REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

N° 32 - DECEMBRE 2022

BCEAO
BANQUE CENTRALE DES ETATS
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

BCEAO
BANQUE CENTRALE DES ETATS
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

Siège - Avenue Abdoulaye FADIGA
BP : 3108 - DAKAR (Sénégal)
Tél. : +221 33 839 05 00
Télécopie : +221 33 823 93 35
Site internet : http://www.bceao.int

Directeur de Publication
Ndèye Amy Ngom SECK
Directeur de la Recherche
et des Partenariats

Emails : courrier.zdrp@bceao.int
rem@bceao.int

Impression :
Imprimerie de la BCEAO
BP : 3108 - DAKAR

Les opinions exprimées dans cette revue sont publiées sous la responsabilité exclusive de leurs auteurs et ne constituent, en aucun cas, la position officielle de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO).

La reproduction intégrale ou partielle des articles ne peut être faite qu'avec l'autorisation préalable des auteurs. Les demandes sont adressées à la BCEAO à qui une copie du document contenant les articles reproduits sera remise.

Toutefois, sont autorisées les reproductions destinées à un usage strictement personnel et privé ou les analyses et courtes citations justifiées par le caractère scientifique ou d'information de l'œuvre dans laquelle elles sont incorporées, à condition d'en mentionner la source.

© 2020 - Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO)
Avenue Abdoulaye FADIGA BP 3108 Dakar Sénégal
ISSN 08505748

LISTE DES MEMBRES DES ORGANES DE LA REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

La REM est dotée d'organes conformes aux standards internationaux, à savoir un Secrétariat d'Edition, un Comité Editorial, un Comité Scientifique et un Directeur de Publication.

Le Comité Editorial est un organe interne à la Banque Centrale composé comme suit :

- le Directeur Général du Centre Ouest Africain de Formation et d'Etudes Bancaires, Président ;
- le Directeur de la Recherche et des Partenariats ;
- le Directeur des Enseignements et des Programmes de Formation ;
- le Directeur de la Conjoncture Economique et des Analyses Monétaires ;
- le Directeur des Etudes Economiques et de l'Intégration Régionale ;
- le Directeur des Statistiques ;
- le Directeur de la Stabilité Financière ;
- le Directeur des Activités Bancaires et des Financements Alternatifs.

Le Comité Scientifique regroupe des membres externes à la Banque Centrale, en l'occurrence des universitaires et des chercheurs de renom, reconnus pour leur expertise dans le domaine des sciences économiques et de la monnaie. Il est composé comme suit :

- Professeur Adama DIAW, Université Gaston Berger de Saint-Louis (Sénégal), Président ;
- Professeur Mama OUATTARA, Université Félix Houphouët-Boigny (Côte d'Ivoire), membre ;
- Professeur Idrissa OUEDRAOGO, Université de Ouaga II (Burkina Faso), membre ;
- Professeur Nasser Ary TANIMOUNE, Université d'Ottawa (Canada), membre ;
- Professeur Charlemagne Babatoundé IGUE, Université d'Abomey-Calavi (Bénin), membre ;
- Professeur Yaya SISSOKO, Indiana University of Pennsylvania (Etats- Unis d'Amérique), membre ;
- Professeur Ahmadou Aly MBAYE, Université Cheikh Anta DIOP de Dakar (Sénégal), membre ;
- Professeur Issouf SOUMARE, Université Laval (Canada), membre ;
- Professeur Akoété Ega AGBODJI, Université de Lomé (Togo), membre ;
- Professeur Jean-Paul POLLIN, Université d'Orléans (France), membre ;
- Professeur Georges KOBOU, Université de Yaoundé II (Cameroun), membre ;
- Professeur Ali LAZRAK, British Columbia University (Canada), membre.

Le **Secrétariat d'Edition** est assuré par la Direction de la Recherche et des Partenariats de la BCEAO.

Le **Directeur de Publication** de la Revue Economique et Monétaire (REM) est le Directeur de la Recherche et des Partenariats.

SOMMAIRE

AVANT-PROPOS..... 6

DETERMINATION DE LA REGLE DU TAUX D'ENDETTEMENT DANS LA ZONE UEMOA PAR LA DECOMPOSITION DE LA STRUCTURE PAR TERME DES PRIMES SOUVERAINES IMPLICITES..... 7

ANALYSE DE LA STABILITE DU SYSTEME BANCAIRE DE L'UEMOA : UNE APPROCHE DE SEGMENTATION BANCAIRE BASEE SUR LES RISQUES..... 47

NOTE AUX LECTEURS 65

AVANT-PROPOS

La Revue Economique et Monétaire (REM) est une revue scientifique éditée et publiée par la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), dans le cadre de ses actions destinées à promouvoir la recherche au sein de l'Institut d'émission et dans les Etats membres de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Cette revue a pour vocation de constituer un support de référence pour les publications des universitaires et chercheurs de l'UEMOA, mais également pour les travaux de recherche qui s'intéressent aux économies en développement en général et à celles de l'Union en particulier.

Ce trente-deuxième numéro de la Revue comprend deux (2) articles, dont le premier est intitulé *« Détermination de la règle du taux d'endettement dans la zone UEMOA par la décomposition de la structure par terme des primes souveraines implicites »*, et le second *« Analyse de la stabilité du système bancaire de l'UEMOA : une approche de segmentation basée sur les risques »*.

Le premier article est consacré à la détermination d'une règle du taux d'endettement dans la zone UEMOA, à partir d'une approche indirecte de décomposition de la structure par terme des primes souveraines implicites (PSI). Cette approche approfondit la méthodologie de Merrick (2001), en fournissant une formulation explicite des primes souveraines de crédit et de liquidité. En outre, elle a permis d'estimer le taux de recouvrement implicite ayant contribué à l'élaboration d'une règle du taux d'endettement anticipé par les marchés financiers. Les résultats révèlent que les primes souveraines implicites et le taux de recouvrement implicite sont sensibles aux paramètres de la courbe des taux sans risque. Ainsi, le taux sans risque est un facteur déterminant dans l'estimation de ces variables. Sur cette base, l'auteur suggère une meilleure coordination entre les politiques monétaire et budgétaire visant à améliorer la perception du risque souverain implicite des investisseurs privés et, en conséquence, à réduire le coût de la dette, favorable au développement du marché financier et à la relance de la croissance économique.

Le second article, quant à lui, examine la stabilité du système bancaire de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA), en analysant la segmentation du secteur en fonction des risques. L'application de la méthode de segmentation hiérarchique par cluster suivant l'algorithme de Calinski sur des données allant de 2008 à 2017 a permis d'identifier deux (2) segments hétérogènes parmi les banques de l'Union. Le premier segment se distingue du second par un risque de liquidité un peu plus élevé, et un risque de crédit et des fonds propres moindres. En outre, il ressort de l'estimation d'un modèle probit que la probabilité d'exposition des banques au risque de liquidité diminue avec l'augmentation des fonds propres. L'auteur conclut alors que l'exigence de fonds propres conformément aux dispositions Bâle II et III, qui devrait être différenciée selon les deux segments, contribuerait à la stabilité bancaire dans l'Union.

Au total, ce trente-deuxième numéro de la REM permet d'aborder à la fois les questions relatives à la détermination d'une règle du taux d'endettement dans l'Union, en lien avec la structure par terme des primes souveraines implicites et celles liées à l'examen de la stabilité financière dans l'UEMOA.

DETERMINATION DE LA REGLE DU TAUX D'ENDETTEMENT DANS LA ZONE UEMOA PAR LA DECOMPOSITION DE LA STRUCTURE PAR TERME DES PRIMES SOUVERAINES IMPLICITES

Florent GBONGUE, PhD[1] et Lambert Ngaladjo BAMBA[2]

Résumé

Dans la zone UEMOA[3], les primes souveraines implicites (PSI), qui constituent une mesure essentielle de la perception du risque des émetteurs souverains, existent et ont des incidences importantes sur la soutenabilité de la dette publique, les sphères réelle et financière, dans le contexte de la pandémie de la Covid-19. En apportant des innovations à la méthodologie de Merrick (2001), cette étude propose une approche indirecte d'estimation des PSI, qui fournit une formulation explicite des primes souveraines de crédit, de liquidité et du taux de recouvrement implicites en cas de défaut de l'émetteur. L'étude révèle que les PSI indirectes sont sensibles aux paramètres de la courbe des taux sans risque. En conséquence, le choix du modèle de taux mérite une attention particulière, car il pourrait entraîner des biais non négligeables dans l'estimation des primes de crédit, de liquidité et du taux de recouvrement implicites. Pour finir, l'étude propose une règle de détermination du taux d'endettement anticipé par les marchés financiers et formule des recommandations pertinentes qui en découlent en termes de politiques macroéconomiques et monétaires.

INFORMATIONS SUR L'ARTICLE

Historique de l'article : *Soumis le 19 juillet 2022.*

Reçu en première version révisée le 12 octobre 2022.

Reçu en deuxième version révisée le 28 novembre 2022.

Reçu en troisième version révisée le 5 décembre 2022.

Accepté le 8 décembre 2022.

Classification JEL : E43, E44, G12, H63.

Mots clés : UEMOA, primes souveraines implicites, dette, Covid-19, approche indirecte, primes de crédit, primes de liquidité, taux d'endettement anticipé.

[1] Docteur en Actuariat de l'Université de Lyon, Actuaire et Risk-Manager Expert, Enseignant-Chercheur en Sciences économique et gestion. Contact : florent.gbongue@gmail.com

[2] Maître de Conférences de Sciences économiques à l'UFR-SEG et Chercheur au Centre Ivoirien de Recherches Economiques et Sociales (CIRES), Conseiller Technique du Ministre de l'Economie et des Finances de Côte d'Ivoire. Contact : bamba.ngaladjo@gmail.com

Les opinions exprimées dans cet article n'engagent que les auteurs et ne reflètent pas nécessairement celles des institutions auxquelles ils sont affiliés.

[3] Union Economique et Monétaire Ouest Africaine.

Abstract

In the WAEMU zone, implicit sovereign premiums (ISPs), which are a key measure of the risk perception of sovereign issuers, exist and have important implications for the sustainability of public debt, the real and financial spheres, in the context of the Covid-19 pandemic. With innovations to Merrick's (2001) methodology, this study proposes an indirect approach to estimating ISPs, which provides an explicit formulation of the sovereign credit, liquidity, and recovery rate premiums implied by issuer default. The study finds that indirect ISPs are sensitive to the parameters of the risk-free yield curve. As a result, the choice of the rate model deserves special attention because it could lead to non-negligible biases in the estimation of the credit, liquidity and implicit recovery premiums. Finally, the study proposes a rule for determining the debt ratio expected by financial markets and formulates relevant recommendations in terms of macroeconomic and monetary policies.

ARTICLE INFORMATIONS

Article history. *Submitted on july 19, 2022.*

Received in first revised form on october 12, 2022.

Received in second revised form on november 28, 2022.

Received in third revised form on december 5, 2022.

Accepted on december 8, 2022.

JEL Classification : *E43, E44, G12, H63.*

Keywords : *WAEMU, implicit sovereign premiums, debt, Covid-19, indirect approach, credit premiums, liquidity premiums, expected debt ratio.*

INTRODUCTION

Le taux d'intérêt est une variable économique fondamentale qui a nourri de nombreux débats parmi les économistes, en ce sens qu'elle impacte les composantes de la demande globale, notamment les décisions de consommation, d'épargne, d'investissement et de dépenses publiques. De manière conventionnelle, la formation du taux d'intérêt découle des marchés financiers. Il est estimé à l'aide des produits de taux[4], en l'occurrence les obligations et les produits dérivés (swap). Les taux d'intérêt à court terme sont supposés être contrôlés par la politique monétaire, tandis que les taux à long terme dépendent des conditions macroéconomiques (Piazzesi, 2005)[5].

Sur les marchés financiers, les taux d'intérêt servent à ancrer les anticipations de taux. Ce mécanisme s'opère à travers la fixation des taux directeurs, mais également la forward guidance par le bais de la communication monétaire (Swanson, 2021 ; Hagedorn et al., 2019 ; Magill et Quinzii, 2014). A travers ses instruments, les banques centrales parviennent à contrôler les anticipations de taux courts, dont l'information se diffuse le long de la courbe des taux. Cette dernière est mise en évidence par la théorie des anticipations de la courbe des taux (Campbell et Shiller, 1991). Ces taux d'intérêt sont utilisés par les agents privés dans la valorisation des instruments financiers, ainsi que la détermination du coût de la dette. Ce dernier est composé du taux sans risque et de la prime de risque. Comme les obligations des sociétés, la prime de risque est aussi observable sur les obligations souveraines, connues sous le nom de *« primes souveraines implicites (PSI) »*. En effet, l'existence des PSI a été mise en évidence dans plusieurs travaux, au regard des crises observées sur le marché de la dette (Merrick, 2001 ; Duffie et al., 2003). En pratique, les PSI constituent une mesure essentielle de la perception du risque des émetteurs souverains. Dans la monnaie locale, elles se composent principalement de deux quantités, qui sont imputables aux risques de crédit et de liquidité implicites des titres publics (Stander, 2005).

Il n'existe pas de courbe des taux zéro-coupon (ZC) construite sur les données du marché secondaire de la zone UEMOA. Toutefois, il existe un organisme appelé *« UMOA-Titres (UT) »*, qui construit des courbes de taux pour les pays émetteurs de l'Union, en s'appuyant principalement sur les données du marché primaire[6], sans toutefois proposer une méthodologie de décomposition de ces courbes, nécessaires à l'identification des PSI. Pourtant, des travaux récents ont également révélé que les rendements observés (sur les courbes de taux primaires) contiennent des PSI[7] dans l'Union. L'existence de ces PSI a été mise en lumière dans les travaux de Mbengue et Paget-Blanc (2017) et Gbongué (2019c). En effet, Mbengue et Paget-Blanc (2017) étudient les spreads des obligations locales pour diverses catégories d'émetteurs (notations implicites). Ces spreads sont obtenus par la différence entre les taux d'émission des obligations et les taux

[4]Les produits de taux sont composés des titres de créances négociables du marché monétaire, des obligations, de tous les produits dérivés dont le sous-jacent est un taux (swaps de taux, Future Rate Agrement, futures de taux, options de taux, etc.), mais également des prises en pensions (ou « repos »), qui sont des opérations de prêts garantis par des titres et qui constituent la principale forme des opérations de refinancement obtenues par les banques sur le marché monétaire.

[5] Piazzesi (2005) montre que les chocs de politique monétaire modifient la pente de la courbe de rendement parce qu'ils affectent davantage les taux courts que les taux longs.

[6] L'approche méthodologique proposée par l'UT se compose de trois étapes, à savoir : (i) sélection des titres exigibles et collecte des prix ; (ii) retraitement et calcul des taux ; (iii) application d'un modèle de lissage sur les taux calculés, notamment les modèles de Nelson et Siegel et Svensson.

[7] En effet, la perception du risque souverain a évolué au regard des nombreuses crises de la dette (Grèce, Argentine, Russie, etc.). Ainsi, les pays ne sont plus considérés comme des émetteurs sans risque de défaut. Dans ce contexte, ils s'acquittent des primes souveraines implicites (PSI) exigées par les investisseurs, en prélude à leur défaut probable.

d'émission de deux émetteurs de référence, à savoir l'Agence Franaise de Développement (AFD) et la Société financière internationale (IFC). Ils soutiennent l'idée que les spreads des obligations locales sur le marché financier régional (MFR) de l'UEMOA sont anormalement bas par rapport au risque de crédit auquel les détenteurs d'obligations sont réellement exposés. Les auteurs expliquent cette situation par la faible valorisation du risque de crédit (due à la pondération favorable des obligations souveraines dans le ratio de capital des banques et à la possibilité offerte par la Banque Centrale de les escompter à d'excellentes conditions) et la mauvaise évaluation causée par l'absence d'un marché secondaire, qui trouve ses racines dans la surliquidité des banques, la rareté des opportunités d'investissement, etc.

Dans cette idée, Gbongué (2019c) s'intéresse à la construction des courbes des PSI en monnaie locale à plusieurs dates de cotation. L'approche méthodologique consiste à construire une courbe des taux zéro-coupon (ZC) de référence, sous l'hypothèse d'absence de défaut de paiement des flux de trésorerie (Gbongue et Planchet, 2015b), à partir d'un modèle de taux d'intérêt dérivé du modèle de référence de Nelson et Siegel (Gbongue, 2019b). Les paramètres de la courbe des taux ZC obtenus sont utilisés comme input dans le processus d'estimation des PSI. Sur ce point, l'auteur teste plusieurs modèles[8] de PSI et conclut que le modèle de Weibull s'ajuste le mieux aux données de l'UEMOA. Il qualifie cette approche de *« directe »*, car elle aboutit à des PSI agrégés et ne permet pas une décomposition en des primes de crédit et de liquidité. Par contre, lorsque les PSI s'obtiennent par la résultante des primes de crédit et de liquidité, la méthode est dite indirecte. L'avantage de cette méthode réside dans la formulation explicite de la structure par terme des primes de crédit et de liquidité, ainsi que des taux de recouvrement implicites (Merrick, 2001 ; Vrugt, 2011).

Sur la règle d'endettement dans l'Union, il existe peu de travaux dans la littérature. Les travaux existants portent sur la détermination du seuil d'endettement (Bini et al., 2016 ; Agbekponou et Kebalo, 2019). Ils s'appuient principalement sur les modèles économétriques à effets de seuil pour déterminer le niveau d'endettement optimal. Cependant, il n'existe pas un modèle d'estimation du taux d'endettement anticipé par les marchés financiers. La présente contribution scientifique vise à répondre à cet objectif en proposant une règle du taux d'endettement, qui est fonction du taux de recouvrement anticipé par les investisseurs. En clair, notre objectif est de déterminer le taux d'endettement anticipé en transitant par l'estimation des PSI sur les marchés financiers, étant donné la relation dette-risque. L'avantage de ce travail réside dans la capacité à capter les anticipations du taux d'endettement sur les marchés financiers à n'importe quelle date de cotation, en s'appuyant sur la décomposition des primes souveraines implicites. Cette information pourrait aider à orienter la politique d'endettement des pays de l'Union au cours de l'année. A notre connaissance, aucune publication scientifique n'existe, à ce jour, sur le sujet. De manière opérationnelle, la règle d'endettement est alimentée par les paramètres des marchés financiers (taux sans risque, primes de crédit et de liquidité, taux de recouvrement, etc.), par opposition aux modèles à seuils proposés dans la littérature. Sur cette base, nous introduisons quelques innovations méthodologiques dans ce travail.

La première innovation porte sur l'amélioration de la méthodologie de construction de la courbe des taux sans risque, qui s'appuie sur un nouveau modèle de taux d'intérêt, dérivé du modèle de référence de Nelson et Siegel (Gbongue, 2019b). Elle constitue une information centrale dans le processus d'estimation des PSI indirectes. La seconde innovation concerne la détermination des PSI à travers des lois de probabilité extrêmes, intégrées au modèle de Merrick (2001) élargi au risque de liquidité, pour la valorisation du prix théorique des obligations souveraines. En monnaie locale, le modèle de Merrick (2001) élargi est complet, car il permet de tenir compte de l'ensemble

[8] Les modèles de PSI testés sont des modèles extrêmes, notamment les modèles de Weibull, Gumbel et log Normale.

des risques financiers (Stander, 2005). De plus, il contribue à affiner l'estimation des structures par terme de crédit et liquidité par le biais d'une méthode indirecte. La dernière innovation porte sur la capacité d'extraire le taux d'endettement anticipé par les marchés financiers à travers une simple règle, dont le point d'ancrage est le taux de recouvrement anticipé, sa valeur étant fortement influencée par les structures par terme de taux issues des étapes précédentes.

La suite du papier est organisée comme suit. La section 2 présente la revue de la littérature. La section 3 s'intéresse aux aspects méthodologiques. La section 4 porte sur l'analyse des résultats empiriques. La section 5 est consacrée à la conclusion et aux recommandations de politique économique.

I. REVUE DE LA LITTERATURE

Le risque souverain, qui mesure la probabilité de défaut d'un État, est une notion extrêmement importante pour les investisseurs. De ce fait, il apparaît naturellement dans les dispositifs prudentiels des banques (Bâle II et III) et des sociétés d'assurance (Solvabilité II). Dans ces dispositifs, l'évaluation du risque souverain se fait au moyen de la détermination des paramètres de risque. Ces derniers se composent principalement de la probabilité de défaut (PD), la perte en cas de défaut (LGD) et de l'exposition au défaut (EAD). Dans la pratique, ils peuvent être fixés par le régulateur (approche standard) ou bien laissés à l'appréciation des banques, qui les déterminent dans le cadre des modèles internes (approche IRB). Par exemple, dans l'approche standard, les expositions sur les emprunteurs souverains et les banques centrales sont pondérées en fonction des risques conformément à la table de pondération fondée sur les notations[9].

Sur les marchés financiers, la perception du risque souverain est appréhendée à travers la notation souveraine implicite (Cosset et Roy, 1991 ; Afonso, 2003 ; Butler et Fauver, 2006 ; Kim et Wu, 2008)[10]. Cette dernière est déterminée par les agences de notation à partir de l'analyse fine d'un ensemble d'indicateurs macroéconomiques (PIB par habitant, inflation, dettes publiques, recettes fiscales, historique des défauts, etc.). Si les critiques de ces agences sont récurrentes, en revanche, elles se sont intensifiées dans le contexte des crises financières des années 90 et 2000. Ainsi, Radelet et Sachs (1998) suggèrent que ces agences étaient incapables de prévoir la crise asiatique de 1997. Ils notent qu'elles avaient des réactions trop tardives et intensifiées aggravant la crise. Aussi, certains auteurs affirment-ils que les agences de notation avaient des comportements pro-cycliques. En d'autres termes, leurs réactions ne font qu'attribuer des bonnes notations en période d'expansion et des rétrogradations en période de crise (Ferri et al., 1999 ; Reisen et von Maltzan, 1999 ; Reinhart et Rogoff, 2004 ; Kim et Wu, 2008 ; Kasimati, 2011 ; Bissoondoyal-Bheenick, 2012 ; Christopher et al., 2012 ; Treepongkaruna et Wu, 2012 ; Alsakka et Gwilym, 2013). Les notations souveraines ont donc des incidences significatives sur les variations du stock de la dette, car elles impactent le coût du financement, ainsi que la liquidité[11] des titres financiers des pays émetteurs.

9 Cf. BIS [2017] « Le traitement réglementaire des expositions au risque souverain », Comité Bale sur le contrôle bancaire.

10 Selon Afonso (2003), la notation de la dette publique souveraine est en quelque sorte une évaluation de la situation économique, financière et politique d'une économie. Plus précisément, la cote de risque des pays est un indicateur de la probabilité pour un emprunteur souverain de ne pas rembourser ses dettes (Cosset et Roy, 1991). Butler et Fauver (2006) et Kim et Wu (2008) démontrent que les notations souveraines prennent en considération la transparence, entre autres facteurs. Par conséquent, les notations souveraines sont considérées comme un bon indicateur du degré de transparence et du risque futur représenté par le pays.

11 Les notations souveraines influent également la liquidité des instruments obligataires. Ainsi, les obligations d'un Etat présentant un risque élevé pour les investisseurs, s'échangent difficilement sur le marché financier.

En clair, elles modifient la variabilité de la dette publique dans la mesure où elles influencent la volatilité des taux d'intérêt observés sur les marchés obligataires. Par exemple, Liu et Thakor (1984), Liu et al. (1999) et Cantor et Packer (1996) confirment que les notations ont une influence importante sur les taux d'intérêt, car elles expliquent 92% de la variation des rendements obligataires. De plus, Kopits et Craig (1998) et Heald (2003) démontrent que la transparence budgétaire renforce la crédibilité de l'émetteur, ce qui contribue à baisser le coût du capital à travers l'amélioration de la notation souveraine sur les marchés financiers.

