effet pays et statut de l'IMF sur l'efficacité. En se basant sur un échantillon de 45 IMF sur la période de 1999 à 2003, Luzzi et Weber (2006) démontrent que plusieurs IMF initialement créées dans l'objectif d'aider les plus pauvres sont rentables. Gueyié et al. (2010) étudient 20 IMF du réseau des Mutuelles Communautaires de Croissance (MC<sup>2</sup>) au Cameroun. Ils concluent que la majorité d'entre elles exploitent rationnellement leurs inputs pour produire des outputs financiers et sociaux. Ces résultats sont confirmés par Nzongang et al. (2010). Les IMF peuvent être performantes dans les deux dimensions simultanément afin de contribuer efficacement à l'accès au microcrédit et à l'inclusion financière des pauvres. Entamée en 1995 et rendue officielle par la Reserve Bank of India, la politique d'inclusion financière en Inde a été évaluée seulement en 2008. Les premières évaluations (novembre 2008) montrent que dans

155 districts (25% du territoire) où l'opération a été lancée, les banques annoncent un taux de pénétration de 100% et on estime que 15,8 millions de comptes ont été ouverts.

L'usage des services, en revanche, semble plus problématique. Dans une cinquantaine de districts où l'évaluation a été menée et où les comptes avaient été ouverts depuis plus d'un an, 93% des familles ont un compte mais 50 à 70% des comptes n'ont enregistré aucune opération depuis leur ouverture. Les raisons tiennent à l'éloignement des agences du lieu d'habitation et à l'illettrisme. Cet élément souligne les limites du nombre de comptes comme indicateur de mesure d'inclusion financière.

MkNelly et Dunford (1999) indiquent qu'en Bolivie, en l'espace de trois ans, deux tiers des clients de l'institution de microfinance Crédito con Educacion Rural (CRECER) ont vu leurs revenus augmenter significativement, grâce notamment à la croissance de leur activité commerciale et à leur capacité à grouper leurs achats de marchandises du fait de l'accès au crédit. En accédant aux services de l'IMF, les familles ont pu lisser leur consommation et acquérir de nouveaux biens pour la maison (86 % ont pu se constituer une épargne) alors que 78 % d'entre eux n'en avaient pas auparavant.

#### **4. Analyse des données**

L'Analyse des Correspondances Multiples est une méthode d'analyse multidimensionnelle destinée à étudier les liaisons entre variables qualitatives décrites sur des individus. L'Analyse des Correspondances Multiples (ACM) est aux variables qualitatives ce que l'Analyse en Composantes Principales (ACP) est aux variables quantitatives. Elle permet en effet d'aboutir à des cartes de représentation sur lesquelles on peut visuellement observer les proximités entre les catégories des variables qualitatives et les observations. Elle vise à étudier les liaisons multiples qui existent entre plusieurs variables qualitatives. Le principe de l'ACM est la mise en exergue des similitudes existant entre les lignes et les colonnes d'un grand tableau par des représentations graphiques des variables et des individus, puis de systématiser l'interprétation tout en limitant le plus possible la perte d'information.

L'un des objectifs de l'ACM est d'explorer la structure des données afin d'en dégager les tendances globales. Elle s'appuie sur les notions de ressemblance et d'association telles que :

- la proximité des individus qui est interprétée en termes de ressemblance. Les individus se ressemblent s'ils possèdent un grand nombre de modalités en commun ;
- la proximité des modalités d'une même variable traduisent une ressemblance, et celle des modalités de variables différentes une association.

L'ACM cherche à résumer l'information à travers des projections. Il s'agit de trouver des espaces de dimension 2 (plan factoriel) ou de dimension 1 (axe factoriel) sur lesquels les projections s'étalent le mieux, en vue de s'approcher de la réalité. L'information est donc résumée à travers les axes factoriels, dont le pouvoir informatif est appréhendé par l'inertie. Pour apprécier la qualité de la projection des variables ou des modalités, on se sert de différents outils tels que le cosinus carré (qui permet de donner un sens à l'axe) et la contribution (qui recense les variables ayant contribué à la formation de l'axe).

#### 4.1. Présentation et Choix des variables

##### a. Présentation des variables

Dans le cadre de notre étude, une définition ainsi qu'un cadrage préalable des différentes variables et déterminants de l'inclusion financière s'impose de même qu'une analyse descriptive. La description et la définition des variables utilisées dans le cadre de ce travail se présente dans les tableaux ci-dessous. Le tableau 3 décrit les variables socioéconomiques et sociodémographiques et le tableau 4 décrit les variables qualitatives.

**Tableau 3** : Description des variables sociodémographiques et socioéconomiques

type de variables	Variables	Définition	Modalités
variables utilisées pour l'ACM et les estimations du logit ordonné	Région	Région de résidence du ménage interrogé	1 à 14
	Milieu de résidence	Milieu de résidence du ménage interrogé	0 : milieu urbain ; 1: milieu rural
	Situation matrimoniale	Catégorie matrimoniale du ménage	0 : célibataire ; 1: divorcé; 2: en union de fait; 3: marié; 4: veuf
	Age	Age du ménage interrogé	moins de 35 ans ; plus de 35 ans ; plus de 60 ans
	Fréquentation de l'école	Activité scolaire du ménage	0 : alphabétisation ; 1: n'a pas fréquenté l'école ; 2: oui fréquente l'école ; 3 : oui mais ne fréquente plus
	Type d'enseignement	Langue de formation reçue	0 : arabe ; 1: autres types ; 2: école coranique ; 3: français ; 4: franco arabe
	Niveau d'instruction	niveau de formation atteint	0 : Bac +4 et plus ; 1 : autres
	Profession	le métier pratiqué	0 : Ens-C.H-P.L ; 1 : autres
	Type d'activité	le domaine d'activité du métier pratiqué	0 : Formel ; 1 : informel
	Secteur d'activité	Domaine de l'emploi exercé par le ménage	0 : Admin-Sant-Edu ; 1 : Autres

	Revenu	revenu des ménages	(50000-100000) ; (100000-1000000) ; (1000000-5000000)
--	--------	--------------------	---

Source : Auteurs

Le tableau 3 ci-dessus met en exergue l'environnement socioéconomique et sociodémographique des ménages enquêtés, en cherchant à savoir qui sont-ils, qu'est ce qu'ils font et comment ? En effet, la mesure de l'inclusion financière doit intégrer les conditions de vie des populations concernées par l'enquête en vue de les confronter avec les données de l'inclusion financière.

**Tableau 4** : Variables d'inclusion financière

Type de variable	Variabes	Définition	Modalités
variables utilisées pour l'ACM	Connaissance des SFD	renseigne sur la connaissance des SFD	0 : oui ; 1 : non
	Accès à un compte	renseigne sur l'acquisition d'un compte	0 : oui ; 1 : non
	Raison d'accès à un compte	pourquoi disposer d'un compte	0 : non raison ; 1 : oui raison
	Accessibilité	renseigne sur les facilités d'accès	0 : oui ; 1 : non
	Distance d'accès	distance qui sépare le lieu de résidence du ménage au SFD	Nombre de kilomètres parcouru
	Temps	temps mis pour accéder et utiliser un service	Nombre d'heures effectué
	Carte bancaire	accès à un produit de SFD	0 : oui ; 1 : non
	Connaissance crédit	accès à un produit de SFD	0 : oui ; 1 : non
	Connaissance épargne	accès à un produit de SFD	0 : oui ; 1 : non
	Dépenses	accès à un service de SFD	0 : oui ; 1 : non
	Garantie	le SFD a demandé ou non une garantie	0 : oui ; 1 : non
	Connaissance service transfert	accès aux services de transfert	0 : oui ; 1 : non
	Moyen de transport utilisé	par quel moyen le ménage accède à un SFD	A pied ; transport privé ; transport public ; Autres

Source : Auteurs

Mesurer l'inclusion financière des ménages revient à déterminer le niveau d'accès mais aussi les fréquences d'utilisation ainsi que leurs capacités à apprécier l'offre de services financiers. Il s'agit donc dans ce tableau 4 ci-dessus de codifier les variables qualitatives en vue de leur utilisation pour les régressions.

## b. Choix des variables

Les principes de l'ACM sont formalisés par les relations suivantes :

$Q$  : ensemble des variables qualitatives

$J_q$  : nombre de modalités de la variable  $q$

centre de gravité  $d^2(j, G)$  : distance de la modalité  $j$  ;

au centre de gravité  $GG_a(j, q)$  : coordonnée de la modalité  $j$  ;

de la variable  $q$  sur l'axe  $a$   $f(j, q)$  : fréquence relative ;

de la modalité  $j$  de la variable  $q$   $\lambda_a$  : valeur propre de l'axe  $a$ .

La contribution d'une modalité  $j$  de la variable  $q$  à la formation de l'axe  $a$ , notée  $CTR_a(j, q)$  s'obtient par la formule :

$$CTR_a(j, q) = \frac{f(j, q) \cdot G_a^2(j, q)}{\lambda_a \cdot Q} \quad (1)$$

La contribution de la variable est la somme des contributions de ses modalités.

Le cosinus carré de la modalité  $j$  de la question  $q$  sur l'axe  $a$  noté  $COS_a^2(j, q)$  s'obtient par la

formule : 
$$COS_a^2(j, q) = \frac{G_a^2(j, q)}{d^2(j, G)} \quad (2)$$

Les relations (1) et (2) seront utilisées comme critères de choix des variables à intégrer dans la construction de l'indice.

En outre, le critère de Consistance Ordinale sur le Premier Axe (COPA), très utile dans la construction d'indice notamment pour l'indice de bien-être est utilisé pour s'assurer que l'indice reflète le degré de bien-être en passant d'un niveau de palier au palier supérieur. De façon pratique, si nous supposons un clivage inclus financièrement et non-inclus, une variable qualitative respecte le critère COPA si ses modalités traduisant le bien-être se retrouvent du côté des non inclus et inversement. Pour mesurer l'inclusion financière, les modalités sont ainsi disposées de la manière suivante :



### 4.2. Choix de la pondération

Le choix de la pondération est fait selon le critère de COPA tout au long du premier axe factoriel selon la relation suivante :

$$W(j, q) = \frac{G_1(j, q)}{\sqrt{\lambda_1}}$$

avec  $G_1(j, q)$  le coordonnée de la modalité  $j$  de la variable  $q$  sur le premier axe et  $\lambda_1$  la valeur propre du premier axe factoriel. L'indicateur est ainsi formalisé :

$$IS_i = \frac{1}{Q} \sum_{q=1}^Q \sum_{j \in J_q} \frac{G_1(j, q)}{\sqrt{\lambda_1}}$$

La méthode consiste à former des classes, par exemple les probabilités de l'indice, puis de comparer la distribution de certaines variables ayant servi à sa construction. Ainsi, si nous considérons une variable d'inclusion financière, le degré d'inclusion financière devrait baisser en passant d'une probabilité de l'indice à une autre supérieure. L'indice doit donc refléter au mieux le phénomène que l'on cherche à appréhender. Les trois déterminants de l'étude sont les suivantes :

- Déterminants 1 Accès : la construction de ce déterminant va mobiliser plusieurs variables de la base de données comme par exemple : la connaissance d'un SFD, l'accès à un compte dans un SFD ; l'accès à un microcrédit ; l'accessibilité à un SFD etc.
- Déterminant 2 Utilisation : ce déterminant doit tenir compte des ménages utilisant au moins un service financier formel pour effectuer et recevoir des paiements et pour constituer des fonds de stockage.
- Déterminant 3 la Qualité/Barrière : il s'agit ici de mesurer l'adéquation du service ou du produit financier offert, au regard des besoins du consommateur, reflétant ainsi l'expérience de l'utilisateur, traduite par ses attitudes et opinions vis-à-vis des produits et services offerts, ainsi que par sa capacité de choisir et de comprendre les implications de ses choix.

Pour mettre en exergue les facteurs pouvant avoir une influence sur les indices d'inclusion financière construits, les groupes formés après la construction des indices d'inclusion financière seront utilisés comme les modalités d'une variable polytomique. Les groupes sont décrits comme suit : Groupe 1 : Pas inclus ; Groupe 2 : Peu inclus ; Groupe 3 : Inclus ; Groupe 4 : Très inclus.

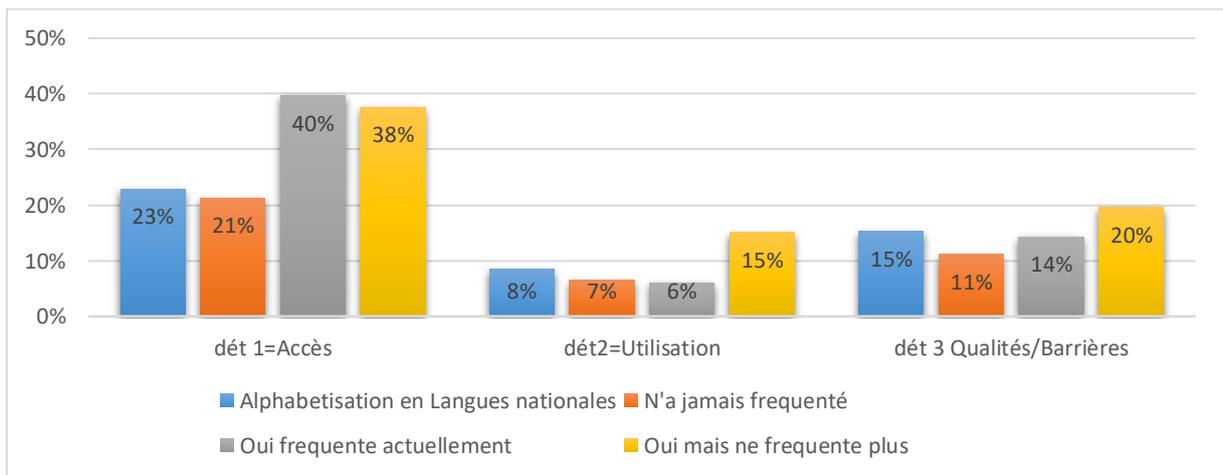
Selon les groupes, nous avons une classification des inclus et non inclus pour chacune des trois dimensions.

