



CAHIER 02-2000

**LES DÉTERMINANTS DES FAILLITES
BANCAIRES DANS LES PAYS EN
DÉVELOPPEMENT : LE CAS DES PAYS DE
L'UNION ÉCONOMIQUE ET MONÉTAIRE
OUEST-AFRICAINE (UEMOA)**

Bruno POWO FOSSO



Université de Montréal

**Centre de recherche
et développement en économique**

C.P. 6128, Succursale Centre-ville
Montréal (Québec) H3C 3J7

Téléphone : (514) 343-6557

Télécopieur : (514) 343-5831

Adresse électronique : crde@crde.umontreal.ca

Site Web : <http://www.crde.umontreal.ca/>

CAHIER 02-2000

LES DÉTERMINANTS DES FAILLITES BANCAIRES DANS LES PAYS EN
DÉVELOPPEMENT : LE CAS DES PAYS DE L'UNION ÉCONOMIQUE ET
MONÉTAIRE OUEST-AFRICAINE (UEMOA)

Bruno POWO FOSSO¹

¹ Centre de recherche et développement en économique (C.R.D.E.) et Département
de sciences économiques, Université de Montréal

Janvier 2000

L'auteur tient à remercier son directeur de recherche, le professeur René Garcia, et les professeurs André Martens et Michel Poitevin pour leurs commentaires et suggestions. Il remercie également les participants à la conférence internationale sur la bonne gouvernance et le développement durable en Afrique tenue à Abidjan du 22 au 24 novembre 1999 pour leurs commentaires. L'auteur reste cependant seul responsable des erreurs et omissions.

ABSTRACT

This paper examines empirically the determinants explaining the bank failures observed in the West African Economic and Monetary Union (WAEMU) during 1980-1995. Using a conditional logit model on a panel data set, our results indicate that the variables which contribute positively on the probability of bank failures are: i) the level of debts to the central bank; ii) a low level of current accounts; iii) the commercial loans in relation to total loans; iv) the low amount of more than 2-10 year term deposits in relation to total assets, and v) the ratio of liquid assets to total assets. However, the variables which have a positive impact on the banks' likelihood of survival are: i) the ratio of capital to total assets; ii) the net income in relation to total assets; iii) the ratio of total loans to total assets; iv) the 2 year term deposits in relation to total assets, and v) the level of collateral in relation to total assets. The ratios of commercial loans to total assets and liquid assets to total assets are the variables explaining the commercial banks' failures, whereas the term deposits of more than 2-10 years are the causes of the development banks' failures. These failures have been considerably diminished by the setting up, in 1989, of a new commission bank regulation. In the WAEMU, the variable related to Senegal solely seems to have a positive impact on the probability of bank failures.

Key words: bank failures, central bank, development banks, commercial banks, bank regulation, WAEMU

RÉSUMÉ

L'objectif de ce papier est de déterminer les facteurs susceptibles d'expliquer les faillites bancaires au sein de l'Union économique et monétaire ouest-africaine (UEMOA) entre 1980 et 1995. Utilisant le modèle logit conditionnel sur des données en panel, nos résultats montrent que les variables qui affectent positivement la probabilité de faire faillite des banques sont : i) le niveau d'endettement auprès de la banque centrale; ii) un faible niveau de comptes disponibles et à vue; iii) les portefeuilles d'effets commerciaux par rapport au total des crédits; iv) le faible montant des dépôts à terme de plus de 2 ans à 10 ans par rapport aux actifs totaux; et v) le ratio actifs liquides sur actifs totaux. En revanche, les variables qui contribuent positivement sur la vraisemblance de survie des banques sont les suivantes : i) le ratio capital sur actifs totaux; ii) les bénéfices nets par rapport aux actifs totaux; iii) le ratio crédit total sur actifs totaux; iv) les dépôts à terme à 2 ans par rapport aux actifs totaux; et v) le niveau des engagements sous forme de cautions et avals par rapport aux actifs totaux. Les ratios portefeuilles d'effets commerciaux et actifs liquides par rapport aux actifs totaux sont les variables qui expliquent la faillite des banques commerciales, alors que ce sont les dépôts à terme de plus de 2 ans à 10 ans qui sont à l'origine des faillites des banques de développement. Ces faillites ont été considérablement réduites par la création en 1989 de la commission de réglementation bancaire régionale. Dans l'UEMOA, seule la variable affectée au Sénégal semble contribuer positivement sur la probabilité de faire faillite.