La dette publique est un important levier financier pour les Etats. Toutefois, à des niveaux élevés, elle peut être nuisible pour la croissance économique. L'établissement des règles d'endettement est donc une solution de contrôle de cette dette. A cet effet, Reinhart et Rogoff (2010) proposent des modélisations non-linéaires de la relation dette-croissance. Ils montrent que la croissance économique ralentit considérablement lorsque le ratio d'endettement dépasse 90%[12]. En revisitant les travaux de Reinhart et Rogoff (2010), Herndon et al. (2014) constatent des erreurs de calcul, qui remettent en cause la relation dette publique et la croissance économique dans vingt (20) économies avancées. Les preuves apportées par les auteurs réfutent l'affirmation selon laquelle la croissance économique ralentit considérablement lorsque le ratio d'endettement dépasse 90%. A l'aide d'un modèle de panel à transition brutale (PTR)[13] sur un échantillon de 18 pays de l'OCDE couvrant la période 1980 à 2010, Cecchetti et al. (2011) montrent qu'au-delà d'un taux d'endettement de 85 %, la dette nuit à la croissance. En appliquant cette méthodologie sur un échantillon de 19 pays développés et 21 pays en développement sur la période 1965-2010, Chudik et al. (2017) fournissent également des preuves d'un effet de seuil (compris entre 60% et 80%) dans la relation entre dette publique et croissance. A cet effet, ils trouvent que la relation à long terme entre la dette et la croissance économique pourrait être significative, si les dépenses de financement des déficits budgétaires keynésiennes sont associées à un plan politique crédible, soutenu par des mesures réduisant le fardeau de la dette à des niveaux durables. Par ailleurs, estimant un modèle de panel dynamique à seuil sur un échantillon de 12 pays de la zone euro sur la période 1990-2010, Baum et al. (2013) montrent qu'à court terme, l'impact de la dette sur la croissance du PIB est positif et hautement significatif, mais diminue pour des taux d'endettement supérieurs à 67%. En effet, pour des taux d'endettement supérieurs à 95 %, ils trouvent que toute accumulation de la dette publique a un impact négatif sur l'activité économique. Caner et al. (2010) utilisent la méthode des moindres carrées ordinaires pour un échantillon de 101 pays (75 pays développés et 26 pays en développement) durant la période allant de 1980 à 2008, et montrent qu'il existe un effet de seuil dans la relation entre la dette publique et la croissance économique. Sur l'échantillon total, les résultats révèlent un seuil de 77% pour les pays développés et de 64% pour les pays en développement. En zone UEMOA, Bini et al. (2016) examinent l'influence de la politique budgétaire sur l'évolution de l'activité économique dans la zone UEMOA, à l'aide du modèle PSTR (Panel Smooth Transition Regression Model) sur la période 1989-2012. Les résultats montrent que la dette influence négativement et de façon significative l'efficacité de la politique budgétaire. De plus, la politique budgétaire devient nuisible pour la croissance lorsque le niveau de la dette extérieure atteint le seuil critique de 48% du PIB. Dans cet ordre d'idées, Agbekponou et Kebalo (2019) proposent une approche non linéaire pour déterminer le seuil d'endettement qui ne compromet pas la croissance économique. En adoptant l'approche de Hansen (1999), les estimations effectuées sur la période 2007-2016 révèlent l'existence d'un seuil d'endettement estimé à 30,71% du PIB, en dessous duquel une dette additionnelle a un effet positif sur la croissance économique.

[12] L'approche utilisée est beaucoup plus descriptive, avec un échantillon de 20 pays de l'OCDE. Ils fixent systématiquement des seuils de 30%, 60% et 90% sans aucun test formel pour détecter les effets de seuils.

[13] Panel Threshold Régression.

Les travaux supra, illustrant les règles d'endettement, s'appuient globalement sur des modèles économétriques à effets de seuil. En outre, il n'existe pas de travaux scientifiques sur l'établissement des règles d'endettement à partir de la détermination des paramètres de risque financier des obligations souveraines (courbe des taux sans risque, courbe des primes souveraines implicites, taux de recouvrement implicite, etc.). Pourtant, la modélisation de ces paramètres est cruciale dans la formulation de la règle d'endettement des marchés financiers. Sur ce point, les travaux sont peu abondants dans la littérature et portent principalement sur le risque de crédit. Andritzky (2006) fait un état des lieux des travaux existants et propose de les regrouper en deux catégories, selon l'approche utilisée pour modéliser la probabilité d'un évènement de crédit à une certaine date. La première catégorie porte sur les modèles structurels, dont l'idée principale est basée sur l'article fondateur de Merton (1974), qui considère la défaillance d'une entreprise comme une situation dans laquelle les actifs sont insuffisants pour régler les obligations de dette arrivant à échéance. Cette approche est étendue par l'introduction des modèles du premier temps de passage, qui reposent sur l'idée suivante : le défaut peut avoir lieu à tout moment, quand la valeur de l'entreprise descend en dessous d'un seuil[14]. Dans ce contexte, nous pouvons citer les travaux de Black et Cox (1976), Brennan et Schwartz (1977), (1980), Geske (1977), Leland (1994), Longstaff and Schwartz (1995), Leland and Toft (1996), Zhou (1997), etc. L'application des modèles structurels à la quantification du risque souverain requiert d'attribuer une valeur d'entité à un pays. Par exemple, certains auteurs s'appuient sur des indicateurs macroéconomiques traduisant le degré ou la capacité d'endettement[15]. En effet, Karmann et Maltritz (2002) utilisent les réserves de change et les exportations nettes comme indicateur de la capacité de remboursement, qui est supposé suivre un processus d'Ito. En utilisant les cotations du marché des taux sans risque et primes de risque pays, ils calibrent un modèle de type Merton, grâce à la formule de Black et Scholes pour une option de vente. Par contre, Gray et al. (2007) proposent une nouvelle approche pour mesurer, analyser et gérer le risque souverain, basée sur la théorie et la pratique de l'analyse moderne des créances contingentes (CCA). De même, Lai (2016) évalue le risque de crédit des ménages et du gouvernement à Singapour, en utilisant l'approche des créances contingentes (CCA), dans le but d'estimer leur probabilité de défaut sur la base de la valeur de marché de leurs actifs et de leurs passifs. Plus récemment, Jain et al. (2020) présentent une application de l'approche des créances contingentes (CCA) pour mesurer la valeur implicite des actifs et leur volatilité dans le cas des Fidji. Les résultats empiriques cohérents n'indiquent aucune détresse de la dette souveraine pour les Fidji.

La seconde catégorie comprend les modèles à forme réduite, dans lesquels le risque de défaut est considéré comme un processus exogène, ce qui évite donc de spécifier l'obligation de paiement et la capacité d'endettement. S'il concerne uniquement la probabilité de défaut de crédit, alors l'approche est fondée sur les modèles à intensité[16]. Une littérature abondante existe sur ce sujet. Comme exemple, nous pouvons citer les travaux de Pages (2001), Merrick (2001), Merrick (2005), Duffie et al. (2003), Vrugt (2011), Bernardo et Caio (2008), Berardi et al. (2004), qui mettent en évidence l'existence d'une prime de risque sur les obligations souveraines, au regard des crises de la dette observées dans plusieurs pays. En effet, Pages (2001) estime un modèle à deux processus

[14] Ce seuil est souvent considéré constant ou déterministe. Il est choisi par les gérants de l'entreprise suivant des critères économiques.

[15]Kulatilaka et Marcus (1987) modélisent la capacité d'endettement en supposant que le Produit Intérieur Brut (PIB) suit un processus stochastique. En remarquant que le service de la dette est considéré comme un frein à la croissance future du PIB, ils soutiennent qu'un pays décide de faire défaut lorsque le coût du défaut après sanction devient inférieur à la croissance du PIB à laquelle il renonce.

[16] Le processus d'intensité est assimilable à la probabilité instantanée d'un évènement de crédit, dans le contexte de l'hypothèse risque neutre.

selon la spécification du modèle de Cox-Ingersoll-Ross (1985). Il constate que la structure par terme des PSI présente une forme particulière, matérialisée par des primes de risque en forte hausse au cours des deux premières années et un aplatissement par la suite. Merrick (2001) propose un modèle capable de déterminer simultanément le taux de recouvrement *RV* et la structure par terme des probabilités de défaut de crédit π_t en univers risque neutre pour la Russie et l'Argentine. Ce modèle est appliqué sur les *Eurobonds* en dollar durant la crise de défaut de la Russie en 1998[17]. Merrick (2005) vient combler l'hypothèse linéaire de la probabilité de défaut proposée dans Merrick (2001), en recourant à une version simplifiée du modèle de Nelson et Siegel à deux facteurs. L'application de ce modèle sur les données de l'Argentine, durant la crise de 1998, fournit des résultats meilleurs. Duffie et al. (2003) proposent un modèle affine plus riche pour le risque souverain. En l'appliquant sur les données russes lors de la crise de 1998, ils constatent qu'il est difficile d'expliquer les déviations considérables des prix de certaines obligations pendant cette période turbulente. Vrugt (2011) propose un modèle presque identique au modèle de Merrick (2001), avec quelques différences sur la formulation mathématique de la probabilité de défaut π_t et de la fonction de survie S_t. En l'appliquant sur les obligations de la Grèce, il constate naturellement une hausse de la probabilité de défaut (PD) qui est passée de 5% à 40% sur la période avril-mai 2010. Toutefois, Vrugt soutient que l'aide financière apportée par l'Union Européenne, a contribué à améliorer le risque souverain de la Grèce, en ce sens que, la PD est redescendue en dessous de 10 %, avec un taux de recouvrement autour de 40 % et 60%.

Longstaff (2004) démontre l'existence des primes de liquidité dans les bons du trésor, par comparaison aux prix des obligations émises par Refcorp (un organisme du gouvernement américain), qui peuvent avoisiner 15% de la valeur de certains bons du Trésor. Bernardo et Caio (2008) analysent la perception du risque souverain dans le contexte Brésilien en proposant un modèle dynamique paramétrique (en l'absence d'opportunité d'arbitrage) pour déterminer le taux de recouvrement *RV* et la structure par terme des probabilités de défaut π_t en se basant sur les travaux de Duffie et Singleton (1999). Avec un taux d'erreur inférieur à 0,08%, ils concluent que le modèle est adapté pour tarifier de nouvelles émissions. A partir de 3 ans de données quotidiennes sur 152 sociétés, Elkamhi et al. (2014) estiment les probabilités de défaut et les taux de recouvrement à l'aide d'un modèle d'évaluation quadratique. Ils constatent que les probabilités de défaut à 5 ans estimées sont en moyenne 67% plus élevées que les probabilités de défaut obtenues en utilisant l'hypothèse standard de 40% de recouvrement. Chang et Orosi (2017) proposent une méthode capable d'extraire les probabilités de défaut des prix des options sur action, qui fournissent un taux de recouvrement positif. Plus récemment, Conrad et al. (2020) ont proposé une nouvelle méthode d'estimation des probabilités de défaut à partir de données sur les options actions. Ils constatent que les PD qui en résultent sont fortement corrélées avec les estimations des PD extraites des spreads de CDS, ce qui suppose des pertes constantes en cas de défaut. Ils concluent que les PD implicites des options sont plus élevées en période de mauvaise conjoncture économique et pour les entreprises dont la cote de crédit et la situation financière sont moins bonnes. Enfin, l'étude de Abid et al. (2020) présentent une méthodologie de détermination de la PD implicite et la notation implicite, en s'appuyant sur la base des spreads de credit default swaps (CDS). Ils constatent que les notations implicites basées sur les CDS sont inférieures à celles faites à partir de l'approche Thomson Reuters, ce qui peut s'expliquer en partie par le fait que les probabilités du monde réel sont plus faibles que celles fondées sur un cadre neutre au risque.

L'on retient qu'il existe une bonne palette de modèles d'estimation des PSI qui doivent, cependant, être contextualisés.
Dans le cadre de notre étude, nous optons pour une approche indirecte d'estimation des PSI

[17] Ainsi, les écarts de taux peuvent être déduits à partir de la relation de Duffie et Singleton (1999).

qui offre la possibilité d'isoler de manière explicite la courbe des primes souveraines de crédit et de liquidité, ainsi que le taux de recouvrement implicite en cas de défaut de l'émetteur, en apportant des innovations à la méthodologie de Merrick (2001).

II. DEMARCHE METHODOLOGIQUE

L'approche indirecte de détermination des PSI requiert de déterminer en premier lieu la structure par terme des taux d'intérêt zéro-coupon à une date de cotation *t*. Cette dernière est utilisée par la suite comme « *input* » dans l'estimation des primes souveraines de crédit et de liquidité. Rappelons que l'avantage de cette approche est la formulation explicite des taux de recouvrement implicites, utilisés dans les réglementations internationales pour analyser le risque souverain. Cette section s'articule donc autour de la détermination des courbes de taux sans risque, des primes de crédit et de liquidité, ainsi que des taux de recouvrement implicites.

2.1 Le modèle de la courbe des taux sans risque

Sur le marché financier secondaire, nous considérons une obligation k d'un émetteur souverain i qui arrive à échéance à la date t'. A la date de cotation t, la durée de vie résiduelle de cette obligation θ' s'écrit comme suit (Svensson, 1994b):

$$\theta' = [\theta] + 1 = \left\lfloor \frac{(t'-t)}{365} \right\rfloor + 1 \qquad (1)$$

L'opérateur $[\ ]$ désigne la partie entière. Le prix théorique $\hat{P}_1^{k,i}(t,\theta,\varsigma)$ de cette obligation souveraine, en absence d'opportunité d'arbitrage, est équivalent à la somme des flux $CF_t^{k,i}(m)$ actualisés aux taux sans risque $Rf_t(m,\varsigma)$, pour les maturités *m* allant de 1 à θ'. En pratique, cette définition se traduit par la relation suivante :

$$\begin{aligned}
\underbrace{\hat{P}_1^{k,i}(t,\theta',\varsigma)}_{Valeur\ Théorique} &= \underbrace{P_1^{k,i}(t,\theta',\varsigma)}_{Prix\ observé} \\
&= P_c^{k,i}(t,\theta') + AC_t^{k,i} \\
&= \sum_{m=1}^{\theta'} CF_t^{k,i}(m) \times B_t^{Rf}(m,\varsigma) \\
&= \sum_{m=1}^{\theta'} CF_t^{k,i}(m) \times e^{-m \times Rf_t(m,\varsigma)} \qquad (2)
\end{aligned}$$

L'équation (2) révèle implicitement que les flux $CF_t^{k,i}$ sont certains. Aussi, le prix observé $P_1^{k,i}(t,\theta',\varsigma)$ est égal à la somme du prix coté de l'obligation $P_c^{k,i}(t,\theta')$ et de l'intérêt couru $AC_t^{k,i}$. Nous déduisons les relations ci-dessous :

$$CF_t^{k,i}(1) = \cdots = CF_t^{k,i}([\theta]) = C^{k,i}$$
$$CF_t^{k,i}([\theta]+1) = C^{k,i} + FV^{k,i}$$
$$AC_t^{k,i} = C^{k,i} \times \frac{t - t_{av}}{t_{ap} - t_{av}} \qquad (3)$$

Avec :

$C^{k,i}$: la valeur du coupon versé

$FV^{k,i}$: la valeur de remboursement de l'obligation, égale à 100.

t_{av} : la date de versement du coupon précédent.

t_{ap} : la date de versement du coupon suivant.

Le vecteur ς représente les paramètres à estimer de la courbe des taux sans risque $Rf_t(m,\varsigma)$. Cette dernière est calculée en intégrant le taux forward instantané δ_t^{Rf} (appelé aussi « force d'intérêt »), d'une obligation souveraine sans risque de défaut de maturité *m*, selon la relation suivante :

$$Rf_t(m,\varsigma) = \frac{1}{m}\int_0^m \delta_t^{Rf}(u,\varsigma)\,du \qquad (4)$$

Gbongué (2019b) propose une approche nouvelle de modélisation du taux forward instantané δ_t^{Rf} dans le contexte de la zone UEMOA. Son modèle s'appuie sur les fondamentaux du modèle de référence de Nelson et Siegel (1987) et améliore la construction de la courbe des taux sans risque dans l'Union. En effet, les coefficients $k_{1,t}$ et $k_{2,t}$ affectés aux maturités contribuent à capter les distorsions de la courbe. De plus, l'ajout d'un second paramètre de forme $\tau_{2,t}$, permet d'améliorer la précision et la flexibilité de la courbe, en réduisant de manière significative les erreurs d'estimation des prix. En conséquence, il est adapté aux situations de crises[19]. En temps continu, le taux d'intérêt instantané δ_t^{Rf} suit la dynamique suivante :

$$\delta_t^{Rf}(m,\varsigma_t) = L_t^{Rf} - S_t^{Rf}\exp\left(-\frac{k_{1,t}}{\tau_{1,t}}m\right) + C_t^{Rf}\left(\frac{k_{2,t}}{\tau_{2,t}}m\right)\exp\left(-\frac{k_{2,t}}{\tau_{2,t}}m\right) \qquad (5.a)$$

L'intégration de cette fonction sur la période [0 ; *m*] permet d'obtenir une expression fermée de la courbe des taux sans risque en fonction de ses facteurs (Gbongué, 2019a) :

$$R_t(m,\varsigma_t) = L_t^{Rf} - S_t^{Rf}\left[\frac{1-\exp\left(-\frac{k_{1,t}}{\tau_{1,t}}m\right)}{\frac{k_{1,t}}{\tau_{1,t}}m}\right] + C_t^{Rf}\left[\frac{1-\exp\left(-\frac{k_{2,t}}{\tau_{2,t}}m\right)}{\frac{k_{2,t}}{\tau_{2,t}}m} - \exp\left(-\frac{k_{2,t}}{\tau_{2,t}}m\right)\right] \qquad (5.b)$$

[18] Si ce modèle est proposé pour la zone UMOA, en outre, il peut être appliqué dans plusieurs espaces économiques de l'Afrique.

[19] En situation de crise ou anormale, les coefficients $k_{1,t}$ et $k_{2,t}$ doivent avoir des valeurs supérieures à 2 et 5.

On remarque que la courbe des taux sans risque supra est aussi gouvernée par trois facteurs, à savoir : le niveau L_t^{Rf} , la pente S_t^{Rf} et la courbure C_t^{Rf} , comme dans le modèle de Nelson et Siegel (1987). Rappelons que sa modélisation fait intervenir un second paramètre de forme $\tau_{2,t}$, qui a pour but d'améliorer la flexibilité et la précision de ce modèle. Nous déduisons l'expression fermée de la valeur théorique d'une obligation souveraine sans risque de défaut $P_1^{k,i}\left(t,\theta',\varsigma\right)$ en fonction des paramètres à estimer $\varsigma_t=\left(L_t^{Rf},-S_t^{Rf},C_t^{Rf},\tau_{1,t},\tau_{2,t},k_{1,t},k_{2,t}\right)$:

$$\begin{aligned}\hat{P}_1^{k,i}\left(t,\theta',\varsigma\right)&=\sum_{m=1}^{\theta'}C^{k,i}\times B_t^{Rf}\left(m,\varsigma\right)+100\times B_t^{Rf}\left(\left[\theta\right]+1,\varsigma\right)\\&=\sum_{m=1}^{\theta'}C^{k,i}\times e^{-m\times\left(L_t^{Rf}-S_t^{Rf}\left[\frac{1-\exp\left(-\frac{k_{1,t}}{\tau_{1,t}}m\right)}{\frac{k_{1,t}}{\tau_{1,t}}m}\right]+C_t^{Rf}\left[\frac{1-\exp\left(-\frac{k_{2,t}}{\tau_{2,t}}m\right)}{\frac{k_{2,t}}{\tau_{2,t}}m}-\exp\left(-\frac{k_{2,t}}{\tau_{2,t}}m\right)\right]\right)}\\&\quad+100\times e^{-(\left[\theta\right]+1)\times\left(L_t^{Rf}-S_t^{Rf}\left[\frac{1-\exp\left(-\frac{k_{1,t}}{\tau_{1,t}}(\left[\theta\right]+1)\right)}{\frac{k_{1,t}}{\tau_{1,t}}(\left[\theta\right]+1)}\right]+C_t^{Rf}\left[\frac{1-\exp\left(-\frac{k_{2,t}}{\tau_{2,t}}(\left[\theta\right]+1)\right)}{\frac{k_{2,t}}{\tau_{2,t}}(\left[\theta\right]+1)}-\exp\left(-\frac{k_{2,t}}{\tau_{2,t}}(\left[\theta\right]+1)\right)\right]\right)}\end{aligned}\qquad(5.c)$$

Le calibrage de la courbe des taux consiste à minimiser les erreurs d'estimation des prix. En clair, il s'agit de minimiser le produit de l'erreur (l'écart au carré du prix observé $P_1^{k,i}\left(t,\theta'\right)$ et du prix théorique $\hat{P}_1^{k,i}\left(t,\theta',\varsigma\right)$) et de l'inverse de la duration modifiée $D^{k,i}$.

En supposant que nous avons N_i obligations pour chacun des n émetteurs sur le marché secondaire, le problème d'optimisation à résoudre à chaque date de cotation *t*, se définit comme suit :

$$\underset{\varsigma_t}{Min}\,H_1\left(\hat{P}\right)=\underset{\varsigma_t=\left(L_t^{Rf},-S_t^{Rf},C_t^{Rf},\tau_{1,t},\tau_{2,t},k_{1,t},k_{2,t}\right)}{Min}\left(\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{N_i}\left(\frac{P^{k,i}\left(t,\theta'\right)-\hat{P}^{k,i}\left(t,\theta',\varsigma\right)}{D^{k,i}}\right)^2\right)$$

$$S.C\quad\begin{cases}UFR\le L_t^{Rf}\le 15\\-15\le S_t^{Rf}\le\delta-UFR\\-30\le C_t^{Rf}\le 30\\\tau_{1,t}^{NS}\le\tau_{1,t}\le 30\\0\le\tau_{2,t}\le 30\\1\le k_{1,t}\le 10\\1\le k_{2,t}\le 10\\B_t\left(0\right)=1\\B_t\left(100\right)=0\end{cases}\qquad(5.d)$$

Les valeurs UFR et δ concernent les taux d'intérêt *de* long terme et le taux directeur de l'autorité monétaire de la zone UEMOA. Les contraintes de ce problème sont arbitraires et proviennent des travaux scientifiques antérieurs (Hladíková et Radová, 2012). Suivant la procédure de résolution du problème d'optimisation *supra* proposée par Gbongué (2019b), on fixe le vecteur de paramètres $\left(k_{1,t}, k_{2,t}, \tau_{1,t} = \tau_{1,t}^{NS}\right)$, ce qui suppose d'estimer initialement les paramètres du modèle de référence, notamment le paramètre de forme $\tau_{1,t}^{NS}$. Par la suite, il s'agit de résoudre le problème d'optimisation $H_1\left(\hat{P}\right)$ à partir de la méthode d'optimisation limited memory modification of the Broyden Fletchet Goldfarb Shanno (L-BFGS-B) proposée par Byrd et al. (1995), avec comme valeurs initiales $\varsigma_t^{initiale} = \left(0.02, -0.03, 0.01\right)$, afin de déterminer les paramètres $\left(L_t^{Rf}, -S_t^{Rf}, C_t^{Rf}\right)$ pour les valeurs de $\tau_{2,t}$ compris entre 0 et 30. Si les critères d'acceptation des paramètres sont : $L_t^{Rf} \succ 0$, $L_t^{Rf} - S_t^{Rf} \succ 0$, en revanche, une comparaison des valeurs de $H_1\left(\hat{P}\right)$ et des erreurs d'estimation (MAPE, Theil-U-Statistic) doivent être effectuée afin de retenir les valeurs faibles.