#### **4.3. Inclusion financière selon les variables socioéconomiques**

L'inclusion financière est mesurée à partir de trois variables : l'école fréquentée, le type d'enseignement et la profession.

Concernant, la première variable, la figure 1 montre que les ménages qui continuent de fréquenter l'école et ceux qui l'ont fréquenté mais ne fréquentent plus sont en moyenne plus

représentatifs dans le déterminant 1 de l'inclusion financière avec 39,71% et 37,62%. On note aussi que ceux qui ont été alphabétisés en langue nationale et ce qui n'ont jamais fréquenté arrivent en dernière position avec 29,92% et 21,31%. Donc l'inclusion financière augmente avec le niveau d'éducation. Ce constat vient corroborer les résultats d'études antérieures montrant que les adultes diplômés de l'enseignement supérieur par exemple sont plus inclus que ce dont le niveau de scolarité est inférieur (voir les travaux d'Allan et al, (2016), Efobi et al (2014)).

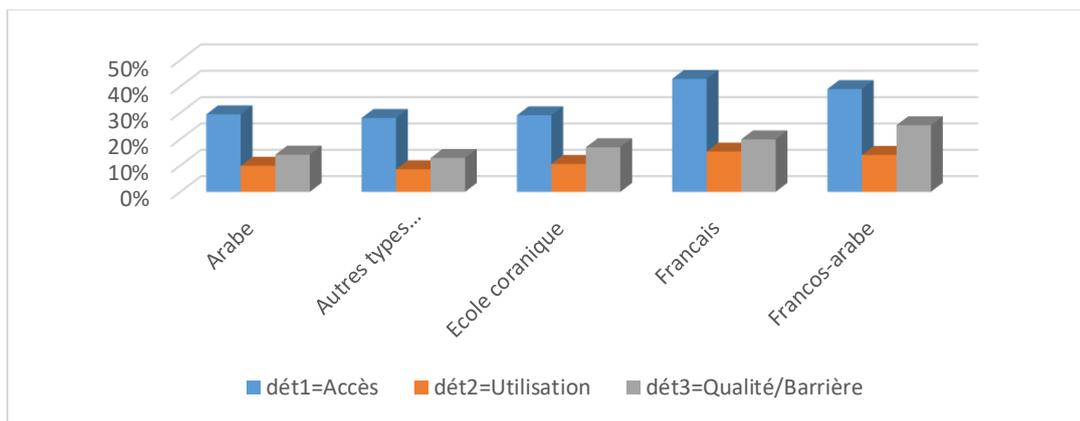


Source : calcul des auteurs à partir de la base de données ESRIF 2016

**Figure 1:** Inclusion financière par l'école fréquentée

Les observations des déterminants 2 et 3, montrent que les ménages qui ont fréquenté l'école mais qui ne la fréquentent plus ont en moyenne un niveau d'inclusion financière qui s'élève à 15,10% et 19,64% respectivement. Même si ce niveau paraît très faible, il dépasse de loin les autres qui sont entre 5,5 (ceux qui fréquentent actuellement) et 8,5% (ceux qui sont alphabétisés en langues nationales) pour le déterminant 2 et entre 10 (N'a jamais fréquenté l'école) et 15% (ceux qui sont alphabétisés en langues nationales) pour le déterminant.

Concernant l'inclusion financière par le type d'enseignement, la figure 2 montre que le niveau d'inclusion financière sur le déterminant 1 des ménages ayant fréquenté l'école française est le plus élevé avec 42,83% contre 38,99% pour ceux qui ont fait l'école franco-arabe. On note aussi que ceux qui ont fait l'école coranique et les autres types d'enseignement sont à moins de 30%.

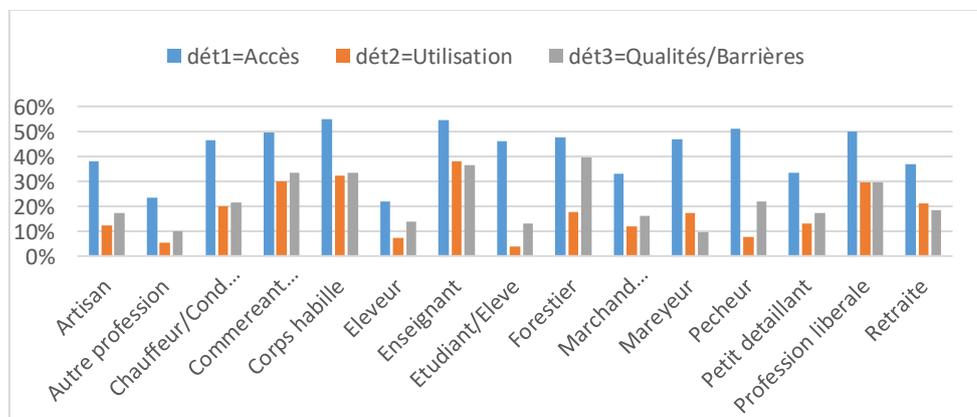


Source : calcul des auteurs à partir de la base de données ESRIF 2016

**Figure 2 : Inclusion financière par le type d'enseignement**

Même si cette tendance se confirme avec le déterminant 2, on note en moyenne un niveau d'inclusion financière très faible avec seulement 15,26% pour les ménages qui ont étudiés le français, 13,99% pour ce qui ont fait franco-arabe et 10,57% pour ce qui ont fait l'école coranique. Cependant, le déterminant 3 révèle que ce sont plutôt les ménages ayant fréquenté l'école franco-arabe qui ont le niveau d'inclusion financière plus élevé avec 25,25%, suivis de ceux qui ont fait le français avec 19,87%. Les autres arrivent en dernière position pour une moyenne d'inclusion financière qui varie entre 10 et 20 %.

Concernant l'inclusion financière par la profession, la figure 3 montre que les corps habillés et les pêcheurs sont en moyenne à 50%, c'est-à-dire plus inclus financièrement sur le déterminant 1. Par ailleurs, les observations sur l'inclusion financière par le déterminant 2 révèlent que se sont toujours les enseignants qui arrivent en tête avec 37% suivis des corps habillés, des commerçants établis, de la profession libérale, des retraités etc. Les pêcheurs qui étaient présents dans le groupe dominant pour le déterminant 1 se retrouvent au bas de l'échelle sur le déterminant 2.



Source : calcul des auteurs à partir de la base de données ESRIF 2016

**Figure 3 : Inclusion Financière par la profession**

Toutefois, même si le déterminant 3 vient conforter la place de leader des ménages enseignants sur les autres types de profession, elle présente des niveaux d'inclusion faible dans l'ensemble avec moins de 40%. Ce différentiel d'inclusion financière qui positionne les enseignants et les corps habillés en bonne place peut s'expliquer par le fait que ces derniers, en plus d'avoir un niveau d'instruction favorable, exercent une activité formelle qui les bancarise automatiquement.

## **5. Analyse des indices composites des SFD**

### **5.1. Définition et description des indices composites d'inclusion financière (ICIF)**

L'ICIF pour notre étude constitue un baromètre tendanciel de mesure de l'inclusion financière. Il permet d'apprécier la représentativité de chaque déterminant en termes de poids dans la base de données.

**Tableau 5** : Statistiques descriptives des indices composites d'inclusion financières (ICIF)

<b>Variables</b>	<b>Obs</b>	<b>Moyenne</b>	<b>Ecart type</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>
Indice_D1n	2982	0,3117864	0,2584348	0	1
Indice_D2n	2982	0,108119	0,2417003	0	1
Indice_D3n	2982	0,158164	0,2202898	0	1

Source : Auteurs à partir des données de l'ESRIF (2016)

On remarque dans le tableau 5 ci-dessus que la moyenne de l'indice d'accès (Indice\_D1n) est de 0,31. Alors que Celles de l'indice d'utilisation (Indice\_D2n) et l'indice de qualité/barrière (Indice\_D3n) sont estimées respectivement à 0,10 et 0,15. Il ressort de cette analyse qu'en moyenne le déterminant accès a un poids plus important dans la base de données, puis elle est suivie par le déterminant qualité/barrière et enfin par le déterminant utilisation. Cependant, l'échantillon présente une population hétérogène à cause de la valeur élevée des écarts types pour l'ensemble des ICIF.

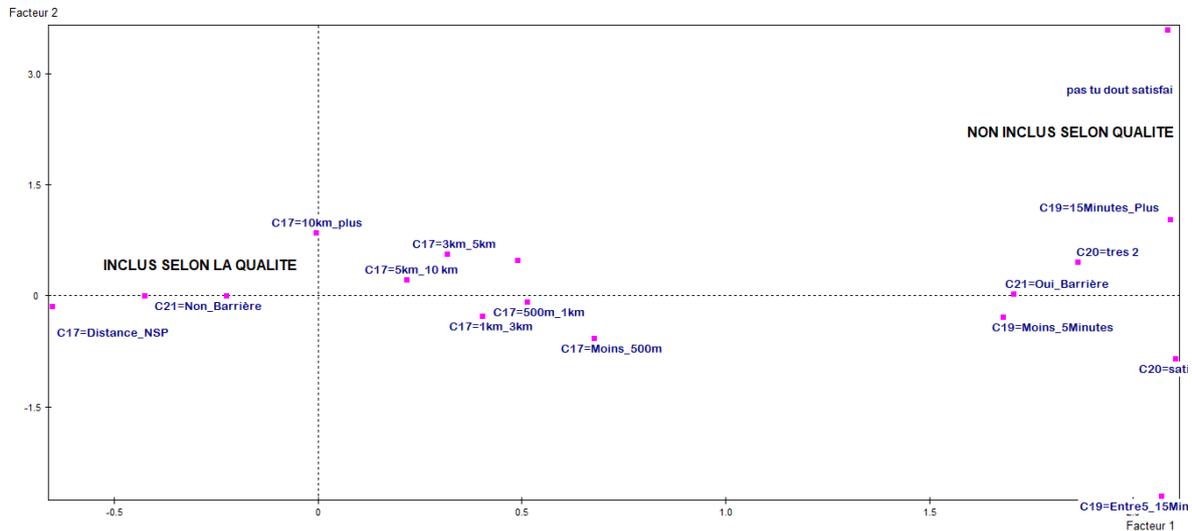
### **5.2. Accès aux services financiers**

Parmi les catégories de ménages inclus ayant accès aux services financiers des SFD, la tendance se précise autour du niveau de connaissance des SFD, de la distance qui sépare le ménage d'une agence, de l'accès au compte, au microcrédit, de l'accessibilité. En revanche, comme le montre la figure 4 pour les non inclus ou très peu inclus, la tendance est la non connaissance des SFD, le non accès au compte et au microcrédit, le difficile accès aux agences etc.



## 5.4. Qualité des services financiers

Concernant, la qualité des services financiers, il existe aussi des inclus c'est-à-dire ceux qui n'ont pas de soucis avec la distance pour accéder au SFD le plus proche et des non inclus c'est-à-dire ceux qui ne sont pas satisfaits de certains services et trouvent certains SFD inaccessibles.



Source : Auteurs, à partir de base de données ESRIF 2016

Figure 6 : La qualité/barrière des services financiers

## 6. Effets marginaux du logit ordonné selon l'indice de la dimension

Les résultats du logit ordonné sont regroupés dans trois tableaux différents qui représentent chacun un indice composite avec les différents groupes. A partir des tableaux, le comportement des ménages est analysé par groupe présentant les mêmes similitudes.

### 6.1. Effets marginaux selon l'accès aux SFD

En analysant l'Inclusion Financière selon le statut matrimonial, le groupe des célibataires se situent devant les autres groupes. En effet, lorsqu'on passe des autres groupes à celui des célibataires, les probabilités d'être inclus, voire très inclus, augmentent respectivement de 0,9% et 4%. Lorsqu'on analyse l'inclusion financière par les régions, Dakar a le nombre de ménages le plus inclus que les autres régions. En d'autres termes, pour passer des autres régions à la région de Dakar, les probabilités d'être inclus et très inclus augmentent respectivement de 2,4% à 10,9%.

En revanche, pour passer des autres classes d'âge à la classe d'âge des ménages de 35 à 60 ans, les probabilités de ne pas être inclus ou peu inclus diminuent respectivement en passant de 8,1% à 3,7%. L'inclusion financière par le niveau d'instruction renseigne, dans l'ensemble, que le niveau d'éducation supérieur l'emporte sur le primaire et le secondaire. En effet, pour passer

d'un niveau d'instruction au niveau supérieur, les probabilités de ne pas être inclus ou d'être peu inclus diminuent respectivement de 23% à 10,5%. L'analyse de la variable profession révèle que le groupe des enseignants, corps habillé et profession libérale est plus inclus financièrement que le groupe des autres professions. En effet, pour passer du groupe des enseignants, corps habillé et profession libérale aux autres groupes, les probabilités d'être inclus et très inclus diminuent respectivement de -3% à -13,5%.