Mots clés : faillites bancaires, banque centrale, banques de développement, banques commerciales, réglementation bancaire, UEMOA

I- Introduction

Au milieu des années 1980, les pays membres de l'Union économique et monétaire ouest-africaine (UEMOA), ainsi que tous les autres pays de la zone Franc CFA sont confrontés à une grave crise économique qui affecte tous les secteurs de l'économie et plus particulièrement le secteur financier. Celle-ci s'est manifestée de manière spectaculaire à travers les difficultés qu'ont connues de nombreuses banques et institutions financières non bancaires.

La politique monétaire pratiquée par la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) avant la réforme de 1989 était principalement basée sur le refinancement d'une partie des prêts, dans le but d'orienter sectoriellement le crédit. Les refinancements accordés aux banques étaient soumis à un plafond, qui tenait lieu d'instrument de politique monétaire.

Cette politique de refinancement menée par la BCEAO a été peu favorable au développement de l'épargne, les banques disposant auprès de l'institut d'émission de ressources abondantes et bon marché avec le mécanisme du taux d'escompte préférentiel.

Avant 1989, la BCEAO possède trois classes de prêts. Les prêts aux gouvernements nationaux et à certains secteurs favorisés, comme l'agriculture, les petites entreprises et le développement des infrastructures, sont gouvernés par le taux d'escompte préférentiel (TEP). Un taux intermédiaire, le taux d'escompte normal (TEN), gouverne tous les crédits non couverts par la TEP. Le taux des avances sur titres, fixé à 1.5% au dessus du TEN, est appliqué sur tous les prêts sûrs.

En octobre 1989, le système des taux préférentiels qui avait des effets contre productifs est progressivement supprimé en faveur du taux d'escompte de l'institut d'émission (TES). Ce système contraignait les banques à prendre des marges minimales sur les opérations les plus risquées comme le crédit aux petites et moyennes entreprises. En outre, ce système avait conduit à des détournements; les crédits de campagne non indexés étaient parfois utilisés pour des opérations qui n'avaient rien à voir avec les exportations agricoles.

Les limites statutaires pour l'octroi de prêts aux gouvernements qui, en principe, ne doivent pas dépasser 20% des revenus fiscaux de l'année précédente, n'étaient pas respectées par les États membres. Ces derniers avaient trouvé des moyens pour contourner ces limites. Incapables d'utiliser la planche à billets, les États membres se sont arrangés pour financer de manière exagérée les entreprises parapubliques et autres secteurs porteurs pour avoir accès au système bancaire pour des prêts dont les remboursements étaient incertains.

Durant les années 80, on observe dans tous les États membres, un déclin de la production, une détérioration des termes de l'échange, une baisse des recettes publiques et la surévaluation du Franc CFA qui, ajoutés à d'autres facteurs que nous évoquerons, auront des répercussions négatives sur le système bancaire.

Soumises à ces chocs macro-économiques et structurels, certaines banques sont plus fragiles que d'autres.

Dans les sept pays membres de l'Union économique et monétaire ouest-africaine¹, les expériences de crises bancaires sont différentes. Au Bénin, les trois banques existantes ont fait faillite. C'est en Côte d'Ivoire et au Sénégal que l'on enregistre le plus grand nombre de défaillances bancaires soient respectivement huit et sept banques. La situation au Niger est semblable à celle du Togo; quatre banques sont liquidées dans chacun des pays. Au Burkina, une seule banque fait faillite alors qu'au Mali, toutes les banques sont saines .

Outre les causes macro-économiques mentionnées, la réglementation bancaire et le cadre comptable qui comportaient de multiples défauts sont l'un des principaux facteurs à l'origine de la crise des institutions bancaires. Ainsi, la mauvaise gestion des établissements bancaires s'est traduite par une réduction de leur marge bénéficiaire, ce qui a fortement augmenté leur vulnérabilité.