2.2 Le modèle indirect d'estimation des primes souveraines implicites

L'hypothèse de présence de risque souverain induit une incertitude dans le paiement futur des flux financiers $CF_t^{k,i}$, ainsi que la liquidité des titres publics. En conséquence, ils peuvent être considérés comme des variables aléatoires $\tilde{F}_t^{k,i}$. La valeur espérée de ce flux $E\left(\tilde{F}_t^{k,i}\right)$, sachant l'information disponible $\Im_t$, est équivalent au produit du flux financier $CF_t^{k,i}$ par sa probabilité de verser ce flux B_t^{PSI}, c'est-à-dire : $E\left(\tilde{F}_t^{k,i} \middle| \Im_t\right) = CF_t^{k,i} \times B_t^{PSI}$. Ainsi, la nouvelle valorisation du prix théorique $\hat{P}_2^{k,i}\left(t, \theta', \hat{\varsigma}, \varsigma'\right)$ de l'obligation souveraine devient alors :

$$\begin{aligned}
&\hat{P}_2^{k,i}\left(t, \theta', \hat{\varsigma}, \varsigma'\right) \\
&\quad = \sum_{m=1}^{\theta'} E\left[\tilde{F}_t^{k,i}\left(m\right) \middle| \Im_t\right] \times B_t^{Rf}\left(m, \varsigma\right) \\
&\quad = \sum_{m=1}^{\theta'} CF_t^{k,i} \times B_t^{PSI}\left(m, \varsigma'\right) \times B_t^{Rf}\left(m, \hat{\varsigma}\right) \qquad (6)
\end{aligned}$$

Les PSI sont obtenues en estimant les coefficients d'actualisation B_t^{PSI}, car il y existe une relation fermée[20]. En pratique, nous pouvons identifier trois méthodes d'estimation des PSI, en l'occurrence l'approche directe, l'approche indirecte et la méthode statistique. L'approche indirecte se distingue des deux (2) autres méthodes par sa capacité à faire ressortir les expressions analytiques des primes de crédit et de liquidité. De plus, elle permet également de mettre en exergue les probabilités de défaut et taux de recouvrement implicites.

[20] $B_t^{PSI}\left(m\right) = e^{-m \times PSI_t\left(m\right)}$, avec : $PSI_t\left(m\right) = \frac{1}{m}\int_0^m \delta_t^{PSI}\left(u, \hat{\varsigma}'\right) du$

2.2.1 Le modèle de crédit

L'hypothèse de présence du risque de crédit de l'émetteur induit une incertitude dans le paiement futur des flux $CF_t^{k,i}$, qui deviennent ainsi des variables aléatoires $\tilde{F}_t^{k,i}$. En considérant la variable aléatoire T, qui matérialise l'instant de défaut, nous pouvons établir la relation ci-dessous :

$$\tilde{F}_t^{k,i}(m) = CF_t^{k,i} \times 1_{T \succ m | T \succ t} + RR \times CF_t^{k,i} \times 1_{(m-1) \prec T \leq m | T \succ t} \qquad (7.a)$$

Rappelons que le caractère aléatoire des flux dépend également de la capacité de remboursement RR de l'émetteur souverain. Dans ce contexte, nous nous intéressons à l'espérance de ce flux aléatoire, qui peut s'écrit de la manière suivante :

$$\begin{aligned} E\left[\tilde{F}_t^{k,i}(m) | \Im_t\right] &= CF_t^{k,i} \times P(T \succ m | T \succ t) + RR \times CF_t^{k,i} \times P(m-1 \prec T \leq m | T \succ t) \\ &= CF_t^{k,i} \times S_t^{CS}[m, \varsigma_1'] + RR \times CF_t^{k,i} \times \underbrace{\left(S_t^{CS}[m-1, \varsigma_1'] - S_t^{CS}[m, \varsigma_1']\right)}_{S_t^{CS}[m-1,\varsigma_1'] \times \pi^{CS}[m,\varsigma_1]} \\ &= CF_t^{k,i} \times \underbrace{\left(S_t^{CS}[m, \varsigma_1'] + RR \times S_t^{CS}[m-1, \varsigma_1'] \times \pi^{CS}[m, \varsigma_1']\right)}_{B^{CS}[m,\varsigma_1']} \qquad (7.b) \end{aligned}$$

Les fonctions $B_t^{CS}[m, \varsigma_1']$, $S_t^{CS}[m, \varsigma_1']$, $\pi^{CS}[m, \varsigma_1']$ et RR sont respectivement le coefficient d'actualisation, la probabilité de verser les flux, la probabilité de défaut implicite et le taux de recouvrement implicite à la maturité m, liées au risque de crédit. Les primes souveraines de crédit (CS) s'obtiennent à partir de l'expression suivante (Gbongue, 2019c) :

$$CS_t[m, \varsigma_1'] = -\frac{1}{m} \log\left(B_t^{CS}[m, \varsigma_1']\right) \qquad (8)$$

2.2.2 Le modèle de liquidité

Dans Duffie et al. (2003), les auteurs soutiennent l'existence d'une prime de liquidité en complément du risque de crédit. En conséquence, les primes souveraines implicites (PSI) intègrent également les primes souveraines de liquidité implicites (LS). En monnaie locale, la valorisation des obligations souveraines doit tenir compte de ces deux sources de risque, ce qui aboutit à l'expression suivante :

$$\begin{aligned} &\hat{P}_3^{k,i}(t, \theta', \hat{\varsigma}, \varsigma_1', \varsigma_2') \\ &= \sum_{m=1}^{[\theta]+1} E\left[\tilde{F}_t^{k,i}(m) | \Im_t\right] \times B_t^{LS}[m, \varsigma_2'] \times B_t^{Rf}[m, \hat{\varsigma}] \\ &= \sum_{m=1}^{[\theta]+1} CF_t^{k,i} \times \underbrace{\left(S_t^{CS}[m, \varsigma_1'] + RR \times S_t^{CS}[m-1, \varsigma_1'] \times \pi^{CS}[m, \varsigma_1']\right) \times B_t^{LS}[m, \varsigma_2']}_{B_t^{PSI}(m,\varsigma')} \times B_t^{Rf}[m, \hat{\varsigma}] \qquad (9.a) \end{aligned}$$

Les paramètres à estimer sont représentés par le vecteur $\varsigma_t' = (\varsigma_{1,t}', \varsigma_{2,t}')$. Afin de faciliter le calibrage du modèle de crédit $\varsigma_{1,t}'$, nous supposons que les primes souveraines de liquidité sont une proportion λ des primes souveraines de crédit, c'est-à-dire : $\forall\ 0 \prec \lambda \prec 1$, $LS = \lambda \times CS$. Dans ce contexte, nous pouvons écrire que $B_t^{LS}[m, \varsigma_2'] = \left(B_t^{CS}[m, \varsigma_1']\right)^{\lambda}$, ce qui modifie la valorisation théorique de l'obligation souveraine comme suit :

$$\hat{P}_3^{k,i}\left(t,\theta',\hat{\varsigma},\varsigma_1'\right) = \sum_{m=1}^{\theta'} CF_t^{k,i} \times \underbrace{\left(S_t^{CS}\left[m,\varsigma_1'\right] + RR \times S_t^{CS}\left[m-1,\varsigma_1'\right] \times \pi^{CS}\left[m,\varsigma_1'\right]\right)^{[1+\lambda]}}_{B_t^{PSI}\left(m,\varsigma'\right)} \times B_t^{Rf}\left[m,\hat{\varsigma}\right] \qquad (9.b)$$

Dans l'équation (9.b), les paramètres à estimer sont désormais représentés par le vecteur $\varsigma_t' = \left(\varsigma_{1,t}', \lambda_t\right)$. Si le calibrage du modèle de crédit $\hat{\varsigma}_{1,t}'$ permet d'obtenir les primes CS, en revanche, l'estimation du paramètre $\hat{\lambda}_t$ aboutit aux primes LS, grâce à la relation suivante : $\forall \ 0 \prec \hat{\lambda} \prec 1$, $\hat{LS} = \hat{\lambda} \times \hat{CS}$. Il s'agit donc d'une simple approche d'estimation des LS, qui évite de proposer une forme fonctionnelle aux primes de liquidité, réduisant ainsi le nombre de paramètres à estimer dans le modèle global.

2.2.3 Le calibrage de la fonction de survie

En nous appuyant sur Gbongué (2019c), nous proposons de modéliser la fonction de survie $S_t^{CS}\left[m,\varsigma_1'\right]$ par les modèles à queue lourde, en l'occurrence les modèles de Weibull, Gumbel et Log Normale. Toutefois, le choix du modèle à retenir sera guidé par la comparaison des erreurs d'estimation des prix. Ces derniers évaluent l'écart entre les prix observés et les prix théoriques (estimés à partir du modèle).

En clair, le meilleur modèle sera celui qui présente la faible erreur d'estimation, sachant que le prix théorique est calculé selon l'équation (9.b). La formulation mathématique de la fonction de survie S_t^{CS} est définie de la manière suivante :

Le modèle de Weibull :

$$\forall \varsigma_{1,t}'^{W} = \left(\alpha_{w,t}^{CS}, \gamma_{w,t}^{CS}\right) \succ 0 : \begin{cases} \delta_t^{CS}(u, \varsigma_1') = \dfrac{\gamma_{w,t}^{CS}}{\alpha_{w,t}^{CS}} \left(\dfrac{u}{\alpha_{w,t}^{CS}}\right)^{\gamma_{w,t}^{CS}-1} \\ S_t^{CS}[m, \varsigma_1'] = e^{-\int_0^m \delta_t^{CS}(u,\varsigma_1')du} = e^{-\left(\frac{m}{\alpha_{w,t}^{CS}}\right)^{\gamma_{w,t}^{CS}}} \end{cases} \quad (10.a)$$

Le modèle de Gumbel :

$$\forall \varsigma_{1,t}'^{G} = \left(\alpha_{G,t}^{CS}, \beta_{G,t}^{CS}\right) \succ 0 : \begin{cases} \delta_t^{CS}(u, \varsigma_1') = \dfrac{1}{\beta_{G,t}^{CS}} \times \dfrac{e^{\frac{-\left[u-\alpha_{G,t}^{CS}\right]}{\beta_{G,t}^{CS}}}}{e^{e^{\frac{-\left[u-\alpha_{G,t}^{CS}\right]}{\beta_{G,t}^{CS}}}} - 1} \\ S_t^{CS}[m, \varsigma_1'] = e^{-\int_0^m \delta_t^{CS}(u,\varsigma_1')du} = 1 - e^{-e^{\frac{-\left[u-\alpha_{G,t}^{CS}\right]}{\beta_{G,t}^{CS}}}} \end{cases} \quad (10.b)$$

Le modèle Log Normal :

$$\forall \varsigma_{1,t}'^{LN} = \left(\beta_{LN,t}^{CS}, \tau_{LN,t}^{CS}\right) \succ 0 : \begin{cases} \delta_t^{CS}(u, \varsigma_1') = \dfrac{1}{\beta_{LN,t}^{CS}\ u} \times \dfrac{\phi\left[\dfrac{\ln u - \ln \tau_{LN,t}^{CS}}{\beta_{LN,t}^{CS}}\right]}{\Theta\left[-\dfrac{\ln u - \ln \tau_{LN,t}^{CS}}{\beta_{LN,t}^{CS}}\right]} \\ S_t^{CS}[m, \varsigma_1'] = e^{-\int_0^m \delta_t^{CS}(u,\varsigma_1')du} = 1 - \Theta\left[\dfrac{\ln m - \ln \tau_{LN,t}^{CS}}{\beta_{LN,t}^{CS}}\right] \end{cases} \quad (10.c)$$

Les paramètres à estimer sont $\varsigma_{1,t}'^{W}$, $\varsigma_{1,t}'^{G}$ et $\varsigma_{1,t}'^{LN}$ respectivement pour les distributions de de Weibull, Gumbel et Log Normale. Aussi, les fonctions ϕ et Θ représentent les fonctions de densité et de répartition de la loi normale centrée réduite. Le calibrage des modèles supra est assuré en minimisant les erreurs d'estimation des prix en présence de défaut de l'émetteur. En pratique, il s'agit de spécifier en premier lieu la fonction prix théorique en combinant les équations (9.b), (10.a), (10.b), (10.c), ce qui aboutit aux fonctions suivantes :

Le prix théorique dans le modèle de Weibull :

$$\hat{P}_3^{k,i}\left(t,\theta',\hat{\varsigma},\varsigma'_{W,t}\right)$$

$$= \sum_{m=1}^{\theta'} CF_t^{k,i} \times \underbrace{\left(e^{-\left(\frac{m}{\alpha_{w,t}^{CS}}\right)^{\gamma_{w,t}^{CS}}} + RR \times \left(e^{-\left(\frac{m-1}{\alpha_{w,t}^{CS}}\right)^{\gamma_{w,t}^{CS}}} - e^{-\left(\frac{m}{\alpha_{w,t}^{CS}}\right)^{\gamma_{w,t}^{CS}}} \right) \right)^{[1+\lambda]}}_{B_t^{PSI}(m,\varsigma')}$$

$$\times\ e^{-m\times\left(\hat{L}_t^{Rf} - \hat{S}_t^{Rf}\left[\frac{1-\exp\left(-\frac{\hat{k}_{1,t}}{\tau_{1,t}}m\right)}{\frac{\hat{k}_{1,t}}{\hat{\tau}_{1,t}}m} \right] + \hat{C}_t^{Rf}\left[\frac{1-\exp\left(-\frac{\hat{k}_{2,t}}{\tau_{2,t}}m\right)}{\frac{\hat{k}_{2,t}}{\hat{\tau}_{2,t}}m} - \exp\left(-\frac{\hat{k}_{2,t}}{\hat{\tau}_{2,t}}m\right) \right] \right)} \qquad (11.a)$$

Le prix théorique dans le modèle de Gumbel :

$$\hat{P}_3^{k,i}\left(t,\theta',\hat{\varsigma},\varsigma'_{G,t}\right)$$

$$= \sum_{m=1}^{\theta'} CF_t^{k,i} \times \underbrace{\left(\left(1 - e^{-e^{\frac{-\left[m-\alpha_{G,t}^{CS}\right]}{\beta_{G,t}^{CS}}}} \right) + RR \times \left(e^{-e^{\frac{-\left[m-\alpha_{G,t}^{CS}\right]}{\beta_{G,t}^{CS}}}} - e^{-e^{\frac{-\left[(m-1)-\alpha_{G,t}^{CS}\right]}{\beta_{G,t}^{CS}}}} \right) \right)^{[1+\lambda]}}_{B_t^{PSI}(m,\varsigma')}$$

$$\times e^{-m\times\left(\hat{L}_t^{Rf} - \hat{S}_t^{Rf}\left[\frac{1-\exp\left(-\frac{\hat{k}_{1,t}}{\tau_{1,t}}m\right)}{\frac{\hat{k}_{1,t}}{\hat{\tau}_{1,t}}m} \right] + \hat{C}_t^{Rf}\left[\frac{1-\exp\left(-\frac{\hat{k}_{2,t}}{\tau_{2,t}}m\right)}{\frac{\hat{k}_{2,t}}{\hat{\tau}_{2,t}}m} - \exp\left(-\frac{\hat{k}_{2,t}}{\hat{\tau}_{2,t}}m\right) \right] \right)} \qquad (11.b)$$

Le prix théorique dans le modèle Log Normal :

$$\hat{P}_3^{k,i}\left(t,\theta',\hat{\varsigma},\varsigma'_{LN,t}\right)$$

$$= \sum_{m=1}^{\theta'} CF_t^{k,i} \times \underbrace{\left(\begin{array}{l} \left(1 - \Theta\left[\frac{\ln m - \ln \tau_{LN,t}^{CS}}{\beta_{LN,t}^{CS}} \right] \right) \\ + RR \times \left(\Theta\left[\frac{\ln m - \ln \tau_{LN,t}^{CS}}{\beta_{LN,t}^{CS}} \right] - \Theta\left[\frac{\ln(m-1) - \ln \tau_{LN,t}^{CS}}{\beta_{LN,t}^{CS}} \right] \right) \end{array} \right)^{[1+\lambda]}}_{B_t^{PSI}(m,\varsigma')}$$

$$\times\ e^{-m\times\left(\hat{L}_t^{Rf} - \hat{S}_t^{Rf}\left[\frac{1-\exp\left(-\frac{\hat{k}_{1,t}}{\tau_{1,t}}m\right)}{\frac{\hat{k}_{1,t}}{\hat{\tau}_{1,t}}m} \right] + \hat{C}_t^{Rf}\left[\frac{1-\exp\left(-\frac{\hat{k}_{2,t}}{\tau_{2,t}}m\right)}{\frac{\hat{k}_{2,t}}{\hat{\tau}_{2,t}}m} - \exp\left(-\frac{\hat{k}_{2,t}}{\hat{\tau}_{2,t}}m\right) \right] \right)} \qquad (11.c)$$

En second lieu, il s'agit de résoudre les problèmes d'optimisation ci-dessous, à l'aide de la méthode d'optimisation de modification à mémoire limitée de Broyden Fletchet Goldfarb Shanno (L-BFGS-B) proposée par Byrd et al. (1995), avec comme valeurs initiales $\varsigma_{1,t}^{'W,initiale} = (1,1)$, $\varsigma_{1,t}^{'G,initiale} = (0,1)$ et $\varsigma_{1,t}^{'LN,initiale} = (1,1)$.

Le modèle de Weibull :

$$\underset{\varsigma'_{W,t}=\left(\varsigma'^{W}_{1,t},\lambda\right)}{Min} H_2\left(\hat{P}\right)=\underset{\varsigma'_{w,t}=\left(\alpha^{CS}_{w,t},\gamma^{CS}_{w,t},\lambda\right)}{Min}\left(\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{N_i}\left(\frac{P^{k,i}\left(t,\theta'\right)-\hat{P}_3^{k,i}\left(t,\theta',\hat{\varsigma},\varsigma'_{W,t}\right)}{D^{k,i}}\right)^2\right) \qquad (12.a)$$

$$S.C\begin{cases}0\le\alpha^{CS}_{w,t}\le 30\\0\le\gamma^{CS}_{w,t}\le 10\\0\le\lambda\le 1\end{cases}$$

Le modèle de Gumbel :

$$\underset{\varsigma'_{G,t}=\left(\varsigma'^{G}_{1,t},\lambda\right)}{Min} H_2\left(\hat{P}\right)=\underset{\varsigma'_{G,t}=\left(\alpha^{CS}_{G,t},\beta^{CS}_{G,t},\lambda\right)}{Min}\left(\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{N_i}\left(\frac{P^{k,i}\left(t,\theta'\right)-\hat{P}_3^{k,i}\left(t,\theta',\hat{\varsigma},\varsigma'_{G,t}\right)}{D^{k,i}}\right)^2\right) \qquad (12.b)$$

$$S.C\begin{cases}0\le\alpha^{CS}_{G,t}\le 20\\0\le\beta^{CS}_{G,t}\le 10\\0\le\lambda\le 1\end{cases}$$

Le modèle Log Normal :

$$\underset{\varsigma'_{LN,t}=\left(\varsigma'^{LN}_{1,t},\lambda\right)}{Min} H_2\left(\hat{P}\right)=\underset{\varsigma'^{LN}_{1,t}=\left(\beta^{CS}_{LN,t},\tau^{CS}_{LN,t},\lambda\right)}{Min}\left(\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{N_i}\left(\frac{P^{k,i}\left(t,\theta'\right)-\hat{P}_3^{k,i}\left(t,\theta',\hat{\varsigma},\varsigma'_{LN,t}\right)}{D^{k,i}}\right)^2\right) \qquad (12.c)$$

$$S.C\begin{cases}0\le\beta^{CS}_{LN,t}\le 35\\0\le\tau^{CS}_{LN,t}\le 5\\0\le\lambda\le 1\end{cases}$$

2.3 Mesure de la qualité d'ajustement des modèles

L'analyse de la qualité d'ajustement des modèles de construction d'une courbe des taux s'appuie sur deux approches. La première est l'approche graphique et n'est pas beaucoup utilisée (Stander, 2005). La seconde est l'approche quantitative, qui requiert le calcul des indicateurs de dispersion (Brousseau, 2002 ; Anderson et Sleath, 2001 ; Dempster et al., 2015 ; Aljinovic et al., 2012 ; Kovachev et Simeonov, 2014 ; Bolder et Streliski, 1999 ; Navas, 2005 ; Hladíková et Radová, 2012 ; Martellini et al., 2003). Dans cet article, nous optons plutôt pour la seconde méthode dans le but d'obtenir une valeur numérique du risque d'estimation. Sur ce point, Kovachev et Simeonov (2014) utilisent trois indicateurs pour évaluer la qualité d'ajustement des modèles de Svensson et VRP (*Variable Roughness Penalty*). Ces indicateurs sont: Mean squared error (MSE), Root mean squared error (RMSE) et Theil-U-statistic. De plus, Navas (2005) compare les modèles de Longstaff et Schwartz (1992), Schaefer et Schwartz (1984), Cox, Ingersoll, et Ross (1985), en utilisant le Mean absolute percentage error (MAPE) et le coefficient de détermination R^2 . En se référant aux travaux antérieurs (Gbongue et Planchet, 2015 ; Gbongue, 2017 ; Gbongue, 2019a, 2019b, 2019c), nous retenons également la MAPE et le Theil-U-Statistic, pour mesurer la qualité d'ajustement des modèles de taux sans risque, de crédit et de liquidité, proposés pour la détermination des taux sans risque ainsi que des primes souveraines implicites (crédit et liquidité) dans le contexte de la zone UEMOA. Ainsi, le coefficient de variation (CV) sera considéré comme un indicateur de robustesse. Le tableau ci-dessous résume les expressions mathématiques de ces indicateurs :

Tableau 1: Indicateurs de mesure du risque d'estimation du modèle

Indicateurs	Expression
Theil-U-statistic	$U = \frac{\sqrt{\sum_{k=1}^{N} \frac{\left(P^k(t,\theta) - \hat{P}^k(t,\theta)\right)^2}{N}}}{\sqrt{\sum_{k=1}^{N} \frac{\left(\hat{P}^k(t,\theta)\right)^2}{N}} + \sqrt{\sum_{k=1}^{N} \frac{\left(P^k(t,\theta)\right)^2}{N}}}$
Mean absolute percentage error	$MAPE = \frac{1}{N}\sum_{k=1}^{N} \frac{\left\lvert P^k(t,\theta) - \hat{P}^k(t,\theta)\right\rvert}{P^k(t,\theta)}$
Coefficient de variation[21]	$CV = \frac{\sigma(X_1, \cdots X_N)}{E(X_1, \cdots X_N)}$ $\forall\ k = 1, \ldots, N\ ;\ X_k = \left[P^k(t,\theta) - \hat{P}^k(t,\theta)\right]^2$

Source : Auteur

La méthodologie étant exposée, nous pouvons à présent, procéder à l'analyse empirique appliquée aux données de la zone UEMOA.

III. ANALYSE EMPIRIQUE

Dans cette section, nous présentons d'abord les données utilisées portant sur la période 2019-2020. Ensuite, nous calibrons l'ensemble des modèles de la courbe des taux, ainsi que la fonction de survie. Troisièmement, nous analysons le comportement de la structure par terme des taux sans risque, ainsi que la structure par terme des primes souveraines implicites de crédit et de liquidité dans la zone UEMOA. Enfin, nous tirons les implications de politiques économiques des résultats pour l'UEMOA.

3.1 Vue synoptique des données

3.1.1 Présentation

Les données collectées concernent les obligations d'État en circulation à la Bourse Régionale des Valeurs Mobilières (BRVM) sur la période du 31/01/2019 au 31/12/2020. Le choix de cette période n'est pas arbitraire car elle peut être scindée en une situation normale et une situation de crise (en raison de la Covid-19). A chaque date de cotation (31/01/2019, 28/06/2019, 31/12/2019, 30/06/2020 et 31/12/2020), la construction de la base de données s'est faite en premier lieu par la sélection des obligations émises par les pays de l'Union, en excluant les obligations des sociétés[22]. Par la suite, nous

[21] Il est perçu comme une mesure relative de variabilité ou de dispersion et est appelé risque unitaire en gestion quantitative des risques.