**Tableau 6** : Effets marginaux selon l'accès aux SFD

		<b>Pas inclus</b>	<b>Peu inclus</b>	<b>Inclus</b>	<b>Très inclus</b>
<b>Statut matr</b>	Autres Stat	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	Célibataire	-0.0354045*	-.0161882*	.0094807*	.0421119*
<b>Région</b>	Autres régions	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	Dakar	-.0924603***	-.0422761***	.0247594***	.109977***
<b>Classe d'âge</b>	Autres	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	Entre 35 et 60ans	-.0810272***	-.0370485***	.0216978***	.0963779***
<b>Niveau instr.</b>	Aucun	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	Primaire	-.089489***	-.0409175***	.0239637***	.1064428***
	Secondaire	-.2335434***	-.1067843***	.0625391***	.2777886***
	Supérieur	-.2307979***	-.105529***	.0618039***	.274523***
<b>Profession</b>	Enseignant_C.H_P.L	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	Autres professions	.1143188***	.0522706***	-.0306127***	-.1359767***
<b>Secteur activit.</b>	Admin_sant_edu	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	Agri_elev_pech_arti	.047507**	.0217219**	-.0127216**	-.0565073**
<b>Revenu</b>	Aucun	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	500.000	-.1876357***	-.0857937***	.0502458***	.2231836***
	500.000 et plus	-.2414093***	-.1103809***	.0646455***	.2871447***

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \*p<0.1

Sources : calcul des auteurs à partir de base de données ESRIF 2016

En ce qui concerne les secteurs d'activité des ménages, ceux qui sont dans l'administration, la santé et l'éducation sont plus inclus financièrement que ceux qui sont dans l'agriculture, l'élevage, la pêche, l'artisanat et autres professions.

En effet, le tableau 6 montre que pour passer du deuxième groupe de ménages au premier groupe, les probabilités d'être inclus et très inclus diminuent respectivement de -1,2% à -5,6%. La dernière variable explicative de notre modèle indique que plus le revenu du ménage est

grand, plus son inclusion financière est élevée. Par exemple en passant de 500.000 francs et plus à aucun revenu, les probabilités d'être inclus ou très inclus augmentent respectivement de 6,4% à 28,7%.

Les résultats montrent aussi que pour un célibataire, le fait d'habiter à Dakar et avoir un niveau d'instruction supérieur offre plus d'opportunité d'avoir accès à l'inclusion financière. De même être enseignants, un corps habillé ou exercer une profession libérale permettent d'avoir une inclusion financière plus importante que les autres professions. Par ailleurs, les ménages dans l'administration, la santé et l'éducation sont plus inclus que les autres groupes de secteurs d'activité. En conséquence, le niveau de revenu également détermine l'état d'inclusion financière du ménage car plus son revenu est important plus la probabilité d'être inclus financièrement est élevée.

### 6.2.Effets marginaux selon l'utilisation aux SFD

Le tableau 7 montre que parmi les groupes cibles de l'enquête, celui des célibataires apparaît plus inclus en ce qui concerne l'utilisation des services financiers des SFD. Donc, en comparant les autres groupes du statut matrimonial aux célibataires, les probabilités d'être inclus ou très inclus diminuent respectivement de -20,6% à -37,05%. Pour les régions, les ménages à Dakar sont plus inclus et pour passer des autres régions à la capitale, les probabilités d'être inclus et très inclus augmentent respectivement de 17,25% à 31,01%.

En ce qui concerne la variable classe d'âge, les 35 à 60 ans sont plus inclus que les autres classes car les probabilités d'être inclus et très inclus augmentent respectivement de 36,5% à 65,7%. En outre, les groupes de ménages qui ont un niveau primaire, secondaire et supérieur sont plus inclus que les autres groupes. En effet, pour passer des autres niveaux à celui du secondaire, les probabilités d'être inclus et très inclus augmentent respectivement de 54,2% à 97,4%. Par contre, avec la variable profession, même si le groupe des enseignants, corps habillés et professions libérales reste plus inclus que les autres, les probabilités d'être inclus et très inclus en passant des autres professions au groupe de référence diminuent respectivement de -41,2% à -74,2%.

**Tableau 7** : Effets marginaux selon l'utilisation aux SFD

		<b>Pas inclus</b>	<b>Peu inclus</b>	<b>Inclus</b>	<b>Très inclus</b>
<b>Statut matr.</b>	Autres Stat	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	Célibataire	.0731907**	-.0155152**	-.0206178*	-.0370577**
<b>Région</b>	Autres régions	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	Dakar	-.0612515**	.0129843**	.0172546**	.0310127**

<b>Classe d'âge</b>	Autres Entre 35 et 60ans	Réf. -.1298864***	Réf. .0275337***	Réf. .036589***	Réf. .0657637***
<b>Niveau instr.</b>	Aucun	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	Primaire	-.0831063***	.0176171***	.023411***	.0420781***
	Secondaire	-.1924513***	.0407964***	.0542135***	.0974414***
	Supérieur	-.272253***	.0577129***	.0766936***	.1378464***
<b>Profession</b>	Enseignant_C.H_P.L	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	Autres professions	.1465868***	-.0310739***	-.0412935***	-.0742195***
<b>Secteur activit</b>	Admin_sant_edu	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	Agri_elev_pech_arti	.0788639***	-.0167178***	-.022216***	-.0399302***
<b>Revenu</b>	Aucun	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	500.000	-.1405311**	.0297902**	.0395876**	.0711533**
	500.000 et plus	-.2977199***	.0631115***	.0838677***	.1507408***

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \*p<0.1

Sources : calcul des auteurs à partir de base de données ESRIF 2016

L'analyse du secteur d'activité révèle que le groupe composé de l'administration, de la santé et de l'éducation est plus inclus que celui de l'agriculture, l'élevage, la pêche, l'artisanat etc. Donc, pour passer du deuxième groupe au premier, les probabilités d'être inclus et très conclus diminuent respectivement de -22,2% à -39,9%.

### 6.3.Effets marginaux selon la qualité/barrière aux SFD

Contrairement aux autres indices, le tableau 8 montre que celui-ci a des probabilités significatives et non significatives. Les probabilités significatives concernent la situation matrimoniale, la classe d'âge, le niveau d'instruction (secondaire et supérieur), la profession, le secteur d'activité et le revenu (500 000 francs et plus). Les probabilités non significatives concernent la région, le niveau d'instruction primaire et les revenus inférieurs ou égaux à 500 000 francs.

**Tableau 8 :** Effets marginaux selon la qualité/barrière aux SFD

		<b>Pas inclus</b>	<b>Peu inclus</b>	<b>Inclus</b>	<b>Très inclus</b>
<b>Statut matr.</b>	Autres Stat	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	Célibataire	.0995968**	-.0012156**	-.0509197***	-.0474615***
<b>Région</b>	Autres régions	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	Dakar	.0121429	-.0001482	-.0062082	-.0057865
<b>Classe d'âge</b>	Autres Entre 35 et 60ans	Réf. -.1341136***	Réf. .0016369**	Réf. .0685667***	Réf. .06391***

	Aucun	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<b>Niveau instr.</b>	Primaire	-.0219642	.0002681	.0112294	.0104667
	Secondaire	-.2024919***	.0024715**	.1035257***	.0964947***
	Supérieur	-.2339814***	.0028558**	.119625***	.1115006***
<b>Profession</b>	Enseignant_C.H_P.L	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	Autres professions	.1934291***	-.0023608**	-.0988923***	-.092176***
<b>Secteur activit</b>	Admin_sant_edu	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	Agri_elev_pech_arti	-.0619059**	.0007556*	.0316499***	.0295004***
<b>Revenu</b>	Aucun	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	500.000	-.0669939	.0008177	.0342512	.031925
	500.000 et plus	-.1493817*	.0018232	.0763727*	.0711858*

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \*p<0.1

Sources : calcul des auteurs à partir de base de données ESRIF 2016

Les résultats montrent que les célibataires sont moins inclus que les autres statuts matrimoniaux. En effet, pour accéder aux célibataires, les probabilités d'être peu inclus et inclus diminuent respectivement de -0,12% à -5%. En considérant la classe d'âge, les 35 et 60 ans sont moins inclus. Donc, pour passer des autres classes à celle de 35 à 60 ans, les probabilités d'être inclus et très inclus sont positives, mais elles diminuent respectivement de 6,8% à 6,3%. Pour ce qui est du niveau d'instruction, le supérieur l'emporte toujours sur les autres groupes. Cela s'explique par le fait que si on veut passer du groupe n'ayant pas de niveau d'instruction au groupe du niveau supérieur, les probabilités d'être inclus et très inclus sont positives, mais elles diminuent respectivement de 11,96% à 11,15%. Un des faits marquant ici, est que la profession indique une double tendance. En effet, en passant des enseignants, corps habillés et professions libérales à d'autres professions, la probabilité de ne pas être inclus est positive et celle d'être peu inclus est négative. Cela peut s'expliquer par le fait que les enseignants, les corps habillés et les professions libérales sont plus inclus que les autres professions. Ainsi, pour être peu inclus ou inclus, les probabilités respectives augmentent de 0,07% à 3,1%, même s'il faut noter que les écarts sont très faibles.

## 7. Conclusion

Cet article a permis de mettre en exergue les déterminants de l'inclusion financière des ménages au Sénégal par les sdf qui sont : l'accès, l'utilisation et la qualité/barrière, de construire grâce à un modèle logit ordonné et une Analyse à Correspondance Multiple (ACM), des indices composites améliorés d'inclusion financière.

L'évaluation des instruments de l'inclusion financière au Sénégal est aujourd'hui plus que nécessaire dans la mesure où elle est considérée comme un levier pour atteindre les objectifs de croissance inclusive. Les résultats montrent que l'inclusion financière devrait passer conjointement par un meilleur accès, une meilleure utilisation et une bonne qualité des produits et services financiers offerts par les SFD.

Etant donné que la plupart des ménages au Sénégal sont dans le secteur informel, les SFD sont un levier important pour apporter des réponses à l'exclusion financière. Il s'agit aujourd'hui pour les différents acteurs de développer une synergie participative avec à la clé une meilleure éducation financière qui promeut le développement d'une culture financière durable.

L'analyse de la situation des ménages montre que l'utilisation des services financiers des SFD est aussi sélective que l'accès aux services financiers classiques. Par exemple, en prenant l'exemple sur les classes d'âge, les résultats montrent que les plus jeunes n'ayant probablement pas encore d'emploi sont plus préoccupés par la recherche d'emploi que l'utilisation des services financiers. L'inclusion financière de chaque ménage est déterminée par le statut et même parfois par l'appartenance sociale. De même, l'appartenance à un secteur d'activité peut être un facteur déterminant de l'appréciation de la qualité des services financiers. C'est ainsi que, certaines catégories de profession, à défaut de contraindre certains ménages à l'inclusion financière, contribuent à son niveau d'amélioration. Il en est de même pour le niveau d'éducation du ménage considéré.

Au vue des disparités et inégalités socioéconomiques et sociodémographiques, l'urgence pour les acteurs et à leur tête l'Etat, devrait être de repenser les politiques économiques d'inclusion financière, en les orientant vers une meilleure prise en compte des préoccupations des populations cibles. Pour cela ils doivent :

- Prendre en compte les jeunes, les femmes et la population rurale dans l'orientation de politiques publiques de promotion de l'inclusion financière, étant donné que ce sont les couches les plus touchées par l'exclusion financière.
- Poursuivre les efforts déployés sur l'ensemble du territoire national pour promouvoir la microfinance en s'appuyant sur le service de finance digital au regard de sa capacité à atteindre les populations exclues et à leur offrir un minimum de bien-être.

Par rapport aux perspectives de recherche, la combinaison des déterminants 2 et 3 en un seul (bien-être) pourrait permettre de mieux évaluer les caractéristiques des ménages car il existe une nuance entre la qualité du service et son utilisation.

## Références

- Allen, F., Carletti, E., Cull, R., Senbet, et Valenzuela, P. (2014), « The African financial development and financial inclusion gaps ». *Journal of African Economies*, eju015.
- Amidzic, G., Massara, A. et Mialou, A. (2014), « Évaluation de l'inclusion financière des pays : un nouvel indice composite ». *Document de travail du FMI*, WP / 14/36.
- Armendariz, B. et Morduch, J. (2010), *The Economics of Microfinance*. Cambridge, MA: Massachusetts Institute of Technology, 2nd Edition.
- Asuming et al, (2018) : Financial Inclusion in Sub-Saharan Africa: Recent Trends and Determinants, *Journal of African Business*, 5(11), 241-268
- Asselin, L. M. (2002), *Multidimensional Poverty, Theory*, IDRC, In MIMAP Training Session on Multidimensional Poverty, Quebec, June 2002.
- BCEAO (2019), *Rapport sur la situation de l'inclusion financière dans l'UEMOA au cours de l'année 2018*
- Beck, T. et De La Torre, A. (2007), « The Basic Analytics of Access to Financial Services », *Financial Markets, Institutions and Instruments*, vol. 16, n° 2.
- Brunel, S. (2000), « Microcrédit : Fiction et réalité, Action contre la Faim » Aventure N°90.
- Camara, N., Peña, X., et Tuesta, D. (2014), Factors that matter for financial inclusion: Evidence from Peru, 1409.
- Cámara, N. et Tuesta, D. (2017), « Mesurer l'inclusion financière : un indice multidimensionnel » Banque du Maroc - CEMLA - *Séminaire satellite de l'IFC au Congrès mondial ISI sur les statistiques de l'inclusion financière Marrakech*, Maroc, 14 juillet 2017.
- Cézar, R. (2012), Un nouvel indice du développement financier, Document de travail DT/2012-04, Université Paris Dauphine, LEDa.
- Clamara N., Peña X., and Tuesta D. (2014), « Factors that Matter for Financial Inclusion: Evidence from Peru. Madrid » : BBVA Research,
- Chakravarty, S. et Pal R. (2010), Mesurer l'inclusion financière : une approche axiomatique. Institut de recherche pour le développement Indira Gandhi, *Document de travail no. WP 2010/003*.
- Chithra, N. Et selvam, M. (2013), Determinants of financial inclusion: An empirical study on the inter-state variations in India. Available at SSRN 2296096.
- Coleman, B. E. (1999), «The Impact of Group in Northeast Thailand.», *Journal of development Economics* 60 : pp.105-141.
- Daley-Harris S., (2007), Rapport sur l'état de la campagne 2007 du Sommet sur le microcrédit.

Demirgüç-Kunt, A., Klapper L., Singer, D., Ansar S. et Hess J. (2015), « The Global Findex Database 2014 : mesure de l'inclusion financière dans le monde ». *Document de travail sur la recherche sur les politiques de la Banque mondiale* (7255).

Doligez, F., Bastiaensen, J., Bédécarrats F. et Labie M. (2016), «L'inclusion financière, nouvel avatar de la libéralisation financière? Introduction», *Revue Tiers Monde*, N°225, pp. 9-20.

Dichter, T. (2007), « A Second Look at Microfinance », *Development Policy Briefing Paper*, CATO Institute N° 1, pp. 1-13.

Fungacova, Z., et Weill, L. (2015), Understanding financial inclusion in China. *China Economic Review*, 34, 196–206.

Efobi, U., Beecroft, I et Osabuohien, E. (2014), “Access to and use of bank services in Nigeria: Micro-econometric evidence”. *Review of development finance*, 4, 104-114.

Enjang C. (2007), The demand for microcredit as a determinant for microfinance outreach- Evidence from China *saving and Development* 31 (3) :307-334.

Guérineau S., Jacolin, L. (2014), « Inclusion financière en Afrique subsaharienne : Faits stylisés et déterminants ». REF N° 116, pp. 57-80

Gueyié, J. P. et Kamdjoug, J. R. K. (2010), « Efficience des institutions de microfinance regroupées en réseau : cas des mutuelles communautaires de croissance du Cameroun », *La Revue des Sciences de Gestion*, n° 243- 244, pp.103-109.

Gutiérrez-Nieto, B., Serrano-Cinca, C. et Mar, M. C. (2005), « Microfinance institutions and efficiency », *The International Journal of Management Science*, n° 35(2), pp.131-142.

Hoyo et al (2014), Determinantes de la inclusion financiera en México a partir de la ENIF 2012.

Hussein, A. et Hussain, M-S. (2003), The Impact of Microfinance on poverty and Gender Equity : Approaches and Evidence from Pakistan : Islamabad : Pakistan Microfinance Network.

Johnson, S. et Rogaly, B. (1997), *Microfinance and Poverty Réduction*, Oxford : Oxfam ».

Kabeer, N. (1998), “Can't buy me love ? Re-evaluating Gender, Credit and empowerment in rural Bangladesh”. *IDS Discussion Paper* N° 363 Institute of Development Studies Sussex.

Kumar, n. (2013), « Financial inclusion and its determinants : evidence from India », *Journal of Financial Economic Policy*, 5, 4 – 19

Littlefield, E. et Rosenberg R. (2004), « Microfinance and the poor breaking down walls between microfinance and formal finance », *Finance and Development*, juin : pp. 38-40.

Luzzi, F. G., Weber S. (2006), “Measuring the performance of microfinance institutions, *Microfinance and Public Policy*, pp. 153-169.

- Mohan, R. (2012), « Perspectives sur l'inclusion financière », *Revue d'économie financière* Vol.3, N° 107, pp 241-248.
- Mk Nelly, B. et Dunford, C. (1999), « Impact of Credit with Education on Mothers and Their Young Children's Nutrition », CRECER Credit with Education Program in Bolivia.
- Ngo Nonga F., Mbog T. N. et Bikomen M. L. (2016), « Demande de financement des Exploitations Familiales Agricoles (EFA) dans le Grand Sud du Cameroun ».
- Nzongang, J., Piot-Lepetit, I. et Kamdem, D. (2010), « Efficience technique des IMF du réseau des Mutuelles Communautaires de Croissance (MC2) au Cameroun », *Revue Sciences de Gestion*, n°77, 93-110.
- Polanco-Olivares, F. (2005), "Commercializing microfinance and Deeping outreach? Empirical Evidence from Latin America", *Journal of microfinance*, vol. 7, n° 2, 47-69.
- Pascal Wélé et Marc Labie (2016), Efficacité des programmes publics en microfinance et inclusion financière : l'exemple du Bénin. *Revue du Tiers Monde* N° 225 p. 77-99.
- Samba et Balamona (2008), « Les déterminants de la demande des microcrédits par les ménages pauvres en république du Congo ». Centre de recherche pour le développement international Ottawa, Canada.
- Sarma, M. (2012), "Index of Financial Inclusion : A measure of financial sector inclusiveness", Competence Centre on Money, Trade, Finance and Development 1207, Hochschule fuer Technik und Wirtschaft, Berlin.
- Sarma, M., et Pais, J. (2011), Financial inclusion and development. *Journal of international development*, 23,5, 613-628.
- Schreiner, M. (2002), "Poverty lending, financial self-sufficiency and the six aspects of outreach, The poverty lending working group of small enterprise and education promotion network, Poverty\_Seminar/GaryWoller\_poorest.
- Shaw, J. (2001), "Microfinance occupation and Poverty Reduction in Microfinance Program : Evidence from Sri Lank". *World Development* 7 : 1247-1264.
- Zeller, M. et Manohar, S. (2002), "Access to and Demand for Financial Services by the Rural Poor : A Multicountry Synthesis", in : Manfred Zeller and Richard L. Meyer (eds.) : *The Triangle of Microfinance : Financial Sustainability, Outreach, and Impact*, Baltimore and London : Johns Hopkins University Press, pp. 19-45.
- Zins, A., and Weill, L. (2016), « The determinants of financial inclusion in Africa ». *Review of Development Finance*, 6(1) :46-57.

## Annexes

**Annexe 1** : Classement des pays de l'UEMOA selon leur niveau d'inclusion financière à partir de l'ISIF

Ordre de Classement	Pays	Indice synthétique d'inclusion financière (ISIF) 2017 des pays de l'UEMOA
1 <sup>e</sup>	Togo	0,3982
2 <sup>e</sup>	Cote d'Ivoire	0,3530
3 <sup>e</sup>	Sénégal	0,3419
4 <sup>e</sup>	Bénin	0,3142
5 <sup>e</sup>	Mali	0,2955
6 <sup>e</sup>	Burkina	0,2853
7 <sup>e</sup>	Niger	0,1041
8 <sup>e</sup>	Guinée-Bissau	0,1007

Source : Auteurs à partir des données de la BCEAO 2017

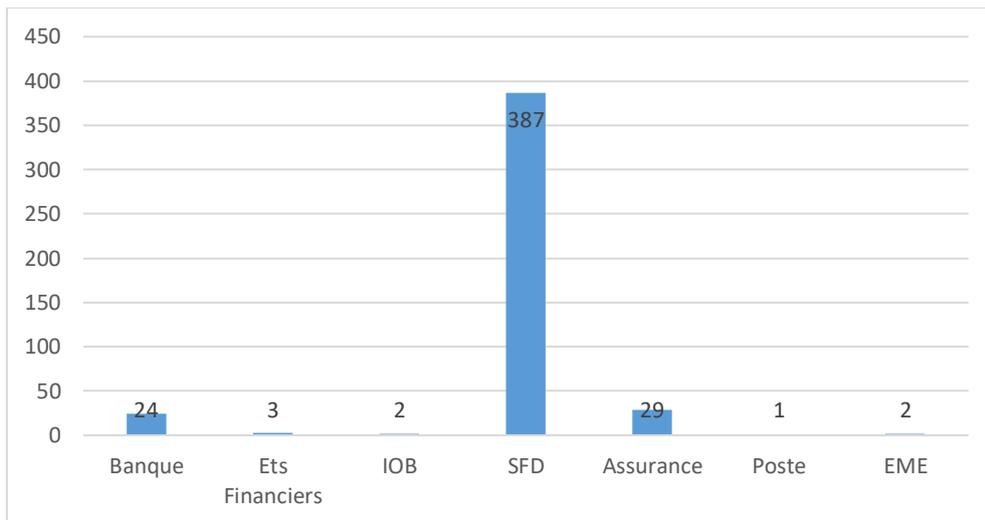
## Annexes 2 : Résultats de la modélisation du logit ordonné

Expression : Pr(c\_indice==3), predict(outcome(3))  
 dy/dx w.r.t. : 4.B2Quelleestvotresituationm DAKAR 2.c\_age \_IInstructi\_1 \_IInstructi\_2 \_IInstructi\_3 3.Profession  
 3.Secteur\_act \_Irevenu1\_1 \_Irevenu1\_2

	Delta-method				
	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
B2Quelleestvotresituationm					
Célibataire	.0094807	.0053884	1.76	0.078	-.0010802 .0200417
DAKAR	.0247594	.0067393	3.67	0.000	.0115506 .0379681
c_age					
ENTRE 35 ET 60 ANS	.0216978	.0040279	5.39	0.000	.0138033 .0295922
_IInstructi_1	.0239637	.0044881	5.34	0.000	.0151672 .0327602
_IInstructi_2	.0625391	.0093346	6.70	0.000	.0442437 .0808345
_IInstructi_3	.0618039	.0135977	4.55	0.000	.0351529 .0884549
Profession					
Autre_Profession	-.0306127	.0065361	-4.68	0.000	-.0434232 -.0178023
Secteur_act					
Agr_Elev_Pech_Art_Autre	-.0127216	.0037069	-3.43	0.001	-.019987 -.0054562
_Irevenu1_1	.0502458	.009078	5.53	0.000	.0324532 .0680384
_Irevenu1_2	.0646455	.0136801	4.73	0.000	.0378329 .0914581

Expression : Pr(c\_indice==3), predict(outcome(3))

dy/dx w.r.t. : 4.B2Quelleestvotresituationm DAKAR 2.c\_age \_IInstructi\_1 \_IInstructi\_2  
 \_IInstructi\_3 3.Profession  
 3.Secteur\_act \_Irevenu1\_1 \_Irevenu1\_2



Source : Auteurs à partir des données de la BCEAO 2016

**Figure A1** : Nombre d'Institutions Financières formelles au 31 décembre 2016

# Characterization of the covid-19 crisis on the commodity market using the markov switching variance model

Serigne THIAM<sup>i</sup>

## Résumé :

Ce papier utilise les modèles à changements de régimes markoviens pour détecter les crises sur le marché des matières premières. Les crises détectées sur ce marché sont la crise sanitaire du COVID-19 de 2020, la crise alimentaire de 2014, la crise de la Grèce et la crise de la dette de l'euro entre fin 2010 et juillet 2011, la crise financière de 2008 et les chocs pétroliers de 1973 et 1979.

Les résultats de l'estimation du modèle markovien hétérocédastique à changement de régime montrent que la crise financière de 2008 et le choc pétrolier de 1973 et 1979 ont plongé le marché des matières premières agricoles dans une profonde crise (probabilité d'être en phase de crise égale à 1) tandis que la crise sanitaire a plus ou moins entraîné une crise sur ce marché (probabilité d'être en phase de crise égale à 0,7). Aussi, la crise provoquée par la pandémie de la COVID-19 est plus courte que les crises générées par la crise financière de 2008 le choc pétrolier de 1973.

Egalement, la pandémie a plus impactée le marché des produits énergétiques que le marché des matières premières agricoles.

**Mots clés :** modèle markovien hétérocédastique à changement de régime, crise sanitaire, volatilité, marché des matières premières.

## Abstract:

This paper uses Markov Switching Variance Model to detect crises in the commodity market. The crises detected in this market are the COVID-19 health crisis of 2020, the food crisis of 2014, the Greece crisis and the Euro debt crisis between late 2010 and July 2011, the financial crisis of 2008 and and the oil shocks of 1973 and 1979.

The results of the estimation of Markov Switching Variance Model show that the financial crisis of 2008 and the oil shock of 1973 and 1979 plunged the agricultural commodities market into a deep crisis (probability of being in a crisis phase equal to 1), whereas the health crisis more or less caused a crisis on this market (probability of being in a crisis phase equal to 0.7). Also, the crisis caused by the COVID-19 pandemic is shorter than the crises generated by the 2008 financial crisis and the 1973 oil shock.

Also, the pandemic had a greater impact on the energy products market than on the agricultural commodities market.

**Keywords:** markov Switching Variance Model, health crisis, volatility, commodity market.

---

<sup>i</sup>PhD in Economics, National Agency for Statistics and Demography (ANSD). Email : morthiam8547@gmail.com

## 1. INTRODUCTION

Since the financial crisis of 2008, authors have focused on the stability and efficiency of global markets (financial market, commodity market, etc.). Thus, the notion of the efficiency of global markets is more relevant than ever. This notion was initially developed by Fama (1965). Indeed, Fama (1970) defined an efficient market as one "in which stock prices fully reflect available information". He established some important (but not necessary) conditions for efficiency. These conditions include: (i) absence of transaction costs on the exchange of securities, (ii) availability and accessibility of information for all players. Thus, the assumptions of an efficient market require that agents maximise their utility and have rational expectations. Consequently, financial market prices follow a random walk and adapt quickly to information when it becomes available on the market by integrating it into the price, hence a fair price (Fama, 1970; Shiller, 2001).

Lo and MacKinlay (1988) found that stock prices did not follow a random walk. Empirical results suggested that the random walk model was not consistent with the stochastic behaviour of weekly returns. They found positive autocorrelations for both weekly and monthly returns. They stress that the results do not necessarily imply that the market is inefficient or that prices are not rational assessments of "fundamental" values.