[22]Pour chacune de ces obligations, nous avons ajouté à la base de données les champs suivants : Code de l'obligation, les dates de cotation, d'émission, de maturité, les prix et le taux coupon.

avons calculé les intérêts courus, les prix de marché, les durées de vie résiduelle et les maturités de ces obligations. La base de données finale se compose in fine des champs ci-dessous :

- le code de l'obligation est un symbole unique attribué à une obligation d'un État[23] ;
- les dates de cotation, d'émission[24], de jouissance[25]et de maturité[26] ;
- le prix coté et de marché[27] de l'obligation ;
- le taux coupon ;
- les intérêts courus ;
- la durée de vie résiduelle de l'obligation[28] ;

la maturité de l'obligation (en année)[29].

3.1.2 Statistique descriptive

Dans la zone UEMOA, le marché financier régional des titres publics est en pleine expansion. Pour preuve, l'analyse statistique (cf. tableau 2) montre une progression des obligations souveraines en circulation de 25, 29, 36, 45 et 58 obligations souveraines, respectivement aux dates de cotation 31/01/2019, 28/06/2019, 31/12/2019, 30/06/2020 et 31/12/2020. Si le prix de marché moyen est supérieur au prix d'émission (100), le coupon et la durée de vie résiduelle se situe en moyenne autour de 6% et 6 ans. Ces informations sont consignées dans le tableau ci-dessous :

[23] Par exemple, les obligations ivoiriennes et sénégalaises commencent respectivement par TPCI et EOS, suivies d'un chiffre.

[24] C'est la date à laquelle l'obligation a été émise sur le marché financier.

[25]Il s'agit de la date de paiement des coupons.

[26]C'est la date de remboursement du capital par l'émetteur.

[27]C'est la somme du prix coté et de l'intérêt couru.

[28] C'est la différence entre les dates de maturité et de cotation.

[29] C'est la différence entre les dates de maturité et d'émission.

Tableau 2 : Statistique descriptive

Année	Date de	Emetteur	N	Prix de marché	Coupon	Durée de vie
2019	31/01/2019	Côte d'Ivoire	12	102,35	6,02	6,25
		Sénégal	4	100,55	6,5	3 ,63
		Burkina Faso	4	101,45	6,5	5 ,65
		Benin	2	103,23	6,5	7 ,51
		Mali	2	103,64	6,35	7,51
		Togo	1	100,1	6,9	4,48
	28/06/2019	Côte d'Ivoire	14	101,12	6,01	5,99
		Sénégal	4	101,12	6,5	3 ,22
		Burkina Faso	5	101,42	6,5	5 ,37
		Benin	2	100,99	6,5	7 ,14
		Mali	3	101,95	6,4	5
		Togo	1	102,92	6,9	4,08
	31/12/2019	Côte d'Ivoire	17	102,26	5,98	5,81
		Sénégal	3	101,87	6,43	3 ,63
		Burkina Faso	7	101,15	6,5	5 ,63
		Benin	2	103,66	6,5	6,6
		Mali	4	103,15	6,42	5,25
		Togo	1	103,96	6,9	3,57
		Niger	2	104,69	6,5	6,42
2020	30/06/2020	Côte d'Ivoire	25	102,15	5,92	5,74
		Sénégal	3	103,01	6,43	3 ,13
		Burkina Faso	8	101,85	6,5	5,52
		Benin	2	104,03	6,5	6,1
		Mali	5	102,31	6,44	5,35
		Niger	2	106,8	6,5	5,92
	31/12/2020	Côte d'Ivoire	37	103,38	5,89	6,34
		Sénégal	3	104,16	6,43	2,46
		Burkina Faso	8	102,68	6,5	6,13
		Benin	3	104,54	6,5	4,65
		Mali	5	102,82	6,44	4,85
		Niger	2	109,83	6,5	5,41

Source : Bourse Régionale des Valeurs Mobilières (BRVM)

3.2 Résultats

3.2.1 Calibrage et qualité d'ajustement du modèle des taux sans risque

Dans la zone UEMOA[30], la détermination de la courbe des taux sans risque de référence requiert l'estimation des paramètres $\hat{\varsigma}_t = \left(\hat{L}_t^{Rf}, -\hat{S}_t^{Rf}, \hat{C}_t^{Rf}, \hat{\tau}_{1,t}, \hat{\tau}_{2,t}, \hat{k}_{1,t}, \hat{k}_{2,t}\right)$. Les hypothèses sous-jacentes sont définies comme suit :

[30] Dans une Union Economique et Monétaire, la construction de la courbe des taux sans risque de référence est justifiable. De plus, elle est fondamentale dans l'élaboration de la courbe des taux de chaque pays de l'Union, à travers la détermination des primes de risque, qui matérialisent le profil de risque de ces pays. En clair, la courbe des taux de chaque pays de l'Union s'obtient par la sommation de la courbe des taux sans risque de référence et des primes de risque implicites.

- Le taux nominal long terme est *UFR = 6,2 %*[31]
- le taux court terme est le taux directeur de la BCEAO, notamment le taux minimum de soumission. Il est de $\delta = 2{,}5\ \%$[32] avant le 30/06/2020. A partir de cette date, il est fixé à 2% en raison de la décision du Comité de Politique Monétaire (CPM) du 22/06/2020.

Sous ces hypothèses, le tableau 3 ci-dessous donne les valeurs des paramètres obtenues à plusieurs dates de cotation [33] :

Tableau 3 : Estimation des paramètres du modèle des taux sans risque sur la période 2019-2020

	$\hat{L}_t^{Rf}$	$-\hat{S}_t^{Rf}$	$\hat{C}_t^{Rf}$	$\hat{\tau}_{1,t}$	$\hat{\tau}_{2,t}$	$\hat{k}_{1,t}$	$\hat{k}_{2,t}$	*TUS*	*MAPE*	*CV*
t=31/01/2019	6,2%	-3,7%	-1,28%	1	4	3	2	1,38%	2,31%	1,08
t=28/06/2019	6,2%	-3,7%	-0,76%	1	4	3	2	1,10%	1,86%	0,97
t= 31/12/2019	6,2%	-3,7%	-1,5%	1	4	3	2	1,27%	2,18%	0,99
t=30/06/2020	6,2%	-4,2%	-1,81%	1	4	3	2	1,35%	2,26%	1,33
t= 31/12/2020	6,2%	-4,5%	-2,72%	1	4	3	2	1,66%	2,84%	1,24

Source : Auteur

3.2.2 Calibrage et qualité d'ajustement du modèle de crédit et de liquidité

Les tableaux 4, 5 et 6 présentent les résultats du calibrage et de la qualité d'ajustement du modèle de crédit et de liquidité respectivement pour les modèles candidats de Weibull, Gumbel et Log Normale. Il ressort que les primes souveraines implicites ne sont pas volatiles sur la période 2019-2020, ce qui est conforme aux résultats de Gbongué (2019c) sur la période 2017-2018. Ce constat s'explique par la faible variabilité des paramètres, ainsi que des erreurs d'estimation des prix. Pour l'ensemble des modèles étudiés (Weibull, Gumbel et Log Normale), les erreurs d'estimation des prix sont inférieures à 5%. Elles se situent entre 0,98% et 1,97% pour le TUS et 1,53% et 2,83% pour le MAPE. Aussi, le coefficient de variation (CV) est supérieur à 1, ce qui est conforme aux attentes théoriques. On remarque que le facteur de liquidité converge vers 30%, ce qui signifie que les primes de liquidité font 30% des primes de crédit. En outre, le taux de recouvrement est passé de 64% au 31/01/2019 à 54% (son niveau le plus bas) au 30/06/2020. Il est estimé à 64% au 31/12/2020. Ces informations sont consignées dans les tableaux ci-dessous :

[31]Cette valeur est déterminée sur des hypothèses cohérentes de croissance et d'inflation sur le long terme. Sur recommandation d'experts (directeurs des activités de marché, etc.), nous avons choisi un taux de croissance réel de 4,2 % et un taux d'inflation de 2%. En outre, ces choix sont corrigés progressivement de sorte que la courbe de taux finale obtenue permette in fine de retrouver les données d'un émetteur de référence en l'occurrence la Côte d'Ivoire car il est le moteur de la croissance économique de la zone UEMOA.

[32] Voir http://www.bceao.int/Instruments-de-mise-en-oeuvre-de.html

[33] Dans un souci de comparaison, nous fixons les paramètres $\hat{k}_{1,t}$ et $\hat{k}_{2,t}$, ainsi que les paramètres de forme $\hat{\tau}_{1,t}$ et $\hat{\tau}_{2,t}$ à chaque date de cotation.

Tableau 4 : Calibrage et qualité d'ajustement du modèle de Weibull sur la période 2019-2020

	$\hat{\alpha}_{w,t}^{CS}$	$\hat{\gamma}_{w,t}^{CS}$	$\hat{\lambda}_t$	$\hat{RR}_t$	*TUS*	*MAPE*	*CV*
t=31/01/2019	29	5,12	0,3	64%	1,177%	1,84%	1,44
t=28/06/2019	29	5,12	0,3	60%	0,98%	1,53%	1,76
t= 31/12/2019	30	5,12	0,3	55%	1,04%	1,64%	1,31
t=30/06/2020	30	5,12	0,3	54%	1,19%	1,86%	1,46
t= 31/12/2020	30	5,12	0,3	64%	1,51%	2,33%	1,66

Source : Auteur

Tableau 5 : Calibrage et qualité d'ajustement du modèle de Gumbel sur la période 2019-2020

	$\hat{\alpha}_{G,t}^{CS}$	$\hat{\beta}_{G,t}^{CS}$	$\hat{\lambda}_t$	$\hat{RR}_t$	*TUS*	*MAPE*	*CV*
t=31/01/2019	21	7,1	0,3	64%	1,34%	2,06%	1,56
t=28/06/2019	21	7,2	0,3	59%	1,06%	1,67%	1,73
t= 31/12/2019	21	7,1	0,3	55%	1,13%	1,74%	1,55
t=30/06/2020	21	7,1	0,3	54%	1,21%	1,9%	1,47
t= 31/12/2020	21	7,1	0,3	64%	1,65%	2,52%	1,68

Source : Auteur

Tableau 6 : Calibrage et qualité d'ajustement du modèle Log Normale sur la période 2019-2020

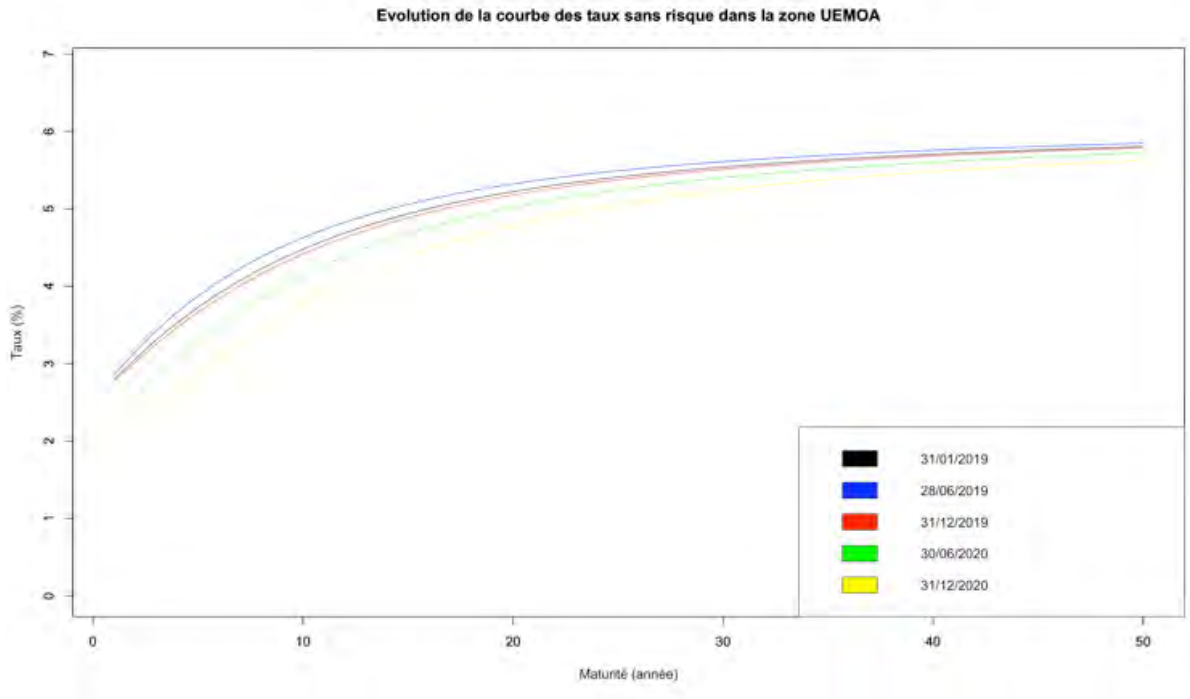
	$\hat{\tau}_{LN,t}^{CS}$	$\hat{\beta}_{LN,t}^{CS}$	$\hat{\lambda}_t$	$\hat{RR}_t$	*TUS*	*MAPE*	*CV*
t=31/01/2019	30	0,51	0,3	64%	1,6%	2,39%	1,71
t=28/06/2019	31	0,51	0,3	60%	1,16%	1,77%	1,77
t= 31/12/2019	31	0,51	0,3	55%	1,23%	1,81%	1,77
t=30/06/2020	32	0,52	0,3	54%	1,25%	1,93%	1,52
t= 31/12/2020	34	0,52	0,3	64%	1,97%	2,83%	1,81

Source : Auteur

3.3 Analyse des résultats obtenus

Sur la période de l'étude 2019-2020, nous notons que la courbe des taux sans risque est croissante (pente positive), malgré le contexte de la pandémie Covid-19. La figure 1 ci-dessous montre qu'elle est sensible à ces hypothèses de construction comme la date de cotation, le modèle utilisé et les hypothèses de calibrage du modèle.

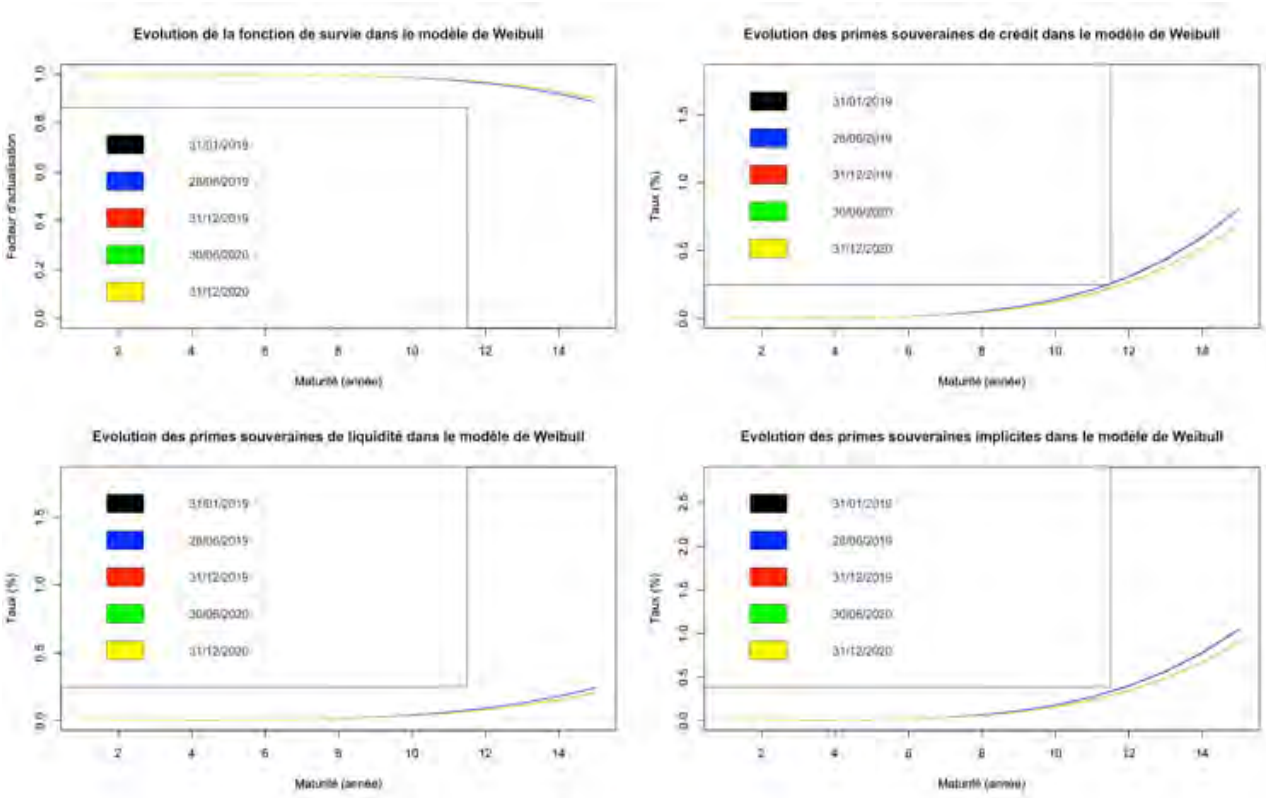
Figure 1 : Evolution de la courbe des taux sans risque mensuelle de l'UEMOA sur la période 2019-2020



Source : Auteur

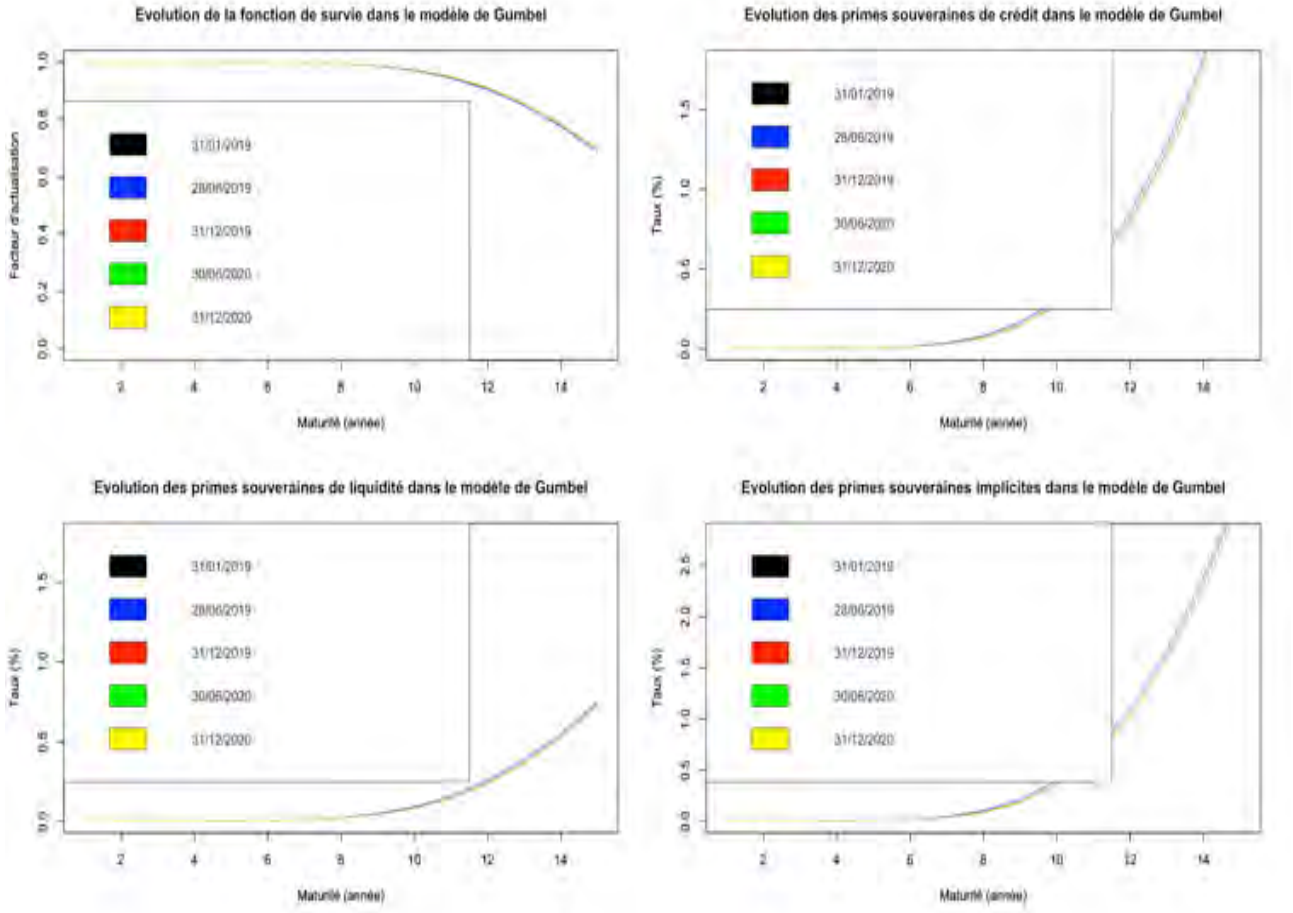
En ce qui concerne les PSI, nous notons que le modèle de Weibull s'ajuste le mieux aux données de l'Union car il présente le faible risque d'estimation de l'ordre de 0,98% à 1,51% pour le TUS, 1,53% à 2,33% pour le MAPE et 1,44 à 1,76 pour le CV. Pour l'ensemble des modèles étudiés, nous observons une tendance haussière de la structure par terme des primes souveraines de crédit et implicites du 31/01/2019 au 30/06/2020. Toutefois, elles atteignent leur niveau le plus bas au 31/12/2020. Les figures ci-dessous illustrent cette assertion :

Figure 2 : Evolution de la fonction de survie de crédit, des primes de crédit, des primes de liquidité et des primes souveraines implicites dans le modèle de Weibull sur la période 2019-2020 à pas semestriel



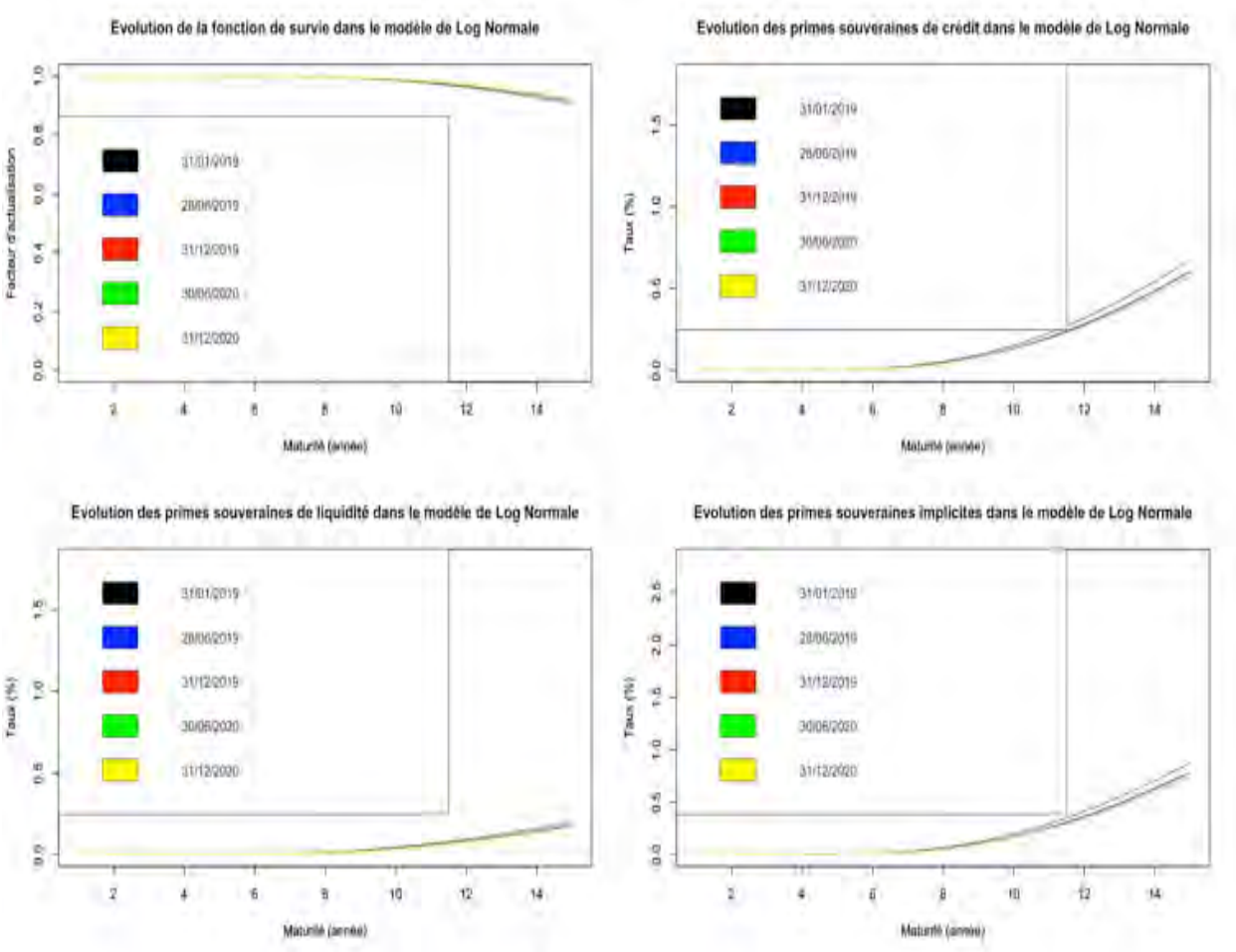
Source : Auteur

Figure 3 : Evolution de la fonction de survie de crédit, des primes de crédit, des primes de liquidité et des primes souveraines implicites dans le modèle de Gumbel sur la période 2019-2020 à pas semestriel