Recently, over the last two decades, global markets have been characterised by phenomena that are antagonistic to market efficiency: (i) high price volatility in global markets, (ii) dynamics of market gains, (iii) price dynamics in global markets. These phenomena can be generated by crises, the latest of which is the COVID-19 health crisis.

Emerging in December 2019 in China, the Coronavirus disease has affected every country in the world. Indeed, the pandemic is evolving exponentially around the world (Kuma, 2020). According to WHO, the number of COVID-19 cases is estimated to be 3,157,172 as of April 25, 2020, compared to 147,812,476 as of April 25, 2021. The number of deaths related to COVID-19 is estimated at 211,936 as of April 25, 2020, compared to 3,122,683 as of April 25, 2021. The countries most affected by the pandemic are the United States of America (33,369,192 cases), India (21,485,285 cases) and Brazil (15,009,023 cases).

In addition to the loss of human life, the COVID-19 pandemic has plunged the world economy into a deep crisis. Thus, the world economic growth dropped by 6.0% in 2020 (IMF, 2021). The Eurozone is the most affected, with growth falling by 7.9% in 2020 (IMF, 2021). Sub-Saharan

Africa has not been spared, with economic growth contracting by an estimated 6.1% in 2020 (IMF, 2021).

In addition, restrictions on the movement of people and international travel to contain the spread of the virus are having a significant impact on international trade and global growth. These measures have created both a demand shock (lower consumption) and a supply shock (lower production). Thus, the demand shock results, on the one hand, from the containment measures that paralyzed economic activity through the closure of non-essential activities and, on the other hand, from the disruption of the production chain on an international scale. The supply shock is the result of a reduction in the consumption of certain goods and services at the national level and a drop in foreign demand.

These supply and demand shocks have not spared the world markets; they have led to a decline in most commodity prices. In 2020, world prices for energy products fell by 31.66% compared to 2019 (World Bank, 2020). As for the world prices of base metals, the decrease is estimated at 1.75% (World Bank, 2020). However, an increase of 4.58% is noted for the prices of agricultural products (World Bank, 2020). It should be noted that in 2021, forecasts for world markets indicate a slight increase in world commodity prices (World Bank, 2020).

These favorable forecasts in 2021 are explained by the vaccination campaigns and the gradual reopening of the economies.

This crisis has plunged commodity markets into severe turbulence. Indeed, measuring the extent of this turbulence allows market players and regulators to better distinguish the phases of crisis in order to take the necessary measures. It should be noted that apart from the COVID-19 crisis, other factors have caused turbulence on the world markets. In the oil market, the suspension of cooperation between Saudi Arabia and Russia on production levels, and in the agricultural products market, the Sino-American trade war.

In order to identify turning points and structural changes in world markets, it is necessary to formalize a precise statistical definition of shocks. Thus, both linear and non-linear statistical methods are used. Linear models have been used to study the dynamics of financial and commodity markets. These markets were assumed to be efficient for a long time by Fama (1965, 1970). Currently, the efficiency hypothesis is incompatible with the real functioning of markets because of the heterogeneity of the expectations of market participants, the presence of distinct transaction and information costs and the importance of market imperfections, Dumas (1992), Anderson (1997). Indeed, the rejection of the efficiency hypothesis has revealed the limitations

of linear models in the financial domain. These limitations have justified the use of non-linear models to study the dynamics of financial and commodity markets. There are two main categories of non-linear models: models with non-linearity in the mean and models with non-linearity in variance (ARCH-type models). In this study, Markov regime-switching models are used to identify and characterize the COVID-19 crisis in the commodity market.

Markov regime-switching models were first applied in economics by Lindgren (1978). Subsequently, Hamilton (1989) used them in the study of business cycles. He demonstrated that shocks can be captured by a model characterized by Markovian processes. In the same vein, Chauvet et al (2005) used these models to date business cycles in macroeconomic time series.

The aim of this article is to identify the different phases of commodity markets. These phases correspond to periods of crisis and stability. It also determines the dates corresponding to the COVID-19 crisis and evaluates the total duration of this crisis while comparing it to previous crises.

The main contribution of this paper is that Markov Switching Variance Model detect previous crises better than the COVID-19 crisis. Moreover, it shows that the duration of the COVID crisis is shorter than that of previous crises.

Our study is thus structured around three sections. The first section presents the Markovian regime-switching models. The second section proposes a descriptive analysis of the series of world prices on the commodities market. The last section will focus on Markov regime-switching modeling to measure the impact of the COVID-19 crisis on commodity markets.

## **2. REVIEW OF THE LITERATURE**

The theoretical literature on crisis identification is extensive. In general, market events are used to identify crises. Thus, the event method uses logit regression to identify crises. This method has several drawbacks; it identifies crises late and determines the dates of crises in an arbitrary way (von Hagen et al. 2003). These limitations led von Hagen and Ho (2003) to develop a quantitative approach to identifying crises in markets, particularly in banking markets. They construct an index of market pressure. If the index exceeds a predetermined threshold, then they consider the banking market to be in crisis. The determination of the crisis threshold depends on the nature of the data; in particular on the assumption of normality, which is rarely respected. Also, the crisis threshold depends on the characteristics of the sample. One possibility to correct for the above limitations in crisis identification is to endogenise the choice of the crisis threshold and let the data indicate it; this is done by Markov regime-switching models. These models,

developed by Hamilton (1989), is used by many researchers such as Calvet and Fisher (2004), Masoud, Hamidreza and Safael (2012), Beckmann and Czudaj (2013), Lux, Morales-Arias and Sattarho (2014), Nguyen and Walid (2014), Aliyu and Wambai (2018).

Thus, Markov regime-switching models have advantages over other methods. First, it endogenises the choice of crisis threshold and crisis duration and thus reduces arbitrariness in identifying the crisis. Second, it allows each endogenously determined crisis duration to vary.

From an empirical point of view, several authors have studied the impact of the COVID-19 pandemic on financial and commodity markets.

Albulescu (2020), estimating an ARDL model to study the relationship between the COVID-19 pandemic and the fall in oil prices, shows that the number of daily COVID-19 infections had a marginal negative impact on oil prices in the long run. Indeed, by causing volatility in financial markets and increasing economic policy uncertainty, the COVID-19 pandemic has strongly affected the dynamics and volatility of world oil prices. Thus, the volatility generated by the pandemic increased from 8% to 22%, Devpura and Narayan (2020).

In the same vein, Gil-Alana and Monge (2020) show that the oil price shocks during the first wave of the pandemic were transitory. This result is obtained through the use of fractional integration techniques. Furthermore, Narayan (2020) in his study finds that the oil price is more influenced by negative oil price news than by the number of daily COVID-19 contamination.

Similarly, using an EGARCH model, Meher et al (2020) indicate that there is a presence of asymmetric volatility in crude oil prices due to the spread of COVID-19. Thus, information related to new cases of COVID-19 contamination has an impact on the volatility of crude oil prices. However, there is no leverage effect of the COVID-19 pandemic on the volatility of natural gas prices.

In addition to the commodity market, Hassan and Riveros Gavilanes (2021) analyse the dynamic impact of the COVID-19 pandemic on financial markets. These authors show that in the short term, the COVID-19 pandemic (the rate of spread of the virus) has a negative impact on the returns of stock market indices. Also, an increase in the rate of spread of the virus led to a decrease in the prices of Brent and WTI by 4.08% and 3.26%, respectively. These results are corroborated by Ahmed et al (2021) who used the conventional Welch's test, the heteroscedastic independent t-test and the GMM multivariate analysis to assess the impact of the COVID-19 pandemic on the performance and sustainability of stock and commodity markets.

Other authors such as Ezeaku, Asongu and Nnanna (2021) estimated a SVAR model and showed that the COVID-19 pandemic, through the oil shock it generated, significantly impacted the market of precious metals (gold and silver) and other base metals (copper and aluminium). Thus, gold and silver prices reacted negatively to the oil shock. For copper, it reacted positively to the oil shock from day 1 to day 130 (end of May 2020), before seeing its world prices decline for the rest of the period. World aluminium prices, on the other hand, reacted positively to the oil shock over the whole period.

Dmytrów et al (2021) use the Dynamic Time Warping (DTW) method to analyse the relationship between the COVID-19 pandemic and commodity prices. Thus, they show that commodities such as heating oil, crude oil, and gasoline are weakly associated with COVID-19. In contrast, natural gas, palm oil, CO2 allowances and ethanol are strongly associated with the development of the pandemic.

In another methodological logic, Jong et al (2021) used Markov regime-switching models to simultaneously determine the impact of COVID-19 and commodity market volatility on the Booking.com stock market. He shows that the disease negatively influenced the performance of the hotel stock market.

Ahmed and Sarkodie (2021) used the same approach to study the switching effect of the COVID-19 pandemic and economic policy uncertainty on commodity prices. The authors consider two regimes: a low volatility regime and a high volatility regime.

Their results also show a high probability that commodity prices remain in the low volatility regime rather than the high volatility regime - due to the market uncertainties attributed to COVID-19.

Also, using the same methodology, Czech and Wielechowski (2021) show that the alternative energy sector appears to be more resilient to COVID-19 than the conventional energy sector.

However, by distinguishing three regimes in the Markov model: the quiet, volatile and turbulent regime. Baiardi et al (2020) show that the quiet regime is the most frequent over the whole period, while the dominant regime is the volatile regime for the 2008 crisis and the turbulent regime for the first four months of 2020.

In a different vein, Benigno et al (2021) in modelling financial crises, use DSGE models. The estimated model fits the data with well-behaved shocks, identifying three crisis episodes of varying duration and intensity: the debt crisis of the early 1980s, the Tequila crisis of the mid-

1990s and the global financial crisis of the late 2000s. The estimated crisis episodes are much more persistent and consistent with the data than traditional models.

From this empirical review of the literature, it can be seen that most authors study the impact of the COVID-19 crisis on the financial and commodity markets. In general, these authors, with a few exceptions, do not characterise the COVID crisis by identifying the different regimes on the markets. This article makes a comparative characterisation of the health crisis on two markets: the energy commodity market and the agricultural commodity market by using a Markovian-Switching Variance Model.

### **3. BRIEF PRESENTATION OF MARKOVIAN-SWITCHING VARIANCE MODEL**

Markov regime-switching models, introduced by Lindgren (1978) and made popular by Hamilton (1989), are used to identify crises and detect turning points in financial markets. This section presents a variant of the Markov change models developed by Kim and Nelson (1999) : Markov Switching Variance Model.

#### **a. Presentation of the model**

The Markov Switching Variance Model used in this study is based on the work of Kim and Nelson (1999).

It is assumed that the time series of world prices can be described by the following process:

$$y_t = \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (1.1)$$

$$\sigma_t^2 = \sigma_1^2 S_{1t} + \sigma_2^2 S_{2t} + \dots + \sigma_T^2 S_{Tt} \quad (1.2)$$

where;

T is the number of state;

$y_t$  is the returns on commodity prices in period t;

the commodity price return is modeled using a normal distribution ;

$S_{Tt}$  is an unobserved state variable

$\sigma_T^2$  is the variance in state  $S_{Tt}$ .

All these equations depend on the state of the model at time  $t$ :  $S_t$ . This state is detectable using Markov chains. The Markov process is a stochastic process that has the following property: the information useful for predicting the future depends only on the information of today's state.

Hamilton assumes that the state  $S_t$  is not directly observable but can be deduced from the observable behavior of the time series of world price returns. Thus, to determine the probability law governing the observations of commodity price returns, a probabilistic model explaining the transition from the state  $S_t = i$  to  $S_t = j$  is required. It is given by the following transition probability:

$$\Pr(S_t = j/S_{t-1} = i) = p_{ij}, \quad (1.3)$$

$$i, j=0, 1$$

$$\sum_{j=1}^2 p_{ij} = 1 \quad (1.4)$$

$$\sigma_1^2 < \sigma_2^2.$$

$p_{ij}$  denotes the probability of moving to state  $j$  knowing that one is in state  $i$ . This probability depends only on today's state and not on the past state. From these equations, we can try to estimate the transition probabilities and the variance of the innovation.

### b. Estimation of the model

The maximum likelihood method is used to estimate the parameters of the Markovian switching variance model. For this purpose, the joint density of  $\tilde{y}_t$  and  $\tilde{S}_t$  the log likelihood function are written as follow:

$$\begin{aligned} p(\tilde{y}_T, \tilde{S}_T; \theta) &= p((\tilde{y}_T | \tilde{S}_T; \theta_1) \times p(\tilde{S}_T; \theta_2)), \\ &= \prod_{t=1}^T p((y_t | S_t; \theta_1) \times \prod_{t=1}^T (S_t | S_{t-1}; \theta_2)) \end{aligned} \quad (1.5)$$

where;

$$\theta = [\theta_1' \ \theta_2']' \text{ with } \theta_1 = [\sigma_0^2 \ \sigma_1^2]', \theta_2 = [p_{00} \ p_{11}]'$$

$$\tilde{y}_t = [y_1 \ y_2 \ \dots \ y_T]', \tilde{S}_t = [S_1 \ S_2 \ \dots \ S_T]'$$

By using log function

$$\ln(p(\tilde{y}_T, \tilde{S}_T; \theta)) = \sum_{t=1}^T \ln(p((y_t | S_t; \theta_1)) + \sum_{t=1}^T \ln((S_t | S_{t-1}; \theta_2)) \quad (1.6)$$

If  $S_t$  were observed,  $\theta_2$  would be irrelevant and the log likelihood function would be maximized with respect to  $\theta_1$  :

$$\frac{\partial \ln(p(\tilde{y}_T, \tilde{S}_T; \theta))}{\partial \theta_1} = \sum_{t=1}^T \frac{\partial \ln(p(y_t | S_t; \theta_1))}{\partial \theta_1}. \quad (1.7)$$

If  $S_t$  is not observed, we maximize the expected log likelihood function

$$Q(\theta; \tilde{y}_T, \theta^{k-1}) = \int_{\tilde{S}_T} \ln(p(\tilde{y}_T, \tilde{S}_T; \theta)) \times p(\tilde{y}_T, \tilde{S}_T; \theta^{k-1}). \quad (1.8)$$

We obtain

$$\sum_{t=1}^T \sum_{S_t=0}^1 \frac{\partial \ln(p(y_t | S_t))}{\partial \theta_1} p((S_T | \tilde{y}_T; \theta^{k-1})) = 0, \quad (1.9)$$

Where  $p((S_T | \tilde{y}_T; \theta^{k-1}))$  is the smoothed probability.

By using iteration for equation (1.9), we obtain

$$\ln(p(y_t | S_t = j; \theta_1)) = -\frac{1}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \ln \sigma_j^2 - \frac{1}{2} \frac{y_t^2}{\sigma_j^2}, \quad (1.10)$$

The first order conditions in equation (1.9) give the following result :

$$\sum_{t=1}^T \left( -\frac{1}{2} \frac{1}{\sigma_j^2} + \frac{1}{2} \frac{y_t^2}{\sigma_j^4} \right) p(S_t = j | \tilde{y}_T; \theta^{k-1}) = 0, \quad (1.11)$$

Equation 1.11 allows to obtain the estimation of  $\sigma_j^{2k}$

$$\sigma_j^{2k} = \frac{\sum_t y_t^2 p(S_t = j | \tilde{y}_T; \theta^{k-1})}{\sum_t p(S_t = j | \tilde{y}_T; \theta^{k-1})}, \quad (1.12)$$

By differentiating the expected log likelihood function in equation (1.12), we obtain  $p_{jj}^k$  :

$$p_{jj}^k = \frac{\sum_t p(S_t = j, S_{t-1} = j | \tilde{y}_T; \theta^{k-1})}{\sum_t p(S_{t-1} = j | \tilde{y}_T; \theta^{k-1})}. \quad (1.13)$$

#### 4. DESCRIPTIVE STUDY AND STATIONARITY OF THE SERIES

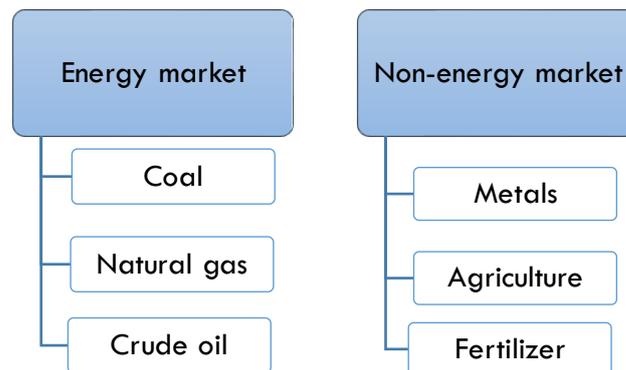
This section presents the data used in the study before making a descriptive analysis of the world market prices of agricultural and energy products.

### a. The data

The working data come from the World Bank's Commodity Price Data database. These data relate to the world price indices of agricultural and energy commodities. The agricultural commodity market is composed of raw materials (wood, rubber, etc.), food products (oil, meat, seeds, etc.) and beverages. As for the energy products market, it is composed of oil, natural gas and coal. It should be noted that these data are monthly (12 data per year), they cover the period from January 1960 to February 2021 and concern the market for energy and agricultural products; that is, a total of 734 observations.

Justification of the choice of markets

The commodities market is composed of the energy and non-energy markets. The former includes the coal, natural gas and crude oil markets. The latter is composed of the markets for metals, agricultural products and fertilizer. These markets have different characteristics and do not react in the same way to different crises. For example, the energy products market is more volatile because of crude oil.



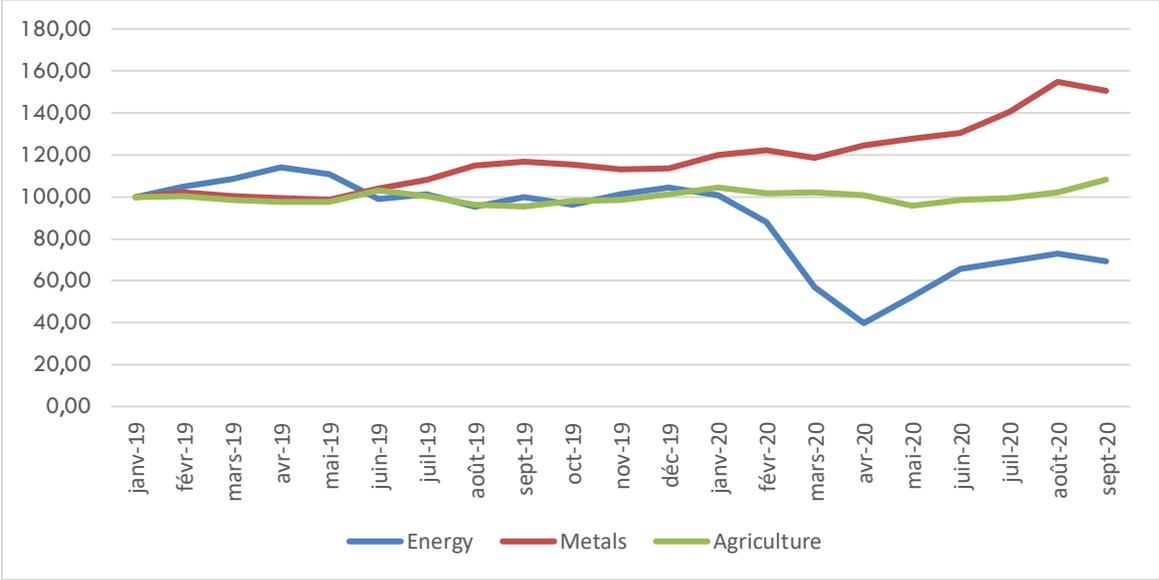
**Figure 1:** Composition of the commodity market

Source: World Bank Development Prospects Group

Indeed, the COVID-19 pandemic has led to a drop in world prices on the various commodity markets except for the metals market. The fall in prices was more significant on the energy market (60.56% over the period January 2020 to April 2020). Regarding the agricultural commodities market, a decline of 3.71% was recorded over the same period.

However, the metals market, which seems to be resilient to this crisis, has seen an increase in world prices. This could lead to the conclusion that the impact of the COVID-19 crisis was

more significant on the energy markets and the agricultural commodities market. This justifies the choice of these two markets.



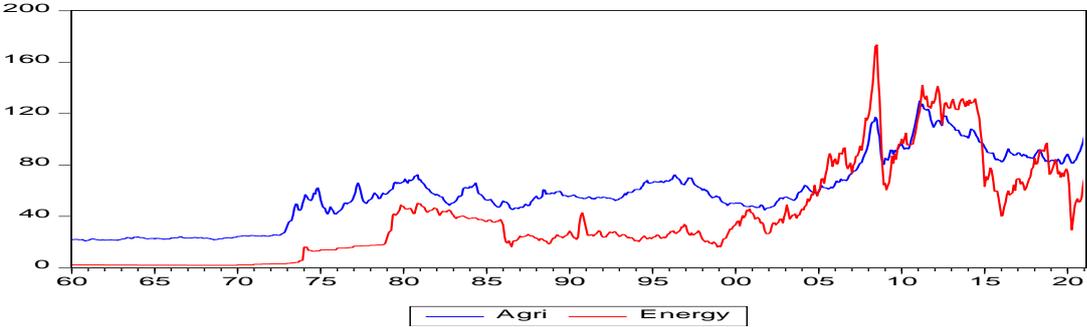
Source: World Bank Commodity Price Data, 2021

**Figure 2:** Evolution of world commodity prices

**b. Graphical representation of world price indices**

The analysis of the graphs of monthly price indices for agricultural and energy products shows a general upward trend marked by three main periods:

- the period 1960-1972 characterized by low and stable world price indices
- the 1973-2005 period marked by high world price indices with moderate fluctuations
- the period 2006-2021, symbolized by very high world price indices with strong fluctuations.



Source: World Bank Commodity Price Data, 2021

**Figure 3:** Monthly price index for agricultural and energy products

Furthermore, graphical analysis 3 shows that the series experience stochastic shocks that accumulate over time and thus increase the variance of the process over time. This means that

the two series represented have little chance of being stationary. Indeed, to confirm the non-stationarity of the series, it is necessary to implement unit root tests.

**c. Unit root tests**

Unit root tests allow to detect the existence of a non-stationary process. They also help to determine the nature of the non-stationarity (TS or DS process) and therefore the right method to stationaryize the series. Two main methods can be used to test the stationarity of series: the Dickey-Fuller test (1981) and the Philips-Perron test (1988).

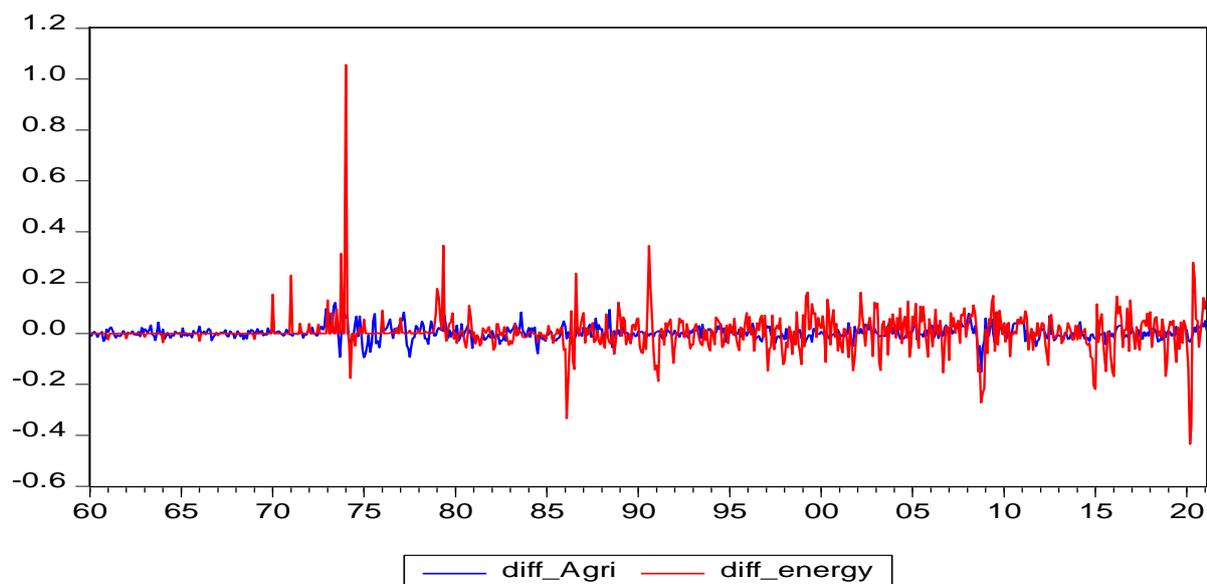
The analysis in Table 1 shows that the majority of the unit root tests conclude at the 5% threshold that both series (Agricultural Commodity Price Indices and Energy Price Indices) are non-stationary. These results validate the hypothesis of non-stationarity made during the descriptive analysis of the series.

**Table 1:** Unit root test on the monthly price indices of agricultural and energy products

Test	Statistic	Test at level of agricultural commodity price indices		Test at level of energy price indices	
		With constant	With constant & Trend	With constant	With constant & Trend
<b>ADF</b>	t-Stat	-1.3261	-2.9615	-2.1751	-3.7398
	Prob.*	0.6190	0.1440	0.2158	0.0204
<b>Phillips-Perron</b>	t-Stat	-1.1770	-2.6864	-1.9183	-3.2333
	Prob.*	0.6861	0.2426	0.3239	0.0787

Source : Author's calculation

Since these two series are not stationary, we can differentiate them in logarithm. In this case, we obtain the returns of the world prices on the market of agricultural commodities and energy products. Before using these returns in the following, we must ensure that they are stationary. Indeed, if they are not, we differentiate them again, i.e. work in second differences. Note that at first glance, cf. Figure 4, the returns series seem stationary.



Source: World Bank Commodity Price Data, 2021

**Figure 4:** Monthly returns of agricultural and energy products

The stationarity of the returns shown in Table 2 confirms this conjecture. All unit root tests conclude that the returns series are stationary at the 5% threshold.

**Table 2:** Unit root test on returns

Test	Statistic	Test at level of returns of agricultural commodity price indices		Test at level of returns of energy price indices	
		With constant	With constant & Trend	With constant	With constant & Trend
<b>ADF</b>	t-Stat	-16.7364	-16.7283	-21.3836	-21.3824
	Prob.*	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<b>Phillips-Perron</b>	t-Stat	-16.7364	-16.7283	-21.1484	-21.1344
	Prob.*	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Source : Author's calculation

Before using the returns series in modeling, some summary statistics should be given.

**d. Descriptive statistics of the returns**

Table 3 gives the descriptive statistics of the returns in the agricultural and energy commodity markets. It can be seen from this table that the distributions of the two series do not follow a normal distribution. Indeed, the Jarque-Bera statistic allows us to reject the null hypothesis of normality. The skewness and kurtosis support the rejection of the null hypothesis of normality. Note that the agricultural market returns are less volatile (standard deviation of 0.4917) than the energy market returns (standard deviation of 4.3389).