Source : Auteur

Figure 4 : Evolution de la fonction de survie de crédit, des primes de crédit, des primes de liquidité et des primes souveraines implicites dans le modèle de Log Normale sur la période 2019-2020 à pas semestriel



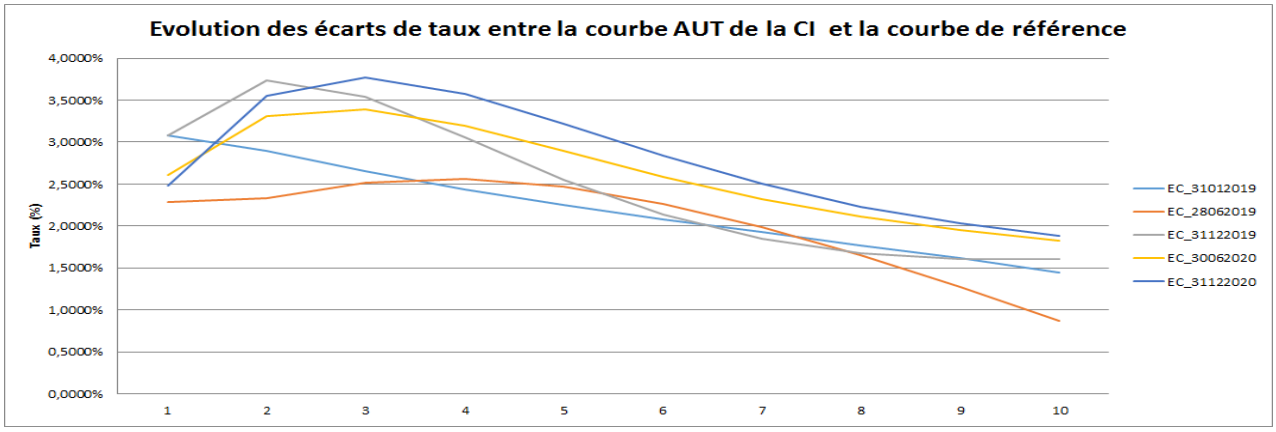
Source : Auteur

3.4 Analyse de robustesse de la courbe des taux de référence

De ce qui précède, nous pouvons construire une courbe des taux de référence[34] pour le marché financier secondaire de la zone UEMOA. Elle s'obtient en sommant la courbe des taux sans risque (*cf.* Fig.1), ainsi que les primes de crédit et de liquidité implicites issues du modèle de *Weibull* (*cf.* Fig.2). L'analyse de robustesse consiste à la comparer avec la courbe des taux de la Côte d'ivoire (CI) produite par l'UT à partir des données du marché primaire. Le graphique 5 ci-dessous révèle des écarts de taux positifs entre la courbe UT de la CI et la courbe des taux de référence qui décroissent selon la maturité :

[34] La courbe des taux de référence est assimilable à la courbe d'un émetteur de référence. Dans la zone UEMOA, l'émetteur de référence est la Côte d'Ivoire (Gbongue et Planchet, 2015).

Figure 5 : Evolution des écarts de taux entre la courbe des taux UT-CI du marché primaire et la courbe des taux du marché secondaire



Source : Auteur

Cette situation est conforme aux attentes théoriques. En effet, les émissions des titres publics sur le marché primaire se font généralement par adjudication (vendues aux enchères) pour la partie courte de la courbe des taux (c'est-à-dire les maturités inférieures à trois ans) et par syndication pour les maturités supérieures ou égales à trois ans, avec l'appui de l'UT[35] et des spécialistes en valeur du trésor (SVT). Nous constatons que la partie courte de la courbe UT-CI du marché primaire (par adjudication) est au-dessus de la partie courte de la courbe des taux du marché secondaire, obtenue par interpolation du modèle de la courbe des taux ZC des obligations du marché secondaire (émises initialement par syndication). Ces écarts dépendent probablement de la loi de l'offre et de la demande, ainsi que des commissions de participation (etc.), qui pourrait souvent entrainer un renchérissement des rendements de ces obligations. La décroissance des écarts de taux (UT-Référence) *supra* selon la maturité, révèle que la courbe UT-CI du marché primaire, tend à converger vers la courbe des taux de référence du marché secondaire au-delà de la partie courte de la courbe des taux. En conséquence, il est légitime de constater que la courbe des taux du marché primaire soit supérieure à la courbe des taux de référence du marché secondaire. De plus, la prime à terme[36] de la courbe UT-CI est de 0,7% en moyenne, contre 1,9% pour la courbe des taux de référence, ce qui signifie un écart faible entre les taux à 10 ans et 1 an de la courbe UT-CI. Toutefois, les erreurs quadratiques moyennes (RMSE)[37] observées sont faibles, comme l'illustre le tableau ci-dessous :

[35] http://www.marchedestitrespublics.com/march%C3%A9-primaire-et-march%C3%A9-secondaire-quelle-diff%C3%A9rence-#:~:text=Sur%20le%20march%C3%A9%20primaire%2C%20l,une%20n%C3%A9gociation%20entre%20les%20parties.

[36] La prime à terme est la prime de temps exigée par l'investisseur. Elle est égale à la différence entre le taux à 10 ans et 1 an.

[37] L'erreur quadratique moyenne (RMSE) est calculée à partir des écarts observés entre la courbe AUT de la CI et la courbe des taux de référence du marché secondaire.

Tableau 7 : Valeur de l'erreur quadratique moyenne (RMSE) à plusieurs dates de cotation

t=31/01/2019	t=28/06/2019	t= 31/12/2019	t=30/06/2020	t=31/12/2020
0,0518%	0,0438%	0,0678%	0,0716%	0,0832%

Source : Auteur

3.5 Implications macroéconomiques et de politique monétaire

Les courbes de taux sans risque et des primes souveraines implicites sont la résultante des anticipations des agents économiques sur le marché des capitaux. Ils enregistrent leur niveau le plus bas au 31/12/2020. Cette situation est imputable a priori aux décisions du comité de politique monétaire du 22/06/2020[38], ainsi que l'ensemble des mesures exceptionnelles prises, afin de contenir les effets néfastes de la pandémie Covid-19 sur les économies de l'Union.

Nous remarquons que les variations des taux directeurs de la BCEAO modifient effectivement les structures par terme des taux sans risque, des primes souveraines et des taux de recouvrement implicites (cf. supra). En conséquence, ces décisions monétaires agissent par le canal des taux d'intérêt, ce qui change in fine la trajectoire des variables économiques et financières (inflation, PIB, etc.). Ce résultat traduit également l'évolution radicale du secteur financier de la zone UEMOA au cours de cette dernière décennie. En effet, celui-ci était taxé d'insensible aux variations des taux directeurs de la Banque Centrale (Bamba, 2001), caractéristique des économies d'endettement par opposition aux économies de marché financier[39]. C'est à croire que les réformes de libéralisation du secteur financier des années 90 dont les effets n'étaient pas encore nettement perceptibles durant les années 2000 (Bamba, 2011), sont aujourd'hui devenues réelles, traduisant une transformation structurelle du secteur financier.

Par référence au 31/01/2019, le taux de recouvrement implicite RR_t a chuté avant de revenir à son état initial (64%) au 31/12/2020. Notons qu'il s'interprète comme étant la capacité de remboursement *implicite* de l'émetteur souverain, lorsqu'il tombe en défaut de paiement (Merrick, 2001 ; Andritzky, 2006). Dans ce contexte, la perte en cas de défaut LGD_t se définit comme suit (cf. Hull) :

$$\forall\ 0 \le RR \prec 100\%, \quad LGD_t = 100\% - RR_t \quad (13)$$

Rappelons que la LGD_t est la perte anticipée par les investisseurs lorsqu'ils souscrivent aux émissions souveraines. Dans une perspective macroéconomique, le taux de recouvrement RR_t s'exprime en pourcentage du PIB (Merrick, 2001 ; Vrugt, 2011), ce qui signifie que la perte LGD_t

[38]Ces décisions ont abouti à la baisse des taux directeurs de 0,5%, afin d'accompagner les plans de relance des pays de l'Union, en raison de l'impact de la pandémie Covid-19. https://www.bceao.int/fr/communique-presse/communique-de-presse-de-la-reunion-du-comite-de-politique-monetaire-du-22-juin

[39]La notion d'économie d'endettement est due à J. R. Hicks (1974) qu'il opposait à celle « d'économie de marché ». Une économie d'endettement est une économie dans laquelle les agents économiques à besoin de financement (notamment les entreprises et l'Etat) financent ce déficit en ressources en s'adressant principalement aux intermédiaires. A l'inverse, dans une économie de marché financier les agents à besoin de financement font plus appel aux émissions de titres sur les marchés. Corrélativement dans une économie d'endettement les agents à capacité de financement préfèrent les placements dans les banques aux titres émis sur les marchés financiers. Cette préférence pour les placements bancaires n'est pas indépendante de la préférence des épargnants pour la liquidité. C'est pourquoi dans une économie d'endettement les intermédiaires financiers sont généralement conduits à transformer les liquidités en prêts à moyen et long termes. Dans une économie de marché financier les intermédiaires financiers peuvent plus aisément financer leurs prêts à moyen et à long termes par des ressources de même échéance grâce à des émissions sur les marchés financiers.

s'interprète également en pourcentage du PIB. Par exemple, un RR_t de 64% signifie que la capacité de remboursement anticipé représente 64% du PIB. Comme la dette publique est remboursable, elle a naturellement un impact significatif sur l'équilibre des finances publiques et pourrait être assimilée à la perte LGD_t. En conséquence, le taux d'endettement anticipé DR_t (en % du PIB) est optimal s'il respecte la condition suivante :

$$DR_t \leq LGD_t \qquad (14.a)$$

L'équation (14.a) permet de proposer une règle d'estimation du taux d'endettement anticipé, qui matérialise le niveau de la dette publique (en % du PIB) acceptable par les investisseurs. Cette règle se définit comme suit :

$$DR_t = \max\left(0, \min\left(LGD_t, RR_t\right)\right) \qquad (14.b)$$

Notons que cette règle est requise pour les situations normales. Toutefois, elle peut être modifiée dans le cas des situations de crise, pouvant entrainer des décisions monétaires exceptionnelles, dans l'optique de rassurer les marchés financiers :

$$DR_t = \max\left(0, \min\left(LGD_t, RR_t\right)\right) + \frac{\left(RR_t - LGD_t\right)}{2} \qquad (14.c)$$

Il s'agit donc d'une approche robuste d'estimation du taux d'endettement anticipé (en % PIB) par les marchés financiers, qui pourrait servir de référence dans le pilotage dynamique de la dette publique des émetteurs souverains. L'illustration numérique de ces règles, aboutissent à des résultats pertinents dans la zone UEMOA, en cohérence avec les taux d'endettement observés $DR_{obs,t}$, estimés par les autorités monétaires (BCEAO)[40], comme l'illustre le tableau 8 ci-dessous :

Tableau 8 : Illustration numérique de la règle du taux d'endettement anticipé

	RR_t	LGD_t	DR_t	$DR_{obs,t}$	$\varepsilon_t = DR_{obs,t} - DR_t$
31/12/2018	54%	46%	46%	42%	-4%
31/12/2019	55%	45%	45%	43,5%	-1,5%
31/12/2020	64%	36%	50%	50,1%	0,1%

Source : Auteur

La variable ε_t (le terme erreur) mesure l'écart entre le taux d'endettement observé $DR_{obs,t}$ et le taux d'endettement anticipé DR_t. Lorsque $\varepsilon_t \geq 0$, alors la perception du risque souverain des investisseurs est moins importante, ce qui est favorable à la mobilisation des ressources sur les marchés financiers. A contrario, si $\varepsilon_t \prec 0$, les primes souveraines augmentent, ce qui engendre une hausse du coût d'emprunt, sauf dans le cas des décisions monétaires exceptionnelles. Dans la zone UEMOA, le tableau 8 montre que $\varepsilon_t \prec 0$ sur la période 2018-2019. Cette situation montre un accroissement de la perception du risque souverain dans l'Union, en raison du recours récurrent au marché financier régional pour le financement des plans nationaux de développement des états

[40]Les valeurs du taux d'endettement observés sont tirées du Rapport semestriel d'exécution de la surveillance multilatérale, décembre 2021.

membres[41]. Le succès de ces opérations de mobilisation s'explique par le maintien d'une politique monétaire expansionniste dans l'Union.

Cependant, nous observons que $\varepsilon_t \geq 0$ au 31/12/2020, ce qui démontre de l'efficacité du dispositif de lutte contre la pandémie Covid-19 élaboré par la BCEAO. Ces mesures exceptionnelles (Bons Covid-19, dispositif entreprise, etc.) ont contribué à rassurer les investisseurs concernant le risque souverain, qui anticipaient naturellement une hausse du ratio d'endettement dans l'Union, en raison de la crise sanitaire Covid-19.

De ce qui précède, nous pouvons conclure que le développement du marché financier est fortement corrélé à la perception du risque souverain des investisseurs privés, qui peut s'apprécier à travers le taux d'endettement anticipé DR_t. Cette dernière est l'espérance mathématique de la variable $DR_{obs,t}$, ce qui permet d'écrire la relation suivante :

$$DR_{obs,t} = DR_t + \sigma_\varepsilon \phi^{-1}(u) \qquad \forall\ u \in [0,1] \qquad (14.d)$$

La grandeur σ_ε est l'écart type des erreurs. Rappelons que la fonction ϕ^{-1} est le quantile de la loi normale centrée réduite. Il est important de souligner que la règle d'endettement permet de mettre en évidence la relation entre le taux de recouvrement implicite, la perte en cas de défaut (LGD) et le taux d'endettement des émetteurs souverains. Notons que le taux de recouvrement implicite est influencé par les conditions monétaires par le biais de ses effets sur les courbes de taux (cf. supra). Par conséquent, nous recommandons le renforcement des réflexions visant à assurer une meilleure coordination entre les politiques monétaire et budgétaire.

De manière concrète, les pays émetteurs pourraient adapter finement leur politique d'emprunt (calibrée sur la perception du risque souverain) à la politique monétaire (basée sur la dynamique de l'inflation et de l'activité économique), afin d'influer positivement la trajectoire de la dette publique.

[41]Pour preuve, les statistiques de l'Agence UMOA TITRES révèlent que le volume annuel des émissions de titres publics est passé de 2 433 GXOF en 2018 à 3 420 GXOF en 2019, soit une hausse de 41%.

CONCLUSION ET PERSPECTIVES

Dans cet article, nous nous sommes intéressés à la décomposition de la structure par terme des primes souveraines implicites, en proposant des innovations méthodologiques au modèle proposé par Merrick (2001). En effet, à partir d'un nouveau modèle de taux sans risque, nous avons proposé une méthodologie, capable de déterminer simultanément les structures par terme des primes souveraines de crédit et de liquidité. Cette méthodologie a permis également d'estimer le taux de recouvrement implicite, qui a contribué à l'élaboration d'une règle d'estimation du taux d'endettement anticipé (en % du PIB). Cette dernière pourrait être interprétée comme un indicateur de référence, dans le pilotage dynamique du taux d'endettement des émetteurs souverains. De plus, cette règle révèle que le taux d'endettement est sensible aux conditions monétaires à travers la courbe des taux, ce qui implique une meilleure coordination entre les politiques monétaire et budgétaire.

Ainsi, le taux d'endettement anticipé apparaît comme une nouvelle variable macroéconomique (non observable) cruciale pour les émetteurs souverains, en ce sens qu'elle permet d'appréhender la perception du risque des investisseurs privés à une date quelconque de l'année. Cette dernière est nécessaire à l'anticipation de la dynamique des taux d'intérêt sur les marchés financiers, contribuant ainsi à affiner la stratégie de mobilisation des ressources et in fine la soutenabilité de la dette publique. En pratique, il s'agit de l'estimer périodiquement dans le but de capter son évolution au moyen de l'extrapolation des tendances passées.

La sensibilité de la courbe des taux à la politique monétaire, nous invite à revisiter notre compréhension du processus de transmission monétaire dans l'Union, en ce sens que l'absence de la courbe des taux dans le modèle économétrique, pourrait expliquer a priori la faible réception des signaux émis par la politique monétaire au secteur bancaire (par le biais des taux débiteurs). En clair, le secteur financier réagit effectivement aux conditions monétaires, dont les effets peuvent être évalués à travers la prise en compte de la courbe des taux dans le modèle d'analyse du processus de transmission monétaire.

En termes d'implications de politique économique, nos résultats montrent qu'une meilleure coordination entre les politiques monétaire et budgétaire se traduit par une amélioration de la perception du risque souverain implicite des investisseurs privés, c'est-à-dire $\varepsilon_t \geq 0$. Cette situation contribue à générer de la croissance économique, tout en assurant la stabilité des prix dans l'Union, à travers la réduction naturelle du coût de la dette, favorable au développement du marché financier et la croissance économique.

Enfin, le modèle de Weibull est apparu comme le plus adapté à l'estimation de la structure par terme des primes souveraines de crédit dans le contexte de la zone UEMOA. Toutefois, la détermination de la structure par terme des primes de liquidité a été simplifiée en supposant qu'elle est une proportion ($\lambda = 30\%$) de celle des primes de crédit. Dans ce contexte, la proposition d'un modèle mathématique de liquidité permettra d'affiner nos réflexions sur la structure par terme des primes souveraines de liquidité. Au surplus, la conversion de ces primes en des probabilités de défaut implicites est une information cruciale pour le développement des marchés financiers, nécessaires à l'évaluation de l'impact de la notation souveraine sur la dette, ce qui constitue des perspectives futures de recherche.

BIBLIOGRAPHIE

Abid, A., Abid, F., Kaffel, B., (2020). CDS-based implied probability of default estimation. Journal of Risk Finance, Vol. 21 No. 4, pp. 399-422. Doi: 10.1108/JRF-05-2019-0079 .

Afonso, A. (2003). Understanding the determinants of sovereign debt ratings : Evidence for the two leading agencies, Journal of Economics and Finance 27(1) : 56-74.

Agbekponou K. M., Kebalo L. H., (2019). Relation dette-croissance économique dans la CEDEAO : Analyse à travers une approche non linéaire, Revue Economique et Monétaire, N°26.

Aljinović Z., Poklepović T., KatalinićK. (2012). Best fit model for yield curve estimation, Croatian Operational Research Review (CRORR), Vol. 3, 2012.

Alsakka, R., ap Gwilym, O. (2013). Rating agencies' signals during the European sovereign debt crisis : Market impact and spillovers. Journal of Economic Behavior & Organization, 85(1) 144-162.

Anderson N., Sleath J. (2001). New estimates of the UK real and nominal yield curves, Bank of England, ISSN 1368-5562.

Andritzky J. R. (2006). Sovereign default risk valuation : Implications of debt crises and bond restructuring, Springer.

AUT (2018b). Le Marché des Titres Publics de l'UEMOA – Acteurs et Fonctionnement, Agence UMOA-Titres.

Bamba N'galadjo L. (2001). La construction des marchés financiers régionaux dans les pays africains de la Zone Franc, Proceedings of the Annual Meeting of Finance Ministers of the Franc Zone Countries

Bamba N'galadjo L. (2011). Structure et Efficacité du Secteur Financier Ivoirien, in book : Sortir du Sous-Développement : Quelles Nouvelles Pistes pour l'Afrique de l'Ouest ? Tome 2 : Financement et Coopération, L'Harmattan, Paris, pp.255-277.

Bank for International Settlements (2005). Zero-coupon yield curves: technical documentation, BIS Papers n°25.

Banque Africaine de Développement (2010). Guide des marchés obligataires africains et des produits dérivés, Document de travail, BAD.

Baum, A., Checherita-Westphal, C., Rother, P., (2013). Debt and growth: New evidence for the euro area, Journal of International Money and Finance, 32, (C), 809–821.

Berardi A., Stefania C., Michele T. (2004). Predicting default probabilities and implementing trading strategies for emerging market bond portfolios, Emerging Markets Reviews 5, 447-469.

Bernardo M, Caio A. (2008). Extracting Default Probabilities from Sovereign Bonds», Brazilian Review of Econometrics 28(1).

Bini K. M., Yohou D. H., Ouattara W., (2016). Effets de l'endettement public sur l'efficacité de la politique budgétaire dans l'espace UEMOA, Revue Economique et Monétaire, N°20.

Bissoondoyal-Bheenick, E. (2012). Do sovereign rating changes trigger spillover effects ? Research in International Business and Finance, 26(1), 79-96.

Black F., Cox J. C. (1976). Valuing corporate securities : Somes effects of bond indenture provisions, Journal of finance 31, 351-367.

Bolder D., Stréliski D. (1999). Yield Curve Modelling at the Bank of Canada», Rapport technique n° 84.

Brennan M. J., Schwartz E. S. (1977). Convertible bonds : Valuation and optimal strategies for call and conversion, Journal of finance 32, 1699-1715.

Brennan M. J., Schwartz E. S. (1980). Analysing convertible bonds, Journal of Financial and Quantitative Analysis 15, 907-929.

Brousseau V. (2002). The functional form of yield curves, European Central Bank, Working Paper n°80.

Butler, A. W. et Fauver, L. (2006). Institutional Environment and Sovereign Credit Ratings. Financial Management 35 (3) : 53-79.

Byrd, R. H., Lu, P., Nocedal, J. and Zhu, C. (1995). A limited memory algorithm for bound constrained optimization, SIAM J. Scientific Computing, Vol. 16, pp. 1190–1208.

Campbell, John Y., and Robert J. Shiller. "Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View." The Review of Economic Studies 58, no. 3 (1991): 495–514. https://doi.org/10.2307/2298008.

Caner, M., Grennes, T., and Koehler Geib, F., (2010). Finding the tipping point when sovereign - debt turns bad, Policy Research Working Paper Series 5391, The World Bank.

Cantor, R. et Packer, F. (1996). Determinants and Impact of Sovereign Credit Ratings, FRBNY Economic Policy Review (October) : 37-54.

Cecchetti, S. G., Mohanty, M. S., et Zampolli, F. (2011). The real effects of debt, BIS Working Paper No . 352.

Chang, B.Y., Orosi, G. (2017). Equity Option Implied Probability of Default and Equity Recovery Rate. Journal of Futures Markets, 37: 599-613. https://doi.org/10.1002/fut.21823 .

Christopher, R., Kim, S.J., Wu, E. (2012). Do sovereign credit ratings influence regional stock and bond market interdependencies in emerging countries ? Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 22(4), 1070-1089.

Chudik, A., Mohaddes, K., Pesaran M. H. (2017). Is there any debtthreshold effect on output growth, The Review of Economics and Statistics, March 2017, 99(1) : 135–150.

Claessens S., Pennacchi G. (1996). Estimating the likelihood of Mexican default from the market prices of Brady bonds. Journal of Financial and Quantitative Analysis 31, 109–126.

Conrad J., Dittmar R.F., Hameed A., (2020). Implied Default Probabilities and Losses Given Default from Option Prices. Journal of Financial Econometrics, Volume 18, Issue 3, Pages 629–652, https://doi.org/10.1093/jjfinec/nbaa017 .

Cosset, J. et Roy, J. (1991). The Determinants of Country Risk Ratings. Journal of International Business Studies 22 (1) : 135-142.

Cox J. C., Ingersoll J. E., Ross S. A. (1985). A theory of the term structure of interest rates, Econometrica 53, 385-407.

Duffie D., Pedersen L. H ., Singleton K. J. (2003). Modeling sovereign yield spreads : A case study of Russian debt, Journal of finance 58, 119-159.

Duffie D., Singleton K. J. (1999). Modeling term structures of defaultable bonds, Review of Financial Studies, 12, 687-720.

Elkamhi, R., Jacobs, K., & Pan, X. (2014). The Cross Section of Recovery Rates and Default Probabilities Implied by Credit Default Swap Spreads. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 49(1), 193-220. Doi: 10.1017/S0022109014000088.

Ferri, G., Liu, L.G., Stiglitz, J.E. (1999). The procyclical role of rating agencies : Evidence from the East Asian crisis. Economic Notes : economic review of Banca Monte dei Paschi di Siena, 28, 335–355.

Gbongué F. (2019a). Modélisation de la courbe des taux zero coupon pour le développement de la zone UEMOA, Revue Economique et Monétaire, N°25.

Gbongué F. (2019b). Amélioration de la méthodologie de construction de la courbe des taux sans risque dans la zone UEMOA, Assurances et Gestion des risques, Vol. 86 (3-4), pp 125 à 164.

Gbongué F. (2019c). Modélisation de la structure par terme des primes souveraines implicites dans la zone UEMOA. Revue Subsaharienne d'Economie et de Finance n°12, pp 3-38.

Gbongué F., Planchet F. (2015). Analyse comparative des modèles de construction d'une courbe de taux sans risque dans la zone CIPRES», Bulletin Français d'Actuariat, Vol. 15 n°30, pp. 129-168.

Gbongué F., Planchet F., Ahoussi A. (2017). Proposition d'un modèle de projection des scénarios économiques pour le développement de la zone CIPRES, Assurances et gestion des risques, Vol. 84 (1-2).

Geske R. (1977). The valuation of corporate liabilities as compound options. Journal of Financial and Quantitative Analysis 12, 541–552.

Gray, D. F., Merton, R. C., & Bodie, Z. (2007). Contingent claims approach to measuring and managing sovereign credit risk. Journal of Investment Management, 5(4), 5.

Hagedorn, M., Luo, J., Manovskii, I., & Mitman, K. (2019). Forward guidance. Journal of Monetary Economics, 102, 1-23.

Heald, D. (2003). Fiscal Transparency : Concepts, Measurement and UK Practice, Public Administration 81 (4) : 723-759.

Herndon, T., Ash, M., & Pollin, R. (2014). Does high public debt consistently stifle economic growth ? A critique of Reinhart and Rogoff. Cambridge journal of economics, 38(2), 257-279).

Hladikova H., Radova J. (2012). Term structure Modelling by Using Nelson Siegel Model», European Financial and Accounting Journal, Vol. 7, n°2, pp. 36-55.

Jain D. K., Singh R., Patel A. (2020). Mapping of sovereign risks in small island economies: An application of contingent claim approach to fiji, Cogent Economics & Finance, 8:1, 1727158, https://doi.org/10.1080/23322039.2020.1727158.

Kasimati, E. (2011). Did the climb on the Greek sovereign spreads cause the devaluation of euro ? Applied Economics Letters, 18(9), 851–854.

Kim, S. et Wu, E. (2008). Sovereign Credit Ratings, Capital Flows and Financial Sector Development in Emerging Markets. Emerging Markets Review 9 (1) : 17-39.

Kopits, G. et Craig, J. (1998). Transparency in government operations, IMF occasional paper No. 158.

Kovachev Y., Simeonov D. (2014). Yield Curve Fitting with Data from Sovereign Bonds, ISBN 978–954–8579–53–7, Bulgarian National Bank.

Kulatilaka N., Marcus A. J. (1987). A model of strategic default of sovereign debt, Journal of Economic Dynamics and Control 11, 483-498.

Lai W.N. (2016). Evaluating the sovereign and household credit risk in Singapore: A contingent claims approach, Research in International Business and Finance, Vol. 37, p. 435-447,https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2016.01.014.

Lartey V. C., Li Y., (2018). Zero-Coupon and Forward Yield Curves for Governement of Ghana Bonds, Sage Open, pp. 1–15.

Leland H.E. (1994). Corporate debt value, bond covenants, and optimal capital structure. Journal of Finance 49, 1213–1252.

Leland H.E., Toft K.B., (1996). Optimal capital structure, endogenous bankruptcy, and the term structure of credit spreads. Journal of Finance 51, 987–1019.

Liu, P. et Thakor, A. V. (1984). Interest Yields, Credit Ratings, and Economic Characteristics of State Bonds : An Empirical Analysis, Journal of Money, Credit and Banking 16 (3) : 344-351.

Liu, P., Seyyed, F. J. et Smith, S. D. (1999). The Independent Impact of Credit Rating Changes-The Case of Moody's Rating Refinement on Yield Premiums, Journal of Business Finance & Accounting 26 (3-4) : 337-363.

Longstaff F. A. (2004). The flight-to-liquidity premium in US Treasury bond prices, Journal of Business 77, 551-526.

Longstaff F. A., Schwartz E. S. (1992). Interest rate volatility and the term structure. A two-factor general equilibrium model, Journal of finance 47, 1259-1282.

Longstaff F.A., Schwartz E.S. (1995). A simple approach to valuing risky fixed and floating rate debt. Journal of Finance 50, 789–819.

Martellini L., Priaulet P., Priaulet S. (2003). Fixed-Income Securities: Valuation, Risk Management and Portfolio Strategies», Wiley.

Mbengue, M. L., & Paget-Blanc, E. (2017). The fixed income securities market in the West African Economic and Monetary zone: Are credit spread abnormally low ?. Research in International Business and Finance, 41(C), 235-238.

Merrick J. J. (2001). Crisis dynamics of implied default recovery ratios: Evidence from Russia and Argentina», Journal of Banking and Finance, 25(10):1921–1939.

Merrick J. J. (2005). Evaluating pricing signals from the bond market, in J. Aizenman et B. Pinto eds, Managing volatility and crisis – A practioner's Guide, Cambridge University Press, Cambridge.

Merton R. (1974). On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates», Journal of Finance, 29, 449-470.

Michael Magill & Martine Quinzii, (2014). "Term structure and forward guidance as instruments of monetary policy," Economic Theory, Springer; Society for the Advancement of Economic Theory (SAET), vol. 56(1), pages 1-32, May.

Navas J. F. (2005). Yield Curve Fitting with Term Structure Models: Empirical Evidence from the Euro Market, Revista de Economia Aplicada, Vol. 13, n°39.

Nelson C. R., Siegel A. F. (1987). Parsimonious modelling of yield curves, Journal of Business, Vol. 60, 473-489.

Pages H. (2001). Can liquidity risk be subsumed in credit risk ? A case study from Brady bond prices, BIS Working Paper.

Piazzesi M. (2005). « Bond yields and the Federal Reserve », Journal of Political Economy, Vol. 113 (2), pp. 311-344.

R Development Core Team (2015). R: A Language and Environment for Statistical Computing, Vienna, Austria, (R Foundation for Statistical Computing), ISBN:3-900051-07-0

Radelet, S., Sachs, J. (1998). The onset of the East Asian financial crisis. Working Paper No. 6680, Cambridge, MA : National Bureau of Economic Research.

Reinhart, C., Rogoff, K., (2010). Growth in a time of debt, American Economic Review, 100 (2), 573-578.

Reinhart, C.M., Rogoff, K.S. (2004). Serial default and the 'paradox' of rich-to-poor capital flows, American Economic Review, 94(2), 53–58.

Reisen, H., and von Maltzan, J. (1999). Boom and bust and sovereign ratings. International Finance, 2(2), 273−293.

Schaefer S. M., Schwartz E. S. (1984). A Two-Factor Model of the Term Structure: An Approximate Analytical Solution», Journal of Financial and Quantitative Analysis, 19, 4, 413-424.

Stander Y. S. (2005). Yield Curve Modeling», Palgrave Macmillan, 205 p.

Svensson. L. E. O (1994a). Monetary policy with flexibles exchange rate and forward interest rates as indicators, Cahiers économiques et monétaires, Banque de France, Vol. 43, pp. 305–332.

Svensson. L. E. O (1994b). Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992-1994, International monetary fund, IMF Working Paper, 1994/114.

Swanson, Eric T., (2021). "Measuring the effects of federal reserve forward guidance and asset purchases on financial markets," Journal of Monetary Economics, Elsevier, vol. 118(C), pages 32-53.

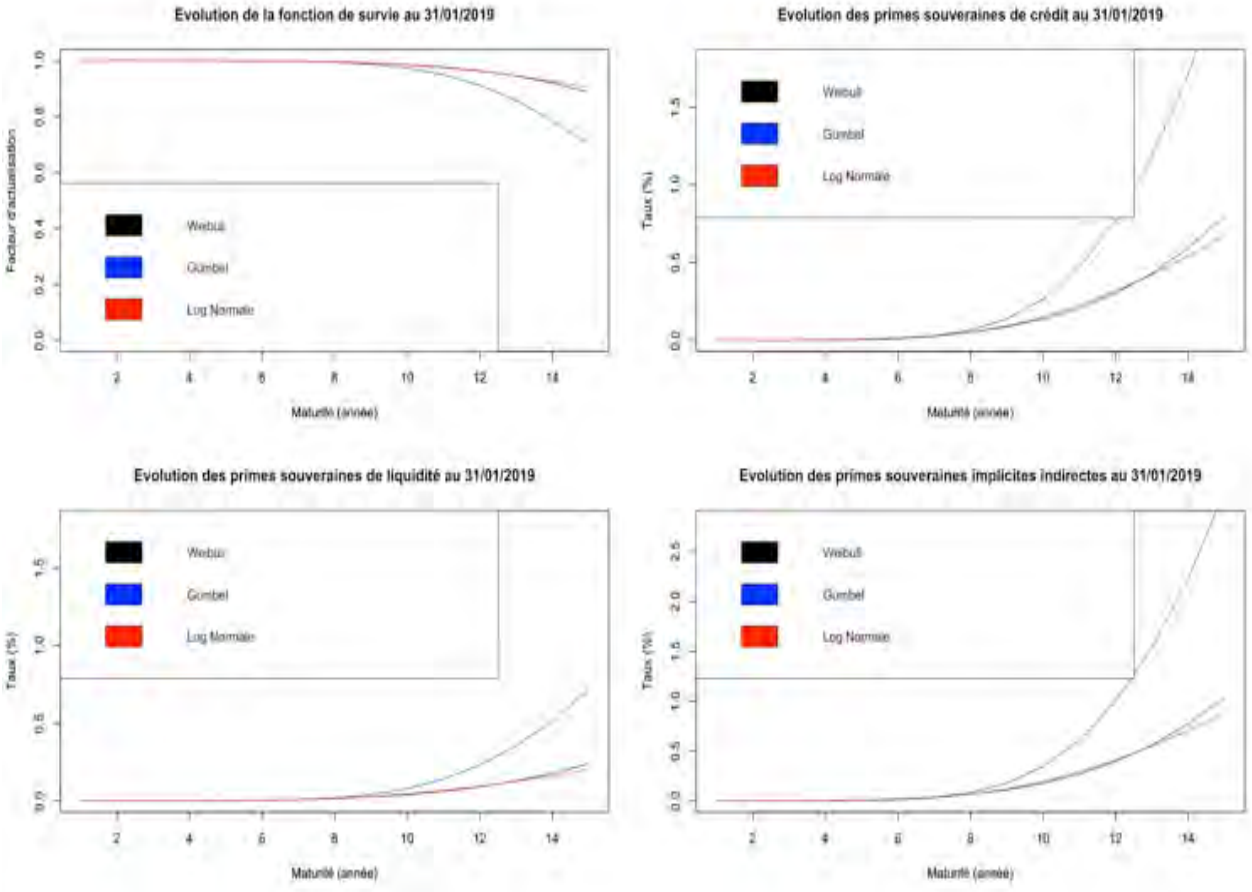
Treepongkaruna, S., and Wu, E. (2012). Realizing the volatility impacts of sovereign credit ratings information on equity and currency markets : Evidence from the Asian Financial Crisis. Research in International Business and Finance, 26(3), 335-352.

Vrugt E. B. (2011). Estimating Implied Default Probabilities and Recovery Values from sovereign bond prices, the journal of fixed income, 21, 5-14.

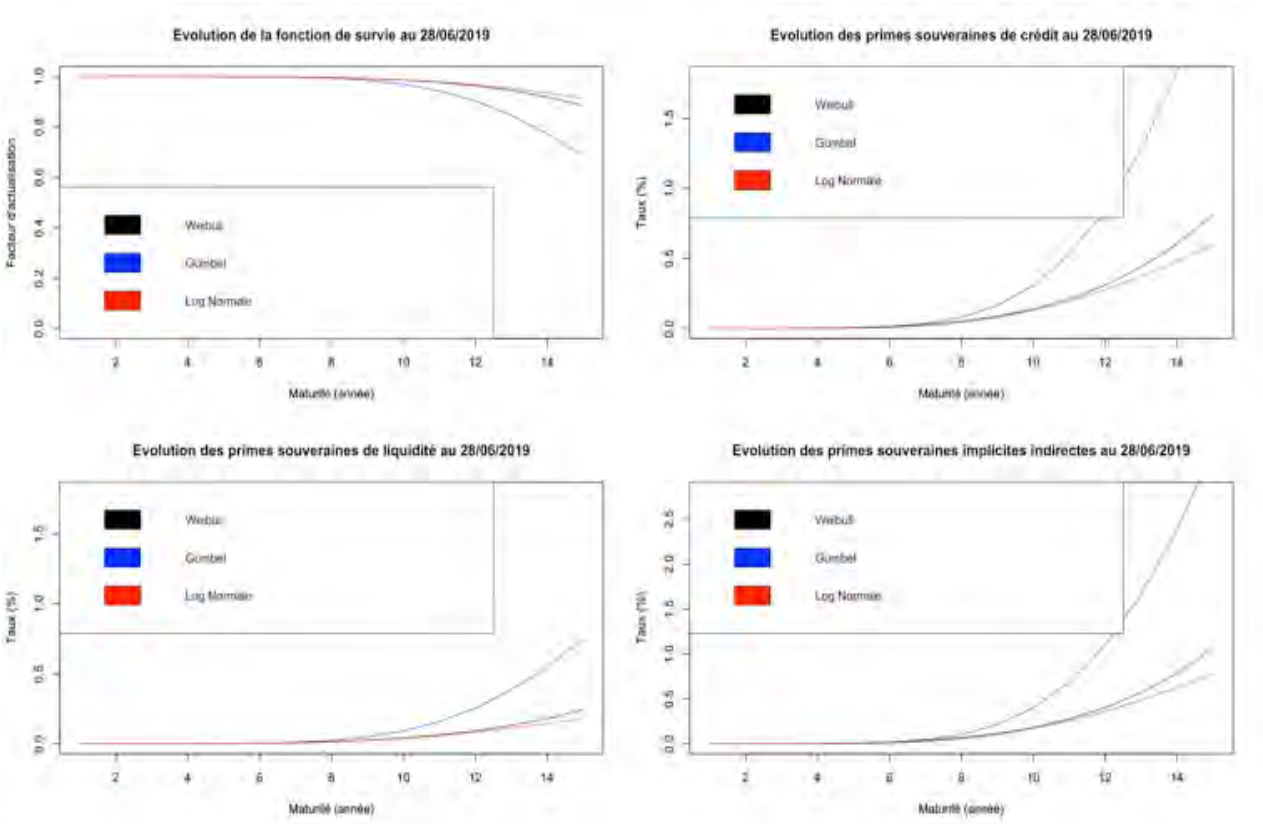
Zhou C., (1997). A jump-diffusion approach to modeling credit risk and valuing defaultable securities. Working paper, Federal Reserve Board.

ANNEXES

Evolution de la fonction de survie et des PSI au 31/01/2019

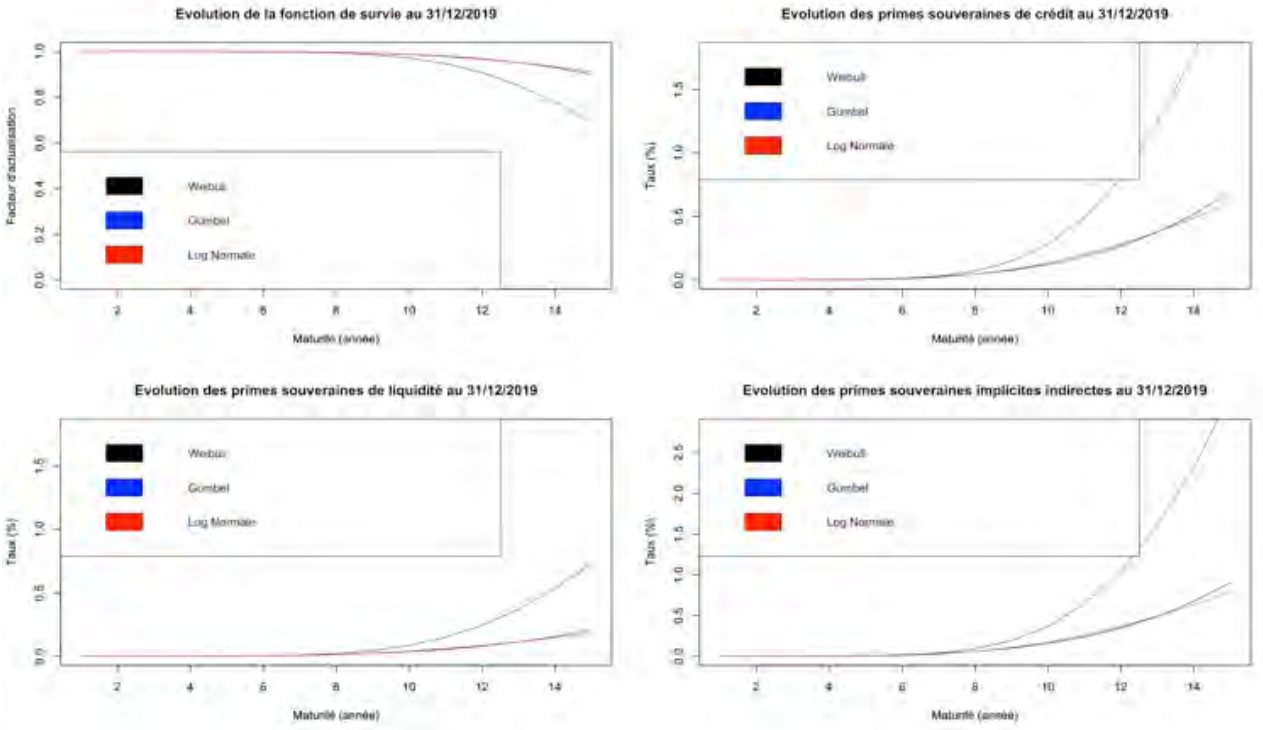


Evolution de la fonction de survie et des PSI au 28/06/2019



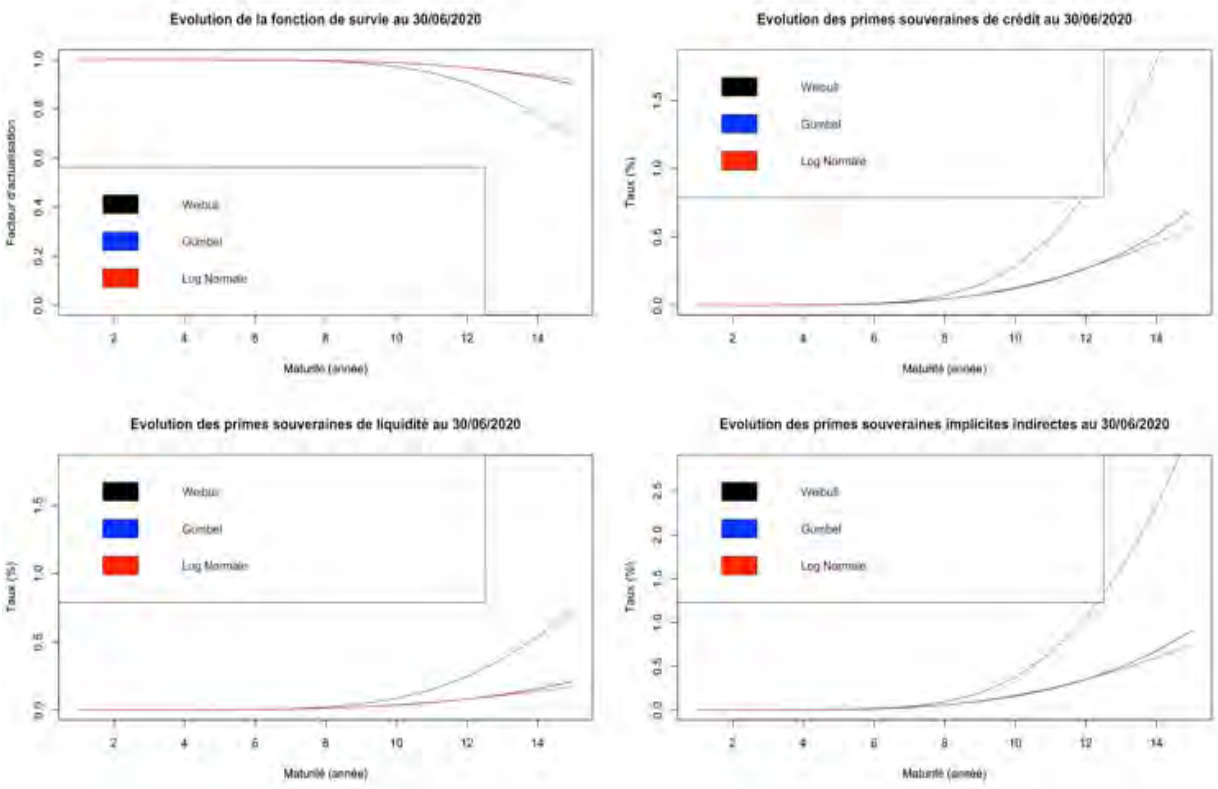
Source

Evolution de la fonction de survie et des PSI au 31/12/2019



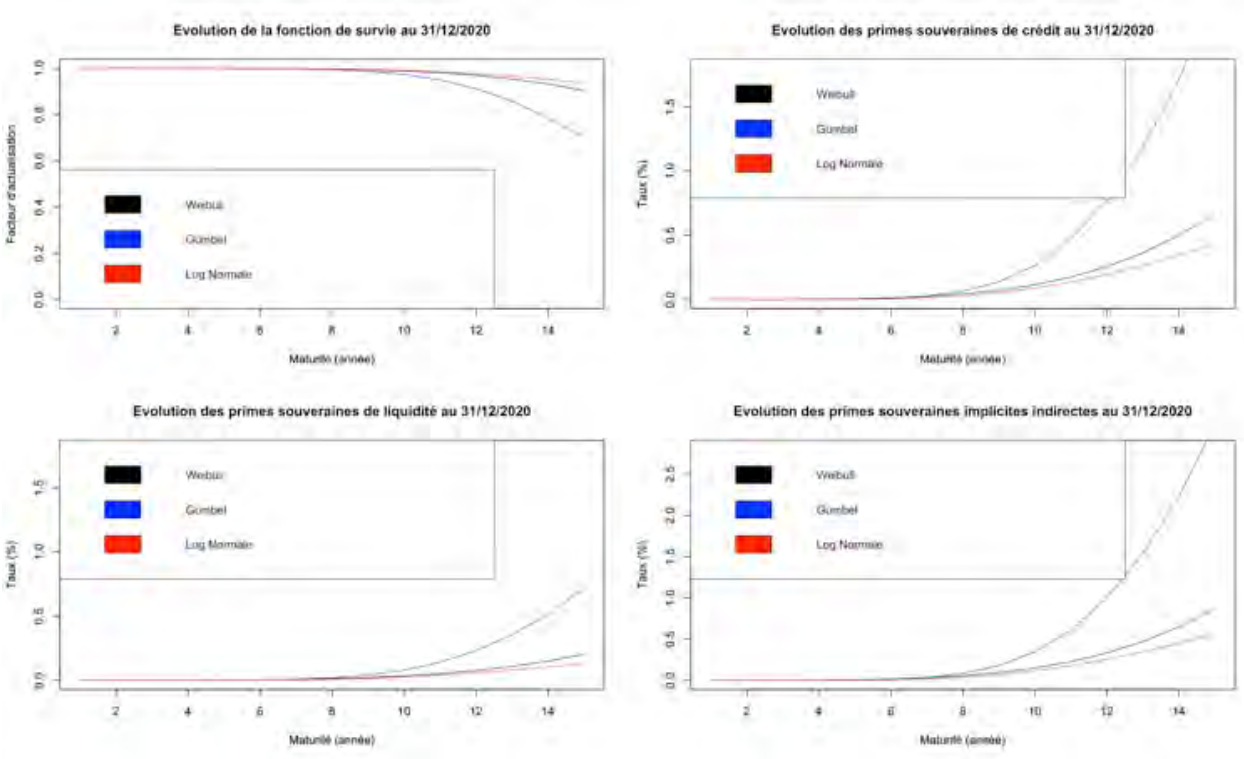
Source : auteur

Evolution de la fonction de survie et des PSI au 30/06/2020



Source : auteur

Evolution de la fonction de survie et des PSI au 31/12/2020



Source : auteur

ANALYSE DE LA STABILITE DU SYSTEME BANCAIRE DE L'UEMOA : UNE APPROCHE BASEE SUR LA SEGMENTATION DES RISQUES

Emile Sègbegnon SONEHEKPON[42], Feissal ASSOUM[43] et Fabrice D. DEGBEDJI[44]