**Table 3:** Descriptive statistics for commodity market returns

	<b>Agricultural returns</b>	<b>market</b>	<b>Energy market returns</b>
<b>Mean</b>	0.0021		0.0049
<b>Median</b>	0.0004		0.0000
<b>Maximum</b>	0.1211		1.0557
<b>Minimum</b>	-0.1516		-0.4345
<b>Std. Dev.</b>	0.0259		0.0769
<b>Skewness</b>	0.0983		3.1781
<b>Kurtosis</b>	6.8978		53.7316
<b>Jarque-Bera</b>	465.8328		79947.6800
<b>Probability</b>	0.0000		0.0000
<b>Sum</b>	1.5350		3.6139
<b>Sum Sq. Dev.</b>	0.4917		4.3389
<b>Observations</b>	734		734

Source : Author's calculation

## 5. MODEL ESTIMATION AND RESULTS

The results of the estimation of the Markov Switching Variance Model allow us to study the volatility of agricultural commodity markets and to characterize their different regimes on the one hand, and to identify and characterize the COVID-19 crisis on the agricultural commodity market and to compare it with the 2008 financial crisis on the other.

### a. Volatility of the agricultural commodities market and characterization of the schemes

Table 4 provides the estimation results of the Markov Switching Variance Model. Indeed, the logarithm of the standard deviation of the two regimes is significant at the 5% level. It is estimated at -4.0496 for regime 1 and -3.0706 for regime 2; this corresponds to standard deviations of 0.0174 and 0.0463 for regime 1 and 2 respectively. This confirms the existence of a low volatility regime (regime 1) and a high volatility regime (regime 2). Indeed, regime 2 ("crisis" phase) is almost three times more volatile than regime 1 ("normal" phase). Moreover, the estimation of the parameters of the transition matrix (P11-C and P21-C) reveals that a rise in world price indices on the agricultural market is associated with a high chance of being in a low volatility situation ("normal" phase). This is because when world prices rise, the probability of being in a "crisis" phase is low and the probability of moving from the "crisis" phase to the "normal" phase remains high.

**Table 4 :** Estimation of model coefficients

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
<b>Regime 1</b>				
LOG(SIGMA)	-4.0496	0.0440	-91.8729	0.0000
<b>Regime 2</b>				
LOG(SIGMA)	-3.0706	0.0877	-34.9750	0.0000
<b>Transition Matrix Parameters</b>				
P11-C	4.0647	0.5220	7.7857	0.0000
P21-C	-2.6480	0.5828	-4.5432	0.0000

Source : Author's calculation

Table 5 gives the transition probabilities. It shows that the probability of being in regime 1 ("normal" phase) is estimated at 0.9831 and that of being in regime 2 ("crisis" phase) is equal to 0.9338. These two very high probabilities imply that the two regimes are very persistent. Thus, the normal phase is more persistent than the crisis phase. This is consistent with the results of Kayalidere, et al. (2017). Regarding the duration of the phases, it is given by Table 5. It is noted that the duration of being in a normal phase is 59 months and that of being in a crisis phase amounts to 15 months. In fact, the duration of the normal phase is almost four times longer than that of the crisis phase. Therefore, only an extreme event can cause the agricultural commodities market to shift from regime 1 ("normal" phase) to regime 2 ("crisis" phase). In this study, these extreme events are the oil crisis, the financial crisis, the food crisis and the health crisis related to the COVID-19 pandemic.

**Table 5:** Transition probability and duration of regimes

<b>Transition probability</b>		
Regime	1	2
1	0.9831	0.0168
2	0.0661	0.9338
<b>Duration of regimes</b>		
Regime	1	2
	59.2522	15.1270

Source : Author's calculation

#### **b. Analysis of the impact of COVID-19 on the agricultural commodities market**

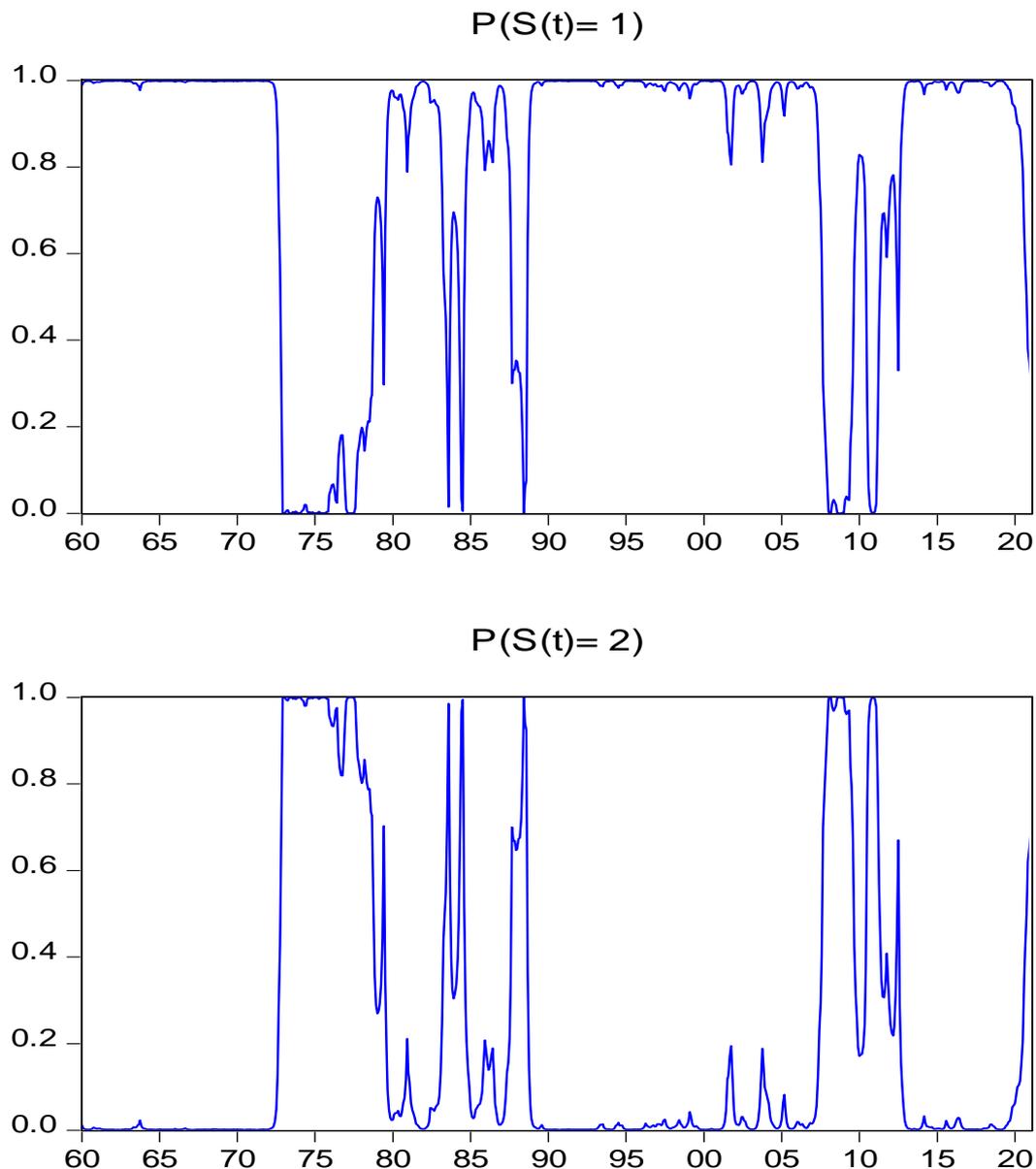
This section uses Markov Switching Variance Model to identify and characterize the COVID-19 crisis on the agricultural commodities market on the one hand, and to compare the COVID-19 crisis with the 2008 financial crisis on the other hand.

- i. Identification and characterization of the COVID-19 crisis in the agricultural commodities market

The analysis and economic interpretation of the Markov Switching Variance Model, through the smoothed conditional probabilities, allows us to identify and characterize the COVID-19 crisis.

Figure 5 below shows the evolution of the probabilities of being in a crisis phase on the agricultural commodities market. Thus, a probability close to 1 corresponds to high volatility over the periods considered. In this case, we think that the agricultural commodities market is facing a crisis. At first glance, we notice the presence of several peaks, but we analyze only those observed during the last two decades; that is, from 2000 to 2021. These peaks are attributable to events such as the health crisis of 2020, the food crisis of 2014, the Greek crisis and the euro debt crisis between late 2010 and July 2011 and the financial crisis of 2008. A more detailed analysis allows us to characterize the health crisis and to compare it with the other crises previously mentioned.

## Markov Switching Smoothed Regime Probabilities



Source: Author's calculation

**Figure 5:** Smoothed probability estimates by type of regime

The Markov model identified the COVID-19 crisis in the agricultural commodities market. The instability caused by this crisis started in October 2020, but the crisis reached its peak in January 2021, with a smoothed conditional probability close to 0.7. The closer this value is to 1, the more the market is in crisis. A threshold of 0.5 is even chosen by some authors to identify a crisis phase, Majidi (2017).

This health crisis has affected the agricultural commodities market in several ways. Indeed, the global pandemic has profoundly changed production, consumption, exchange and interaction

patterns. Thus, the containment measures related to the COVID-19 pandemic have had a surprising impact, Cheval et al. (2020) 1. The pandemic has led to a decline in world prices for agricultural products. Thus, agriculture is used for food and energy. The "sugar" and "corn" sectors, which are heavily used in the production of ethanol (an alternative to petroleum), have seen their prices fall. This decline is accentuated by the spectacular fall in oil prices linked to the COVID-19 pandemic. The same is true of the rapeseed market, where prices are historically low. This drop is directly linked to demand because the closure of bars and restaurants and the cancellation of all sporting and cultural events have led to a decline in demand for beer.

For wheat and rice, the opposite phenomenon is occurring. For these two basic commodities, prices are significantly higher. Uncertainties about supply chains and fears of import restrictions, caused by the COVID-19 pandemic, have pushed prices up. In anticipation of shortages, large importing countries such as Algeria, Morocco, Egypt and Saudi Arabia have increased their demands, which has led to a rise in wheat and rice prices.

ii. Comparison between the COVID-19 crisis and the financial crisis of 2008 and the oil shock of 1973 in the agricultural commodities market

The analysis of the smoothed conditional probabilities in the figure 5 allows us to identify the oil shock of 1973 and the financial crisis and the food crisis of 2008 in the agricultural commodities market. Indeed, for these crises, the smoothed conditional probability is equal to 1. This probability value is higher than that for the health crisis (0.7). In other words, the Markov Switching Variance Model detects the 2008 financial crisis and the oil shock of 1973 better than the health crisis. This could be explained by the fact that the 2008 financial crisis and the oil shock of 1973 had a greater impact on the agricultural commodities market than the health crisis. Also, the analysis of the smoothed conditional probabilities shows that the crisis caused by the COVID-19 pandemic is shorter than the crises generated by the 2008 financial crisis and the 1973 oil shock.

Indeed, in 2008 the already existing food crisis was accentuated by the financial crisis. Its main causes are:

- the increase in the production of biofuels, which led to a decrease in the volume of cereals and oilseeds available for human consumption;
- the increase in consumption demand for food products in China and India;
- natural disasters (drought or excessive rainfall) which reduced production;

- the surge in world oil prices, which has accelerated the production of biofuels.

All these factors have plunged the agricultural commodities market into a deep crisis, which was accentuated by the financial crisis of 2008. Indeed, this financial crisis pushed speculators to redirect their portfolios to the commodities market in the form of index arbitrage contracts, futures contracts and options contracts. This speculation accelerated the volatility and excitement of the agricultural commodities markets.

### **c. Comparative Analysis of the Impact of COVID-19 on Agricultural and Energy Commodity Markets**

The energy market and the agricultural commodities market have different characteristics in terms of volatility. They do not react in the same way to different crises.

#### **i. Comparative analysis of price volatility on the markets**

Table A1 in the appendix gives the results of the estimation of the Markov Switching Variance Model. Indeed, on the energy market, we distinguish a normal regime of volatility equal to 0.0436 and a crisis regime that is three times more volatile (0.1267). Overall, the energy market is more volatile than the agricultural commodities market, regardless of the regime. For the normal regime, the level of volatility is 0.0436 on the energy market against 0.0174 for the agricultural commodities market. For the crisis regime, the volatility is almost three times higher on the energy market than on the agricultural commodities market.

Volatility on the energy market depends on the price of oil. The latter evolves according to the production strategy of OPEC countries, geopolitical structural shocks and events on the financial markets.

Since 2000, there has been a financialization of energy commodities, Silvennoinen and Thorp (2010). Thus, the development of paper oil has accompanied the spread of futures contracts, which has led to strong speculation in these markets. This speculation has strongly contributed to the volatility of these markets and has led to a positive correlation between energy commodity prices and those of several other financial assets (CNUCED, 2009, 2011).

In addition, volatility depends on structural geopolitical shocks. For example, geopolitical events have weighed on price fluctuations: the Yom Kippur War, the invasion of Iraq and the Arab Spring.

With regard to transition probabilities (see Table A2 in the Appendix), as in the agricultural commodities market, the probability of being in regime 1 ("normal" phase) is much higher than

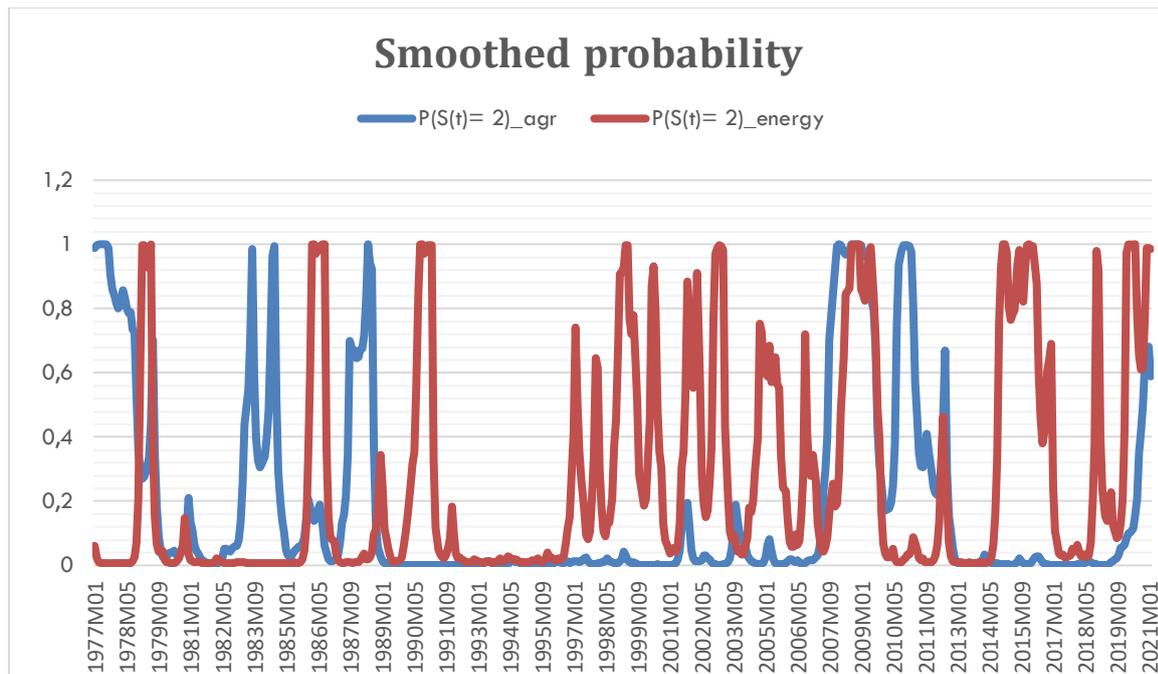
that of being in regime 2 ("crisis" phase) on the energy market. These two very high probabilities (over 85%) are evidence of the persistence of crises in this market. We note that the duration of being in a normal phase is 19 months on the energy market compared to 59 months on the agricultural commodities market, and the duration of being in a crisis phase is 7 months on the energy market compared to 15 months on the agricultural commodities market. In fact, whatever the regime, the durations are shorter on the energy market.

ii. Comparative analysis of the COVID-19 market crisis

Figure 6 gives the comparative evolution of the smoothed probabilities obtained using the Markov Switching Variance Model. Thus, these models were able to detect all the crises on these two markets. We note that crises are more frequent in the energy commodities market. This is due to the high volatility of oil prices. The latter, as mentioned above, depend on geopolitical structural shocks and events in the financial markets. The probability that the COVID-19 pandemic will cause a crisis in the energy products market is equal to unity and it is equal to 0.7 in the agricultural commodities market. In other words, the Markov Switching Variance Model perfectly detects the COVID-19 crisis in the energy commodity market. In other words, the pandemic had a greater impact on the energy products market than on the agricultural commodities market.

Indeed, the containment measures directly affected supply and demand on the energy market and particularly on the oil market. Thus, the COVID-19 crisis has hit hard an oil market already weakened by the rivalry between OPEC member countries (a trade war between Saudi Arabia and Russia). Thus, the COVID-19 pandemic has caused a 30% drop in global demand between January and April 2020 following containment measures. In other words, the shutdown of a large part of the economic activities caused a drop of about 30 million barrels per day Souiki et al (2020).

This oil market crisis has spread to the agricultural commodities market. For example, some agricultural products ("sugar" and "corn") are heavily used in the production of ethanol (an alternative to oil); this is what makes there a strong correlation between oil prices and the prices of agricultural products. Thus, the drop in world oil prices linked to the COVID-19 pandemic has strongly accentuated the drop in agricultural commodity prices.



Source : Author's calculation

**Figure 6:** Smoothed probability on the commodity market

## 6. CONCLUSION

The Markov Switching Variance Model is used in this paper to detect crises in the commodity market. The crises detected in this market are named the COVID-19 health crisis of 2020, the food crisis of 2014, the Greece crisis and the Euro debt crisis between the end of 2010 and July 2011 and the financial crisis of 2008.

The study shows that the 2008 financial crisis has more impact on the agricultural commodity market than the COVID-19 health crisis. Indeed, the financial crisis caused speculators to shift their portfolios to the commodity market in the form of index arbitrage contracts, futures contracts and option contracts. This speculation has led to high price volatility in agricultural commodity markets.

It should also be noted that the Markov Switching Variance Model was able to detect all the crises on both markets. Indeed, crises are more frequent on the energy commodities market. This is due to the high volatility of oil prices, which depend on geopolitical structural shocks and the situation of financial markets. The results also show that the pandemic has had a greater impact on the energy commodities market than on the agricultural commodities market. Note that volatility in the agricultural commodities market is positively correlated with the volatility of world oil prices and the financial market. This weakens the agricultural commodity markets,

which are already dependent on climatic conditions and the demand of large countries such as India and China.

As a recommendation, we must reduce the volatility of world prices and fight against the instability of prices on commodity markets. This requires good inventory management (stock building and de-stocking). A good ex-ante stock build-up allows for the absorption of supply and demand shocks on these markets; it makes price volatility around the equilibrium price low. Thus, it is necessary to build up stocks in a situation of commodity price instability in order to deal with shocks.

## References

- Ahmed, F.; Syed, A.A.; Kamal, M.A.; de las Nieves López-García, M.; Ramos-Requena, J.P.; & Gupta, S. (2021). Assessing the Impact of COVID-19 Pandemic on the Stock and Commodity Markets Performance and Sustainability: A Comparative Analysis of South Asian Countries. *Sustainability*, 13, 5669. <https://doi.org/10.3390/su13105669>.
- Albulescu, C. (2021). Coronavirus and Oil Price Crash. Available online: <https://ssrn.com/abstract=3553452>.
- Aliyu, S.U.R., & Wambai, A.A. (2018). Economic regimes and stock market performance in Nigeria: Evidence from regime switching model. Munich Personal RePEc Archive MPRA, 91430. Retrieve from <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/91430/>.
- Anderson, H.M. (1997). Transaction Costs and Nonlinear Adjustment Towards Equilibrium in The US Treasury Bill Markets. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.59, pp. 465-484.
- Beckmann, J., & Czudaj, R. (2013). The forward pricing function of industrial metal futures—Evidence from cointegration and smooth transition regression analysis. *International Review of Applied Economics*, 27, 472–490.
- Calvet, L. & Fisher, A. (2004). Regime-switching and the estimation of multifractal processes. *Journal of Financial Econometrics*, 2, 44–83.
- Chauvet, M., & Hamilton, J. (2005). Dating Business Cycle Turning Points in Nonlinear Analysis of Business Cycles. Edited by Costas Milas, Philip Rothman, and Dick van Dijk, Elsevier.
- Cheval, S., Adamescu, C., Georgiadis, T., Herrnegger, M., Piticar, A. and Legates, D. (2020). Observed and Potential Impacts of the COVID-19 Pandemic on the Environment. *Int. J. Environ. Res. Public Health* 2020, 17, 4140; doi:10.3390/ijerph17114140.
- CNUCED (2009). *The Global Economic Crisis: Systemic Failures and Multilateral Remedies*. Publication des Nations Unies, numéro de vente : E.09.II.D.4, New York et Genève.
- CNUCED (2011). *Price Formation in Financialized Commodity Markets: The Role of Information*. Publication des Nations Unies, UNCTAD/GDS/2011/1, New York et Genève.

Devpura, N.; & Narayan, P.K. (2020). Hourly oil price volatility: The role of COVID-19. *Energy Res. Lett.*, 1, 13683.

Dickey, D.A., & Fuller, W.A. (1981). Likelihood Ratio Tests for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49, 1057–1072.

Dmytrów, K., Landmesser, J., & Bieszk-Stolorz, B. (2021). The Connections between COVID-19 and the Energy Commodities Prices: Evidence through the Dynamic Time Warping Method. *Energies*, 14, 4024. <https://doi.org/10.3390/en14134024>.

Dumas, B. (1992). Dynamic Equilibrium and the Real Exchange Rates in a Spatially Separated World. *Review of Financial Studies*, Vol. 2, pp. 153-180.

Ezeaku, H.C., Asongu, S.A., & Nnanna, J. (2021). Volatility of international commodity prices in times of COVID-19: Effects of oil supply and global demand shocks. *Extr. Ind. Soc.*, 8, 257–270.

Fama, E.F. (1965). The Behavior of Stock Market Prices. *Journal of Business*, Vol. 38, n°1, pp. 31-105.

Fama, E.F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, Vol. 25, n°2, pp. 383-417.

Gil-Alana, L.A., & Monge, M. (2020). Crude oil prices and COVID-19: Persistence of the shock. *Energy Res. Lett.*, 1, 13200.

Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57(2), 357–384.

Hassan, S., & Riveros Gavilanes, J.M. (2021). First to React Is the Last to Forgive: Evidence from the Stock Market Impact of COVID 19. *J. Risk Financ. Manag.*, 14, 26.

IMF (2021). *World Economic Outlook: Recovery during a Pandemic—Health Concerns, Supply Disruptions, Price Pressures*. Washington, DC.

Jong, M.C., Puah, C.H., & Soh, A.N. (2021). *Advances in Science, Technology and Engineering Systems Journal* Vol. 6, No. 2, 185-189.

Kayalidere, K., Guleç, T. C, & Erer, E. (2017). Effects of Economic Instability on Stock Market under Different Regimes: MS-GARCH Approach. *EconWorld2017@Paris Proceedings July 25-27, 2017; Paris, France*.

- Kuma, K. (2020) L'économie mondiale face à la pandémie de la COVID-19: état des lieux, analyses et perspectives.
- Lindgren, G. (1978). Markov Regime Models for Mixed Distributions and Switching Regressions. *Scandinavian Journal of Statistic* 5, 81-91.
- Lo, A., & MacKinlay, G. (1988). Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test. *Review of financial studies*, printemps, p. 41-66.
- Lux T., Morales-Arias L., & Sattarho C. (2014). A Markov-switching multifractal approach to forecasting realized volatility. *Journal of Forecasting*, 33, 532–541.
- Mackinnon, J.G. (1991). Critical Values for Cointegration Tests, Chapitre 13 in *Long-run Economic Relationships*. Editeurs, Oxford University Press.
- Majidi, E. (2017) La finance islamique et la croissance économique: Quelles interactions dans les pays de MENA ?
- Masoud, Y., Hamidreza M., & Safaei M. (2012). Markov switching models for time series data with dramatic jumps. *Sains Malaysiana* 41(3), 371-377.
- Meher, B.K., Hawaldar, I.T., Mohapatra, L., & Sarea, A. (2020). The Impact of COVID-19 on Price Volatility of Crude Oil and Natural Gas Listed on Multi Commodity Exchange of India. *International Journal of Energy Economics and Policy* | Vol 10 • Issue 5
- Narayan, P.K. (2020). Oil price news and COVID-19-Is there any connection ? *Energy Res. Lett.* 1, 13176.
- Nguyen, D. K. & Walid, C. (2014). Exchange rate movements and stock market returns in a regime-switching environment: Evidence for BRICS countries. IPAG Business School, Paris Working Paper. <https://www.ipag.fr/fr/accueil/larecherche/publicationsWP.html>
- Phillips, P.C.B., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in a Time Series Regression. *Biometrik*, 75,335.346.
- Shehzad, K., Zaman, U., Liu, X., Górecki, J., & Pugnetti, C. (2021). Examining the asymmetric impact of COVID-19 pandemic and global financial crisis on Dow Jones and oil price shock. *Sustainability*, 13, 4688.
- Shiller, R. J. (2001). *Irrational exuberance*. New York : Broadway Books, 319p.

Silvennoinen A., & Thorp, S. (2010). Financialization, Crisis and Commodity Correlation Dynamics. Research Paper n° 267, Quantitative Finance Research Centre, University of Technology Sydney.

Souiki, B., Seyte, F., & Belmokkadem, M. (2020). COVID-19 et le prix du pétrole. 8th International Conference on Business, Economics, Marketing & Management Research (BEMM-2020) Proceedings of Engineering & Technology – PET - Vol.62, pp. 16-25.

Von Hagen, Jürgen and Tai-kuang Ho (2003), “Money Market Pressure and the Determinants of Banking Crises,” mimeo.

World Bank Group (2020). Commodity Markets Outlook—Persistence of Commodity Shocks, October. World Bank, Washington, DC. License: Creative Commons Attribution CC BY 3.0 IGO.

## Annexe

**Tableau A1:** Estimation of the model on the different markets

Variable	Energy products returns	
	Coefficient	Prob.
Regime 1		
LOG(SIGMA)	-3.1322	0.0000
Regime 2		
LOG(SIGMA)	-2.0659	0.0000
Transition Matrix Parameters		
P11-C	2.8912	0.0000
P21-C	-1.7792	0.0000
<b>Agricultural products returns</b>		
Regime 1		
LOG(SIGMA)	-4.0496	0.0000
Regime 2		
LOG(SIGMA)	-3.0706	0.0000
Transition Matrix Parameters		
P11-C	4.0647	0.0000
P21-C	-2.6480	0.0000

Source : Author's calculation

**Tableau A2 :** Transition probability and duration of regimes

<b>Transition probability</b>		
Energy market		
Regime	1	2
1	0.9474	0.0525
2	0.1443	0.8556
Agricultural products market		
Regime	1	2
1	0.9831	0.0168
2	0.0661	0.9338
<b>Duration of regimes</b>		
Energy market		
	1	2
	19.0165	6.9255
Agricultural products market		
	1	2
	59.2522	15.1270

Source : Author's calculation