Résumé

L'objectif de cette étude est d'analyser la stabilité du système bancaire de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) par une approche de segmentation en fonction des risques. Les données utilisées proviennent essentiellement des statistiques de la BCEAO présentées dans les rapports annuels de la Commission Bancaire allant de 2008 à 2017. La méthode de segmentation hiérarchique par cluster à travers l'algorithme de Calinski a permis d'identifier deux (2) segments hétérogènes des banques de l'UEMOA. Les résultats montrent que le premier segment est caractérisé par un risque de liquidité un peu plus élevé que celui du second segment et en même temps par un risque de crédit moindre que celui du second. Le premier segment est composé majoritairement des banques de la Guinée-Bissau, du Niger, du Togo et du Sénégal, tandis que le deuxième est composé en majorité des banques du Bénin, du Burkina, de la Cote d'ivoire et du Mali. Le niveau de fonds propres dont disposent les banques du segment 1 est moindre, alors que celui du segment 2 est élevé. Par ailleurs, les estimations montrent que si les fonds propres augmentent d'une unité, la probabilité pour que les banques soient moins risquées en termes de liquidité augmente de 12 ,61%. De plus, il ressort de l'estimation de probit que, la probabilité qu'une banque soit moins risquée en termes de liquidité (segment 2) est de 12,3%, contre 87,7% pour une banque plus risquée (segment 1) dans la zone UEMOA. Une politique d'exigence d'un niveau de fonds propres élevé conforme à l'exigence de Bâle II et Bale III s'avère indispensable pour assurer la stabilité bancaire. Les autorités de régulation doivent également favoriser une différenciation des politiques suivant les deux (2) segments dégagés afin d'assurer l'efficacité de leurs actions.

[42] Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée (ENSEA) d'Abidjan. E-mail : esonehekponahoo.fr

[43] Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée (ENSEA) d'Abidjan. E-mail : assoum33ahoo.fr

[44] Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de l'Université d'Abomey-Calavi (FASEG). E-mail : fabricedegbedji95mail.com

INFORMATIONS SUR L'ARTICLE

Historique de l'article. *Soumis le 25 janvier 2021.*

Reçu en première version révisée le 26 mai 2021.

Reçu en deuxième version révisée le 12 août 2021.

Reçu en troisième version révisée le 18 novembre 2021.

Accepté le 10 décembre 2021.

Classification JEL : E51, E58, F36, G21.

Mots clés : Segmentation, risque, Bâle II, Bâle III, Cluster, UEMOA.

Abstract

The aim of this study is to analyze the stability of the banking system in the West African Economic and Monetary Union (WAEMU) area using a risk-based segmentation approach. The data used are individual data from the balance sheets and income statements of banks in the UEMOA space and the annual reports of the banking Commission from 2017 to 2019. The hierarchical cluster segmentation method through the Calinski algorithm allowed us to identify two (2) heterogeneous segments of banks in the WAEMU space. The results show that the first segment is more unstable than the second. It also shows that the probability that a pan-African cross-border bank is unstable is 19% compared to 21% for national banks. In addition, the probability that any bank is more risky (segment 1) is 47% versus 53% for a less risky bank (segment 2) in the WAEMU zone. A policy of requiring a high level of equity capital by banks in line with the Basel II and Basel III requirements is essential to ensure likely banking stability. Regulators should also encourage policy differentiation between the two segments identified to ensure the effectiveness of their actions.

ARTICLE INFORMATION

***Article history**. Submitted on january 25, 2021.*

Received in first revised form on may 26, 2021.

Received in second revised form on august 12, 2021.

Received in third revised form on november 18, 2021.

Accepted on december 10, 2021.

JEL classification : E51, E58, F36, G21.

Keywords : Segmentation, risk, Basel II, Basel III, Cluster, WAEMU

INTRODUCTION

La dernière crise financière mondiale a mis au jour de grandes faiblesses dans le fonctionnement du système financier mondial (*Gauthier et Tomura, 2011*. Cette crise des subprimes a été une crise de la dette dont l'éclatement de la bulle spéculative de l'immobilier résidentiel aux Etats-Unis n'a été que le déclencheur. Durant cette crise, les banques et les institutions financières sont devenues réticentes à se prêter entre elles. Cette conjoncture a entrainé de graves pénuries de liquidité sur le marché monétaire (Quamar et al., 2020. Roubini (2010 explique la dérégulation des économies émergentes par deux (2 phénomènes selon lui à l'origine de la création d'un système bancaire dans l'ombre. C'est cette dérégulation qui a, par exemple, permis aux *subprimes* de se développer, et de contaminer des banques qui n'avaient jamais évalué les risques hypothécaires dans le Nevada ou en Floride. Plusieurs types de risques fragilisant le système financier ont été mis en exergue à savoir le risque de liquidité, le risque de crédit, le risque du marché etc.

Pour réduire non seulement le risque de solvabilité mais aussi le risque de liquidité, plusieurs dispositifs ont été mis en œuvre dans le monde afin de garantir la stabilité du système financier et bancaire. Le dispositif de la régulation au niveau mondial repose sur les règles de Bâle II et de Bâle III. En fonction des risques, l'approche Bâle II proposait le respect d'un ratio minimum de fonds propres pondérés aux actifs. Par contre, le dispositif de Bâle III apporte plus de flexibilité dans la mise en œuvre des normes de fonds propres. Les Etats à travers Bâle III ont la possibilité d'augmenter les exigences minimales pour les banques résidant sur leur territoire s'ils trouvent excessif le niveau du crédit total dans l'économie, et qu'en plus, ce dernier est caractérisé par une augmentation du risque systémique ambiant (Banque du Canada, 2011. Les banques doivent respecter un *tiers* 1 de 7% au lieu de 4% sous Bâle II avec *un core tiers* 1 de 4% au lieu de 2%. Elles se doteront aussi d'un matelas de sécurité supplémentaire de 2,5%, qu'elles devront alimenter avec leur profit en période de prospérité économique (au lieu de distribuer celui-ci en dividendes ou en rachat d'actions, et dans lequel elles puiseront en cas de difficultés. Ces nouvelles normes visent à accroître la résilience des banques dans les périodes de tension, lorsque la liquidité de marché des actifs qu'elles possèdent et le financement de gros qui leur est destiné sont en baisse (Gauthier et Tomura, 2011.

Ces dernières années, l'UEMOA a été caractérisée par une variabilité considérable du ratio de liquidité, selon les données de la Banque Mondiale[45] en 2017: Bénin (38,89%) ; Burkina-Faso (39,80% ; Côte-d'Ivoire (35,15% ; Guinée-Bissau (43,66% ; Mali (26,37% ; Niger (25,05% ; Sénégal (35,67% ; Togo (53,98%. Face à cette situation, afin d'assurer la stabilité du système bancaire, il était donc nécessaire d'adopter un dispositif prudentiel. L'objectif du dispositif prudentiel, entré en vigueur le 1er janvier 2018, vise à promouvoir la préservation d'un système bancaire, solide et résilient, répondant aux besoins de l'économie des Etats membres (BCEAO, 2016. Cette convergence du dispositif prudentiel vers les standards internationaux s'inscrit dans la poursuite de la mise en œuvre des orientations définies par les plus Hautes Autorités de l'Union dans le cadre de la réforme institutionnelle de l'UEMOA et de la BCEAO. Les règles bâloises ont été transposées en tenant compte des caractéristiques des économies et des spécificités du système bancaire de l'UEMOA (BCEAO, 2016. Cependant, la transposition des règles Bâle II et III dans l'UEMOA sur tous les segments des banques garantit-elle la stabilité bancaire ? La définition des politiques de régulation suivant un certain nombre de segments bancaires ne favoriserait-t-elle pas la stabilité bancaire ? Il importe de connaitre les facteurs déterminants de la stabilité du système financier et bancaire dans l'UEMOA à travers un certain nombre de segments du marché bancaire. La maitrise des principaux déterminants par segment de marché va favoriser la catégorisation des risques et la différenciation des politiques à adopter par segment. La plupart des études portant sur la segmentation en milieu bancaire utilisent généralement un seul critère pour catégoriser les banques. Ce qui réduit la crédibilité des différents segments obtenus parce que plusieurs variables peuvent être simultanément

[45] Données de la Banque Mondiale sur le développement financier

déterminantes dans l'établissement des différentes classes. Dans la présente étude, notre approche permet de pallier à cette insuffisance, en se basant sur plusieurs facteurs aussi bien macroéconomiques que spécifiques à la banque pour déterminer les différents segments possibles.

I. CADRE THEORIQUE ET APPROCHES DE SEGMENTATION DES MARCHES

1.1 Cadre théorique

La théorie de segmentation du marché résulte des travaux de Smith (1956). Ces travaux ont reconnu l'existence d'hétérogénéité dans la demande des biens et services en se basant sur la théorie économique de la concurrence imparfaite de Robinson (1938). Il définit ce concept comme un certain nombre de petits marchés homogènes, ayant des préférences différentes.

Porter (2000) propose par la suite la théorie basée sur un modèle de segmentation couramment utilisé dans l'économie industrielle. Cette théorie montre que la persistance de l'agglomération géographique s'explique par l'agglomération de la population et les connaissances incarnées dans le capital humain et acquises par l'expérience. Un cluster bancaire est une concentration géographique de banques interconnectées dans une région (Porter, 2000 ; Barros et al., 2007). L'agglomération indique que les banques sont des organisations qui tentent de maximiser leurs profits, soumises à des contraintes de ressources (Varian,1984 ; Barros et al., 2007). Pour la satisfaction et la maitrise efficace des risques bancaires, l'approche est adaptée. La segmentation consiste à découper le marché en groupes homogènes et différents les uns des autres, avant de choisir quels groupes viser (Kotler, 2015). Vernette (2013) signale que le principe qui sous-tend la segmentation marketing est le suivant : mieux vaut bien satisfaire une partie d'un marché que mal l'ensemble. Selon cette réflexion, il vaut mieux une différenciation des politiques afin de bien lutter contre les risques bancaires. Les variables qui vont être utilisées dans notre étude pour la catégorisation sont les caractéristiques des banques et les variables macroéconomiques.

1.2 Approches de segmentation des marchés

Il existe plusieurs approches de segmentation dans la littérature économique telles que les approches *A-priori, Post-hoc, descriptives et prédictives* (Jadczaková 2013 ; Aurier, 2015). Les modèles de classe latente et mixte sont aussi utilisés pour trouver des déterminants selon les segments du marché. L'approche *A-priori* consiste à segmenter le marché selon des critères préexistants afin de décrire les caractéristiques des banques dans des segments déjà connus (Thi Thu Hoa Le et al., 2009). En d'autres termes, l'approche A-priori forme la base de segmentation avant l'analyse du marché. Par contre, l'approche *Post-hoc* est fondée sur une mesure de similarité pour grouper les données dans le but de maximiser la similarité intra-classes et de minimiser la similarité inter-classes. Les approches descriptives expliquent les relations à travers un ensemble unique de bases de segmentation, sans distinction entre les variables dépendantes et indépendantes. Les approches prédictives, quant à elles, expliquent les relations entre deux (2) ensembles de variables : dépendantes (prédites) et indépendantes (explicatives).

Le modèle de classe latente (Louvrière et al., 2000) utilise une méthodologie statistique basée sur le concept de vraisemblance pour identifier les sources d'hétérogénéité au niveau des segments (ou groupes) plutôt qu'au niveau individuel comme le fait le logit mixte (Birol et al., 2011). Les modèles mixtes sont considérés comme les algorithmes les plus puissants pour la segmentation du marché (Wedel et Kamakura, 2012). Cependant, ces modèles mixtes s'utilisent plus avec des données individuelles collectées surtout dans le domaine du marketing. L'objectif de cette étude est de mieux connaitre les segments des banques de l'UEMOA pour l'élaboration de meilleures politiques de lutte contre les risques bancaires, l'approche post-hoc descriptive est choisie.

1.3 Revue empirique

Partant d'un modèle de frontière à classe latente et des données couvrant la période 1996 à 2003, Barros et al (2007) ont identifié trois (3) segments hétérogènes des banques Européennes en fonction de leurs caractéristiques. Le premier segment étant caractérisé par une relation positive avec les caisses d'épargne et une relation négative avec les banques commerciales et coopératives. Le second segment par contre est caractérisé par une relation positive avec les banques commerciales et une relation négative avec les deux (2) autres types de banques (caisses d'épargne et coopératives). Le troisième segment quant à lui a été identifié comme étant le groupe des banques coopératives. Notant cette hétérogénéité des banques européennes, Barros et al. (2007) soulignent qu'aucune politique bancaire commune ne saurait être efficace dans ces conditions, et préconisent la prise en compte des segments dans l'élaboration des politiques. Utilisant comme critère de segmentation le type de l'institution financière (Banques américaines, sociétés de valeurs mobilières, sociétés d'assurance, sociétés d'investissement et autres sociétés financières), Allen et Jagtiani (1997) ont montré que la structure des risques et des rendements n'est pas homogène au sein des institutions financières aux Etats-Unis. Ils ont utilisé un modèle à deux (2) facteurs pour estimer à la fois le niveau et le coût du risque. Les résultats ont montré entre autres que les sociétés de valeurs mobilières sont exposées au risque de marché le plus élevé et aux primes de risque de marché les plus faibles, tandis que le risque de marché des banques a fluctué sur toute la période de l'étude en suivant l'évolution de la politique monétaire. En revanche, Upadhyaya (2011) de son côté adopte deux (2) critères de segmentation dans son étude sur le secteur bancaire kenyan ; à savoir la taille de la banque, et la structure de l'actionnariat. Ce qui l'amène à retenir quatre (4) différents segments : les banques étrangères, les banques gouvernementales, les grandes banques privées, et les petites banques privées. Il montre par la suite que cette segmentation affecte les décisions de prêt, la mobilisation des dépôts et la gouvernance des banques et note que les contraintes structurelles auxquelles sont confrontées les banques au Kenya sont variées, complexes et fondées sur des facteurs sociaux. Ces analyses montrent que la segmentation est à la fois une cause et une conséquence de la superficialité et la fragilité du secteur bancaire. Mohammad et al. (2020) choisissent quant à eux l'idéologie qui sous-tend les banques comme critère de segmentation pour étudier l'exposition au risque de liquidité et ses déterminants dans le secteur bancaire. Ce faisant, ils distinguent à priori trois (3) catégories de banques : les banques islamiques, les banques conventionnelles et les banques commerciales. A travers une estimation sur les données de panel de 145 banques sur la période 1996-2015, ils ont démontré que les banques islamiques sont plus exposées au risque de liquidité que les banques conventionnelles et hybrides. De plus, les résultats montrent que la rigueur dans la réglementation des fonds propres et le risque de crédit ont un impact négatif et significatif sur le risque de liquidité. Aussi, il ressort des estimations que les actifs liquides et les dettes à long-terme ont un effet positif sur l'exposition au risque de liquidité. Par ailleurs, les auteurs constatent que la taille de la banque, la gouvernance, la concentration de la propriété, et le PIB sont des variables de contrôle importantes qui réduisent l'exposition au risque de liquidité des banques islamiques.

Cependant, dans une autre étude, contrairement à beaucoup d'autres articles empiriques qui ont apporté les preuves économiques et statistiques de l'intégration ou de la segmentation à l'échelle d'un pays, Carrieri et al. (2004) ont fait une analyse plus globale en faisant la différence entre l'intégration à l'échelle d'un pays et l'intégration à une échelle industrielle (globale). A partir d'un modèle conditionnel d'évaluation d'actifs et en utilisant les données des pays du G7, ils établissent qu'un pays n'est segmenté (n'est intégré) des marchés financiers mondiaux que si la plupart de ses industries sont segmentées (sont intégrées). La structure des industries au sein d'un pays détermine alors sa position face aux marchés financiers internationaux.

Dans la plupart des études qui abordent la problématique de la segmentation en milieu bancaire, il est noté que les auteurs utilisent généralement un seul critère de segmentation ; lequel critère est choisi à priori en se basant soit sur des constats ou soit sur des faits stylisés. Les différents segments sont alors choisis par les auteurs bien avant les différentes estimations. Cependant, dans la présente approche, c'est le modèle lui-même qui ressort à la fin les différents segments possibles. Par ailleurs, contrairement à beaucoup d'autres études, il faut préciser que notre approche permet de tenir compte simultanément d'un grand nombre de variables (critères) pour faire la segmentation.

1.4 Variables utilisées pour la segmentation du marché bancaire

La plupart des études portant sur la segmentation en milieu bancaire utilisent généralement un seul critère pour catégoriser les banques. Ce qui réduit la crédibilité des différents segments obtenus parce que plusieurs variables peuvent être simultanément déterminantes dans l'établissement des différentes classes. Dans la présente étude, notre approche permet de pallier à cette insuffisance, elle part de plusieurs variables afin de déterminer les différents segments possibles. Cette étude utilise aussi bien des variables spécifiques aux banques que des variables macroéconomiques dans le processus de segmentation. La prise en compte de ces principales variables peut être justifiée par les travaux de : (Bernanke et Gertler ,1989 ; Gorton et Schmid, 2000 ; Claessens et al., 2002 ; Ghenimi et Omri, 2018 ; Mohammad et al., 2020 ; Quamar et al., 2020). Toutefois ces variables utilisées pour le classement des banques se justifient aussi par l'approche CAMEL (Capital Adequacy, Return on Assets, Management, Earnings and Liquidity) formalisée par la Réserve Fédérale Américaine (FED) et le Federal Deposit Insurance Corporation (FDIC). Dans le cadre de notre étude, les ratios les plus importants utilisés sont le ratio d'adéquation du capital, le ROA (Ratio des actifs) et le ratio de liquidité selon l'approche CAMEL. Autre variable capitale qui caractérise la segmentation dans notre étude est le l'indice de stabilité Z-score. A l'origine, cet indicateur est proposé par (Roy, 1952). Il est la somme du rendement des actifs et du rapport entre le total des capitaux propres et le total des actifs, divisée par l'écart type du rendement des actifs. Plus il baisse, plus le risque est élevé.

Tableau 1 : Variables de segmentation

Variables	Définition
Liquidité bancaire (risque de liquidité)	$LQ = \frac{\text{Actifs liquides}}{\text{Total d'actif}}$
Z-score	$\text{Z-score}=\frac{ROA+Capitaux\ prpres/Total\ actifs}{\sigma(ROA)}$
Qualité des actifs (risque de crédit)	$RC= \frac{\text{Crédits}}{\text{PIB}}$
Capitalisation bancaire	$CAR= \frac{\text{capital}}{\text{Total d'actifs}}$
Taille de la banque	$Taille_t$ = Logarithme de l'actif total
Écarts de liquidité	Ecarts de liquidité=ln ([Actif total] - [Passif total])
Rentabilité bancaire (rendement des actifs)	$ROA= \frac{\text{Bénéfice net}}{\text{Total de l'actif}}$
	$ROE= \frac{\text{Bénéfice net}}{\text{Capitaux propres}}$
Taux de croissance du PIB et l'inflation	Variables macroéconomiques

1.5 Source des données

Les données proviennent essentiellement des sources institutionnelles et sont de type secondaire. Ces données individuelles des banques proviennent des bilans et comptes de résultats des banques de l'UEMOA et des rapports annuels de la Commission Bancaire sur la période de 2017 à 2019. Au total, les bilans et comptes de résultat de 123 banques sont publiés dont (13) au Bénin, (15) au Burkina Faso, (28) en Côte d'Ivoire, (3) en Guinée-Bissau, (15) au Mali, (13) au Niger, (23) Sénégal et (13) au Togo. Ces banques ont été catégorisées suivant trois (3) groupes, à savoir les Banques panafricaines transfrontalières, les banques nationales et les banques étrangères.

1.6 Distance entre classes basée sur la log-vraisemblance

La mesure de distance est primordiale dans un processus de classification automatique (Rakotomalala, 2016). La distance euclidienne est bien connue des data scientists. La distance log-vraisemblance quant à elle est un peu plus originale. La distance entre deux (2) classes C_a et C_b est définie comme suit :

$$d(a,b) = \xi_a + \xi_b - \xi_{<a,b>}$$

ξ_a et ξ_b représentent la dispersion des classes Ca et Cb ; $\xi_{<a,b>}$ est la dispersion de la classe issue de la fusion de Ca et Cb ; d(a,b) mesure la proximité entre deux (2) classes et peut se lire comme la perte d'inertie inter-classes consécutive à leur agrégation. Lors de la construction de la hiérarchie, l'algorithme

réunit itérativement les paires de classes qui minimisent d(a, b) jusqu'à obtenir un groupe unique. La démarche est conforme avec les principes usuels de la classification ascendante hiérarchique (CAH).

La dispersion pour la classe C_k est définie comme suit :

$$\xi_k = -\mathrm{nk2}\left(\sum_{J=1}^{P}\frac{1}{2}\left(\hat{\sigma}_{kj}^2 + \hat{\sigma}_j^2\right) - \sum_{j=1}^{q}\sum_{l=1}^{m_j}\hat{\pi}_{kjl}\ln\hat{\pi}_{kjl}\right)$$

Où

- p est le nombre de variables quantitatives;
- nk correspond à l'effectif de la classe C_k;
- $\sigma^2 j$ est la variance de la variable Xj dans l'ensemble de l'échantillon;
- $\sigma^2_k j$ est la variance de la variable Xj dans la classe C_k;

Et pour les variables qualitatives :

- q est le nombre de variables qualitatives;
- mj est le nombre de modalités de la variable Xj;

$\hat{\pi}_{kjl}$ est la fréquence relative de la modalité l de la variable Xj au sein de la classe C_k.

1.7 Détermination du nombre de segments des banques de l'UEMOA

La détermination du nombre de segment à travers les risques est importante dans la classification hiérarchique des banques de l'UEMOA. La présente étude s'est inspirée de l'algorithme issu de l'indice de Calinski-Harabasz pour identifier le nombre de segments des banques de l'UEMOA (Gil et Sanchez, 1997 ; Kamakura et Russel, 1989). Cet indice, analogue à la statistique F de Fisher dans l'analyse univariée, est fonction du ratio de la variance inter-groupes et de la variance intra-groupe (Calinski and Harabasz, 1974) :

$$VRC(k) = Pseudo\ F = CH(k) = \frac{B(k)/(k-1)}{W(k)/(n-k)} = \frac{BGSS/(k-1)}{WGSS/(n-k)} \qquad (3)$$

Où n est le nombre d'observations ; k est le nombre de groupes ; B(k)=BGSS est la somme des carrés inter-groupes et W(k)=WGSS est la somme des carrés intra-groupe. Le nombre de groupe optimal est celui qui maximise le VRC.

II. RESULTATS ET DISCUSSION

2.1 Estimation du nombre de segments des banques dans l'UEMOA

Les résultats d'estimation permettent de retenir deux (2) classes de banques dans l'UEMOA, compte tenu de la valeur du coefficient de Calinski–pseudo-F **(1022,33)** inhérente à la classe 2 qui est la plus

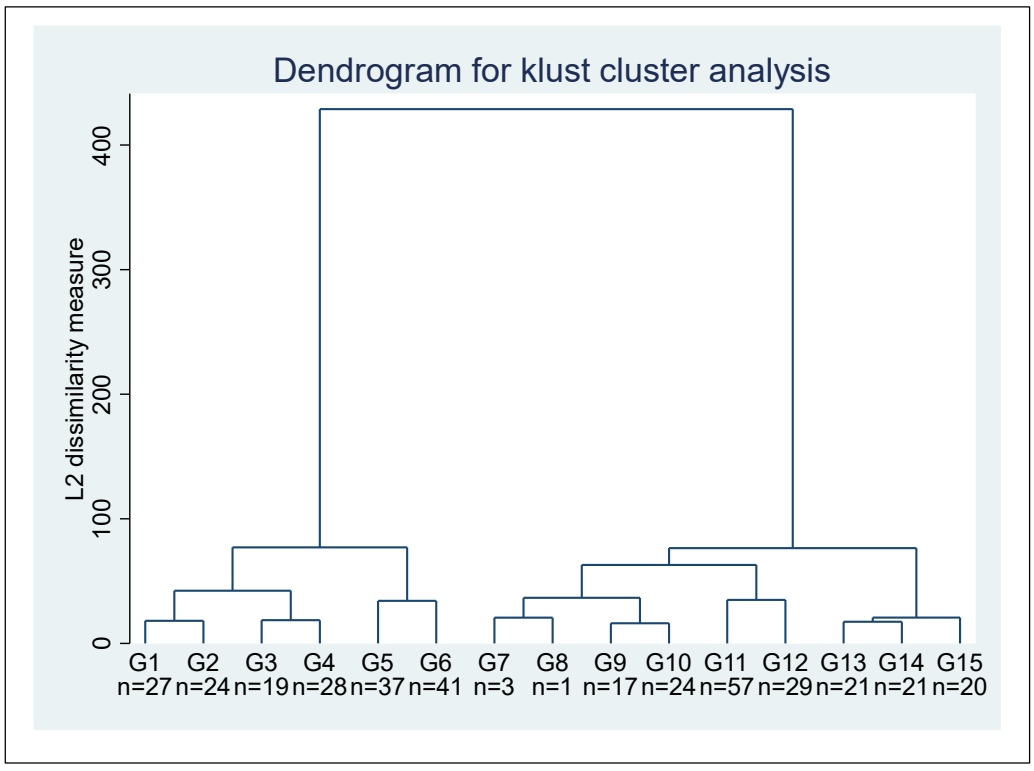
élevée (tableau 2) (Gil et Sanchez, 1997 ; Kamakura et Russel, 1989). Le graphique 1 ci-dessous confirme exactement les deux (2) segments révélés par le coefficient de Calinski.

Tableau 2. Nombre possible de classes des banques

Nombre de classes possible des banques	Calinski/ Harabasz pseudo-F
2	**1022,33 ***
3	530,59
4	521,57
5	427,73
6	514,36
7	427,46
8	368,12
9	469,35
10	416,34
11	373,87
12	339,64
13	312,35
14	291,62
15	270,89

*classe ayant le coefficient de Calinski/ Harabasz pseudo-F le plus élevé

Graphique 1 : Dendrogramme montrant le nombre de segment des banques de l'UEMOA



3.2 Segmentation du marché bancaire de l'UEMOA

Les résultats de l'analyse de segmentation du marché bancaire nous présentent deux (2) segments des banques dans l'UEMOA. Le premier segment des banques, le plus petit d'ailleurs (47,70%) est composé majoritairement des banques panafricaines transfrontalières (59,66%) suivies des banques nationales (26,70%). Ces banques du segment 1 résident majoritairement au Bénin, au Burkina Faso, en Côte d'ivoire et en Guinée-Bissau. Dans ce segment, les banques ont un Z-score estimé à 1,04 et un risque de crédit de 24%. Elles ont un niveau de capitalisation bancaire estimé à 5%. Les variables macroéconomiques comme le taux de croissance du PIB et l'inflation sont respectivement de 6,42% et 1,17% dans ce segment.

En revanche, le second segment (52,30%) qui est le plus grand, rassemble aussi majoritairement les banques panafricaines transfrontalières (57,51%) mais suivies ici des banques étrangères (21,76%). Ces dernières résident majoritairement au Mali, au Niger, au Sénégal et au Togo. Ces banques affichent un Zscore estimé à 2,83 et un risque de crédit de 27%, tandis que leur niveau de capitalisation bancaire est estimé à 14%. Le taux de croissance du PIB est de l'ordre de 5,55% et l'inflation de 1,71%. Ce résultat n'est pas conforme à ce que Barros et al. (2007) ont trouvé en identifiant, quant à eux, trois (3) segments hétérogènes des banques Européennes. Cette différence au niveau des résultats peut être liée à la différence entre les différentes méthodes de segmentation utilisées. La méthode utilisée dans la présente étude permet la prise en compte simultanée de plusieurs variables dans le processus de segmentation contrairement à beaucoup d'autres études qui elles se basent généralement sur un seul critère pour ressortir les différentes agglomérations au sein du marché bancaire Mohammad et al. (2020). Il faut préciser que cette approche de la segmentation adoptée dans notre étude est conforme à la théorie de Porter (2000). Le cluster bancaire permet de mettre en évidence la concentration géographique de banques interconnectées dans une région. Cette caractéristique va permettre aux autorités monétaires d'atteindre plus efficacement leurs cibles à travers une différenciation des politiques monétaires suivant les segments.

On constate que le Z-score au niveau du segment 1 est inférieur et statistiquement différent du Zscore au niveau du segment 2. Ce qui implique le risque de défaillance des banques est plus élevé dans le segment 1 que dans le segment 2. Ce résultat peut être dû au fait que les banques dans le segment 2 ont un niveau de capitalisation bancaire très élevé comparativement à celles du segment 1. Cette analyse de segmentation crédibilise les dispositifs de Bâle II et Bâle III à travers le segment 2, lesquels dispositifs exigent un niveau de fonds propres élevé aux banques afin de favoriser la stabilité bancaire. Ces constats sont aussi conformes aux conclusions de (Mohammad et al., 2020), qui stipulent que la rigueur dans la réglementation des fonds propres, et dans la gestion du risque de crédit ont un impact positif et significatif sur la stabilité bancaire. Plus loin, on constate sur chaque segment qu'à des niveaux de ratios de liquidité élevés correspond des niveaux faibles de crédit à l'économie. On peut donc dire que les banques de l'UEMOA ont tendance à rationner le crédit en dépit de la disponibilité de liquidité. Ce résultat est conforme à celui de Munteanu (2012) selon lequel le ratio du prêt non performant est négativement lié au risque de liquidité. Iqbal (2012) a montré également que le ratio du prêt non performant a un impact négatif sur le risque de liquidité des banques islamiques et conventionnelles malaisiennes.

Tableau 3. Segmentation du marché des banques de l'UEMOA

Variables	Segment 1 (47,70%)	Segment 2 (52,30%)	Test statistique
Ratio de liquidité	0, 32	0,43	-1,37*
Risque de crédit	0,24	0,27	-4,82***
Z-score	1 ,04	2 ,83	-3, 31***
Capitalisation bancaire (CAR)	0,05	0,14	-3,22***
ROA	-0,004	0,004	-1,71**
ROE	0,01	0,11	-1,24
Taille de la banque	12,27	12,04	1,84**
Ecart de liquidité	5,88	6,24	-0,92
Taux de croissance du PIB (%)	6,42	5,55	8,61***
Inflation (%)	1,17	1,71	-3,58***
Type de Banques de l'UEMOA (%)			
1 Banques panafricaines transfrontalières	59 ,66	57,51	4,86*
2 Banques nationales	26,70	20,73	
3 Banques étrangères	13,64	21,76	
Pays de l'UEMOA (%)			
1 Bénin	22,16	-	8,68
2 Burkina	25	-	
3 Cote d'ivoire	47,73	**0 ,52**	
4 Guinée-Bissau	**5,11**	-	
5 Mali	-	**23 ,32**	
6 Niger	-	20,21	
7 Sénégal	-	35,75	
8 Togo	-	**20,21**	

Seuils de significativité : 1 % ***, 5 % ** et 10 % *

3.3. Déterminants du risque de liquidité à travers les segments

Dans l'optique d'approfondir les analyses, les deux (2) segments obtenus ont été dichotomisés. En effet, le segment 1 prend la valeur 1 (les banques les plus instables), tandis que le segment 2 prend la valeur 0 (les banques les plus stables). Par la suite, une estimation Probit a été effectuée pour ressortir les déterminants qui caractérisent les segments. Les résultats montrent que le modèle est globalement significatif au seuil de 1%. Par ailleurs, lorsque les fonds propres augmentent, les banques ont plus de chances d'être stables. En particulier, si les fonds propres augmentent d'une unité, la probabilité pour que les banques soient instables diminue de 6%. Ce résultat est conforme à ceux de Ghenimi et Omri (2018) dans la région MENA. Le coefficient correspondant aux banques panafricaines transfrontalières est positif et significatif au seuil de 5%. Ce qui implique que le fait qu'une banque soit panafricaine augmenterait de 19% la probabilité qu'elle soit instable, tandis que cette augmentation de probabilité serait de 21% pour une banque nationale. Les banques nationales seraient donc plus instables que les autres banques.

Il ressort aussi que lorsque le PIB augmente, les chances pour que les banques soient risquées augmentent. Ce résultat est contre-intuitif et contraire aux conclusions des travaux antérieurs sur l'UEMOA. Cette contre-intuition appelle à un approfondissement de l'analyse. Il demeure que les pays qui ont des niveaux de PIB élevés se retrouvent majoritairement dans le segment 1 qui est le segment le plus risqué. En outre, l'estimation du probit indique que la probabilité qu'une banque soit plus risquée (segment 1) est de 47%, contre 53% pour une banque moins risquée (segment 2) dans la zone UEMOA. De plus, les résultats des tests post-estimations nous montrent que, le taux de bon classement est de 76,69% supérieur à 50%. Le modèle a donc une bonne qualité prédictive. La probabilité associée à la statistique du test de Hosmer-Lemeshow est supérieure à 5% (p=0,06>5%).

Tableau 4 : Estimation des déterminants du risque d'instabilité à travers les segments

Variables	Coefficients	Effets marginaux
Taille	0,17**	0,06
	(0,79)	
Log (Fondspropre)	-0,06*	-0,02
	(0,03)	
Banque Panafricaine	0,50**	0,19
	(0,23)	
Banque nationale	0,57**	0,21
	(0,26)	
Banque Côte d'ivoire	2,40***	0,63
	(0,42)	
Taux de croissance PIB	0,33***	0,13
	(0,07)	
Taux d'inflation	-0,11**	-0,04
	(0,05)	
Constante	-4,22***	-
	(1,01)	
Wald chi2(7)	175,41***	-
Pseudo-R^2	0,34	-
Observations	369	-
Tests	**Résultats des postestimations**	
Taux de bon classement (%)	76,69	-
Taux d'erreur de classement (%)	23,31	-
	Statistique	Probabilité
Test de qualité d'ajustement (Hosmer-Lemeshow)	402,95	0,06

Ecart-type en parenthèses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 et Variable expliquée=risque d'instabilité (1=banque plus risquée et 0=banque moins risquée

CONCLUSION

Cet article propose une analyse du marché bancaire en tenant compte de l'hétérogénéité des risques de liquidité dans l'UEMOA. L'identification de segments du marché bancaire se basant sur les caractéristiques des banques fait ressortir deux (2) segments hétérogènes. Le premier segment est caractérisé par un risque d'instabilité un peu plus élevé que celui du second segment. Cette étude offre donc une évidence empirique de la segmentation du secteur bancaire de l'UEMOA. La rigueur dans la réglementation des fonds propres faciliterait une réduction de risque de liquidité et favoriserait la stabilité bancaire. L'implication de la Banque Centrale, à travers la définition des politiques de financement et d'exigence des dispositifs de Bâle II et Bâle III, faciliterait le maintien de la stabilité au sein des banques de l'UEMOA. Une politique commune pour l'ensemble des banques de l'UEMOA pourrait ne pas être efficace. En revanche, des politiques bancaires spécifiques par segment sont indispensables pour une meilleure stabilité bancaire. Dans le cadre d'une politique d'injection de liquidité de la Banque Centrale par exemple, le premier segment doit être privilégié par rapport au second.

BIBLIOGRAPHIE

Allen, L., and Jagtiani, J., (1997). Risk and Market Segmentation in Financial Intermediaries' Returns, Journal of Financial Services Research 12 :2/3 159±173 (1997).

Aurier, P. (2015). Segmentation : Une approche methodologique: 54-75.

Banque du Canada (2011). Comprendre et mesurer le risque de liquidité : une sélection d'études récentes, 12p.

Barros, C. P., Caporale, G. M. et Gil-Alana, L. A. (2007). Identification of segments of European banks with a latent class frontier model, CESifo working paper, No. 2110, Center for Economic Studies and Ifo Institute (CESifo), Munich.

BCEAO (2016). Dispositif prudentiel applicable aux établissements de crédit et aux compagnies financières de l'union monétaire ouest africaine, 155p.

Bernanke, B., Gertler, M. (1989). Agency costs, net worth, and business fluctuations. Am. Econ. Rev. 79 (1), 14–31.

Birol, E., Asare-Marfo, D. et Roy, D., (2011). A Latent Class Approach to Investigating Farmer Demand for Biofortified Staple Food Crops in Developing Countries: The Case of High-Iron Pearl Millet in Maharashtra, India. HarvestPlus Working Paper N°7.

Calinski, R.B.et Harabasz, J., (1974). A dendrite method for cluster analysis. Communications in statistics. 3: 1-27.

Carrieri, F., Errunza, V., and Sarkissian, S., (2004). Industry Risk and Market Integration Management Science, Feb., 2004, Vol. 50, No. 2 (Feb., 2004), pp. 207-221.

Claessens, S., Djankov, S., Fan, J.P.H., Lang, L.H.P., (2002). Disentangling the Incentive and Entrenchment Effects of Large Shareholdings. The Journal of Finance 57 (6), 2741–2771.

Gauthier, C., et Tomura, T., (2011). Comprendre et mesurer le risque de liquidité : une sélection d'études récentes, revue de la Banque de Canada, 10p.

Ghenimi, A., et Omri, M. A. B., (2018). Les déterminants du risque de liquidité dans les banques islamiques : cas de la région MENA, la revue gestion et organisation (10) 127 – 136.

Gil, J.M. et M Sánchez, (1997). Consumer preferences for wine attributes : a conjoint approach. British Food Journal 99(1): 3–11.

Gorton, G., Schmid, F.A., (2000). Universal banking and the performance of German firms. J. Financ. Econ. 58, 29–80.

Iqbal, A. (2012). Liquidity risk management: A Comparative Study between Conventional and Islamic Banks of Pakistan. Global Journal of Management and Business Research, 12(5).

Jadczaková,V.(2013). Review of segmentation process in consumer markets. Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis, 2013, LXI, No. 4, pp. 1215–1224.

Kamakura, W. et Gary, R., (1989). A Probabilistic Choice Model for Market Segmentation, https://www.researcgate.net/publication/230596285 .

Kotler, K.M., (2015). Marketing management. 15eme édition. Nouveaux horizons, 877pages.

Louviere, J.J, Hensher D.A, and Swait, J.D., (2000). Stated choice methods : Analysis and applications. Cambridge : Cambridge University Press.

Louvrière, J.J., Hensher, D. A., et Swait, J.D. (2000). State Choice Methods : Analysis and Applications, 30 p.

Mohammad, S., Asutay, M., Dixon, R., Platonova, E., (2020). Liquidity risk exposure and its determinants in the banking sector : A comparative analysis between Islamic, conventional and hybrid banks, Journal of International Financial Markets, Institutions & Money.

Munteanu, I. (2012). Bank liquidity and its determinants in Romania. Journal of Economics and Finance, 3, 993–998.

Porter, M., (2000). Location, Competition, and Economic Development : Local clusters in a global economy. Economic Development Quarterly, 14, 1 :15-34.

Quamar T., Maniani A., et Fawzi S., (2020). Les déterminants du risque de liquidité des banques marocaines : Une analyse par la méthode des données de panel, Revue Française d'Economie et de Gestion « Volume 1 : Numéro 3 » pp : 255 - 279.

Rakotomalala, R., (2016). Analyse de l'algorithme de classification automatique « TwoStep Cluster » de SPSS. Détection automatique du nombre de classes. Comparaison avec d'autres méthodes mixtes implémentées dans SPAD, Tanagra et R, 129pages.

Robinson, H.W., (1938). The Equilibrium Price in a Perfect Inter-Temporal Market. Econometrica, Vol. 6, No. 1 (Jan), pp. 48-62.

Roubini, N., et Mihm, S., (2010). Crisis Economics, The Penguin Press, N.Y., USA.

Roy, A. D., (1952). Safety First and the Holding of Assets, *Econometrica* 20(3), 431-449.

Smith, W.R., (1956). Product differentiation and market segmentation as alternative marketing strategies. The Journal of Marketing, Vol. 21, No. 1 (Jul., 1956), pp. 3-8.

Stiglitz, J.E., (2010). The Stiglitz Report, Reforming the International Monetary and financial Systems in the Wake of the global crisis, The New Press, New York, USA.

Thi Thu Hoa, L., Bruno, A., et Deveault, S., (2009). Application du data mining à la segmentation du marché des meubles aux États-Unis. 8ème Congrès International de Génie Industriel – GI 2009, Bagnères de Bigorre, 10-12juin 2009, 6p.

Upadhyaya, R., (2011). Analyzing the Sources and Impact of Segmentation in the Banking Sector : A Case Study of Kenya ; Thesis submitted for the degree PhD in Economics 2011. Department of Economics School of Oriental and African Studies (SOAS) University of London.

Valverde, S.C., Humphrey, D.B., and Paso, R.L., (2007). Analyse the efficiency of Spanish banks with parametric and stochastic frontier models, and Dietsch and Weill (2000) compare the efficiency of French and Spanish banking with a parametric-free distribution approach.

Valverde, S.C., Humphrey, D.B., and Paso, R.L., (2007). Opening the black box : Finding the sources of cost inefficiency. Journal of Productivity Analysis, 27,3, 209-220.

Varian, H.R. (1984). The nonparametric approach to production analysis. Econometrica, 52, 579-597.

Vernette, E, (2013). L'essentiel du marketing. 3eme édition. Groupe Eyrolles, 488 pages.

Wedel, M., et Kamakura, W.A., (2012). Market segmentation : Conceptual and methodological foundations (Vol. 8). Springer Science & Business Media.

NOTE AUX AUTEURS

Publication des études et travaux de recherche dans la Revue Economique et Monétaire de la BCEAO

La Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest publie semestriellement, dans la Revue Economique et Monétaire (REM), des études et travaux de recherche.

I – MODALITES

a) L'article à publier doit porter sur un sujet d'ordre économique, financier ou monétaire et présenter un intérêt scientifique avéré, pour la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) en général ou les Etats membres de l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA) en particulier. Bien que son ambition soit de vulgariser les travaux scientifiques produits au sein de l'UEMOA et/ou portant sur l'UEMOA dans les domaines économique, monétaire ou financier, la REM reste ouverte à la réflexion émanant des chercheurs extérieurs et/ou développée par les spécialistes des autres disciplines des sciences sociales.

b) Les articles publiés dans un même numéro de la Revue peuvent porter sur des questions différentes. Toutefois, en fonction de l'actualité et/ou de l'acuité de certains sujets, des numéros thématiques et des numéros spéciaux peuvent être publiés. Les numéros thématiques sont destinés à faire le point sur une problématique particulière, dont ils font ressortir toute la richesse et la complexité. Les numéros spéciaux sont, quant à eux, réservés à la publication de dossiers spécifiques qui, sans être thématiques, présentent néanmoins des points de convergence sur certains aspects. Des Actes de colloques ou de séminaires, des rapports de recherche ou des travaux d'équipe peuvent alimenter ces numéros spéciaux.

c) La problématique doit y être clairement présentée et la revue de la littérature suffisamment documentée. Il devrait apporter un éclairage nouveau, une valeur ajoutée indéniable en infirmant ou confirmant les idées dominantes sur le thème traité.

d) L'article doit reposer sur une approche scientifique et méthodologique rigoureuse, cohérente, et pertinente, et des informations fiables.

e) Il doit être original ou apporter des solutions originales à des questions déjà traitées.
f) Il ne doit avoir fait l'objet ni d'une publication antérieure ou en cours, ni de proposition simultanée de publication dans une autre revue.

g) Il est publié après avoir été examiné et jugé conforme à la ligne éditoriale de la Revue par le Comité Editorial, puis avec une valeur scientifique qui lui est reconnue par le Comité Scientifique et avis favorable de son Président, sous la responsabilité exclusive de l'auteur.

h) Les articles peuvent être rédigés en français ou en anglais, et doivent comporter deux (2) résumés en français et en anglais.

i) Le projet d'article doit être transmis à la Direction de la Recherche et de la Statistique selon les modalités ci-après :

- ✓ en un exemplaire sur support papier par courrier postal à l'adresse :

Direction des Etudes et de la Recherche

BCEAO Siège, Avenue Abdoulaye FADIGA

BP 3108 Dakar, Sénégal.

- ✓ en un exemplaire par courrier électronique, en utilisant les logiciels Word pour les textes et Excel pour les tableaux, ou autres logiciels compatibles, aux adresses : rem@bceao.int et courrier.zdrp@bceao.int .

Si l'article est retenu, la version finale devra être transmise suivant les mêmes modalités.

II - PRESENTATION DE L'ARTICLE

a) Le volume de l'article imprimé en recto uniquement ne doit pas dépasser une trentaine de pages, annexes non compris (caractères normaux, police arial, taille 10,5 et interligne 1,5 ligne). En début d'article, doivent figurer les mots clés, ainsi que les références à la classification du Journal of Economic Literature (JEL).

b) Les informations ci-après devront être clairement mentionnées sur la page de garde :
- ✓ le titre de l'étude ;
- ✓ la date de l'étude ;
- ✓ les références de l'auteur : son nom, son titre universitaire le plus élevé, son appartenance institutionnelle et ses fonctions ;
- ✓ un résumé en anglais de l'article (500 mots maximum) ;
- ✓ un résumé en français (500 mots maximum).

c) Les références bibliographiques figureront :
- ✓ dans le texte, en indiquant uniquement le nom de l'auteur et la date de publication ;
- ✓ à la fin de l'article, en donnant les références complètes, classées par ordre alphabétique des auteurs, suivant la classification de Harvard (nom de l'auteur, titre de l'article ou de l'ouvrage, titre de la revue, nom de l'éditeur, lieu d'édition, date de publication et nombre de pages).

IMPRIMERIE BCEAO

BCEAO
BANQUE CENTRALE DES ETATS
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

Avenue Abdoulaye Fadiga
BP 3108 - Dakar - Sénégal
www.bceao.int