En plus de la mauvaise gestion, Diagne (1998), Caprio et Klingebiel (1996), Honohan (1993) et Servant (1991) évoquent également la fraude, l'interventionnisme des

¹ L'UEMOA compte actuellement huit pays. En dehors des sept pays énumérés, il y a la Guinée Bissau qui a adhéré à l'Union en 1997. Ce qui signifie que durant la crise des années 80, il n'y avait que sept qui constituaient ce qu'on appelait l'Union monétaire ouest-africaine (UMOA). L'UEMOA n'a été instituée qu'en 1996.

États sur le système bancaire, la détérioration des systèmes et procédures judiciaires, la mauvaise supervision des banques et l'insuffisance du contrôle prudentiel.

Ces études théoriques sont très générales car fondées sur des faits stylisés et se limitant pour la plupart à deux ou trois pays membres de l'Union.

Depuis les travaux de Beaver (1966) et d'Altman (1968), les études ayant pour but de déterminer les causes des faillites des entreprises en général et des banques en particulier n'ont cessé de se développer.

Ainsi, les précédentes études empiriques sur les faillites bancaires aux États-Unis ont conduit aux résultats suivants: les faillites des banques sont positivement corrélées à la variation du taux d'intérêt sur les dépôts à terme, à la croissance des dettes (Meyer et Pifer, 1970); à l'augmentation des prêts commerciaux, des dépenses de fonctionnement et à l'accroissement des actifs risqués (Martin, 1977; Sinkey, 1975); à la mauvaise gestion (Barr et al., 1994).

Pour évaluer la fragilité bancaire au sein de l'Europe, Goyeau et Tarazi (1992) montrent que les défaillances bancaires sont positivement reliées à une forte exposition aux risques de portefeuille et à une diminution du degré de couverture. Ce résultat confirme celui de l'étude de Boyd et Graham (1988). A savoir que, dans le cadre des fusions entre compagnies bancaires et autres firmes financières aux États-Unis, ces dernières sont plus exposées aux risques de portefeuille et ne disposent pas assez de capitaux propres pour se couvrir contre les risques.

De façon plus générale, Demirgüç-Kunt et Detragiache (1998) étudient les facteurs qui seraient associés à l'émergence de crises bancaires systémiques dans les pays développés et en développement. Ils aboutissent à la conclusion que les crises tendent à survenir lorsque l'environnement macro-économique est défavorable, particulièrement lorsque la croissance est faible et l'inflation élevée.

Dans les pays en développement en général et de l'UEMOA en particulier, très peu d'études empiriques ont été réalisées. Utilisant un modèle de durée, Gonzalez-Hermisillo et al. (1997) montrent que la fragilité du système bancaire au Mexique est due aux facteurs spécifiques aux banques, aux conditions macro-économiques et aux effets de contagion potentiels. Pour ces auteurs, les variables spécifiques aux banques que sont le ratio prêts non productifs par rapport aux actifs, la part des prêts pour habitat par rapport

aux actifs et les profits marginaux faibles ont fortement contribué à la fermeture des banques. De même, les facteurs macro-économiques tels que les taux d'intérêt élevés et la dépréciation du taux de change ont accru la probabilité de faillite des banques.

Dans l'UEMOA, Powo (1997) montre que le risque de portefeuille est la principale cause des faillites bancaires dans les pays membres. Caprio et Klingebiel (1996) sur un échantillon de soixante neuf pays, montrent que les origines de crises bancaires au Bénin, en Côte d'Ivoire et au Sénégal, sont principalement la détérioration des termes de l'échange, les prêts bancaires aux entreprises parapubliques, le manque de discipline fiscale et l'appréciation du taux de change.

Ces études empiriques ne sont pas très élaborées. L'étude menée par Powo (1997) n'explique pas tous les facteurs qui sont à l'origine des défaillances bancaires. Elle se limite aux risques de portefeuille et de couverture.

Quant à l'étude de Caprio et Klingebiel (1996), elle est restreinte aux variables macro-économiques, c'est-à-dire, ne prend pas en compte les variables financières spécifiques aux banques. Il en est de même de celle menée par Demirgüç-Kunt et Detragiache (1998). En outre, ces études sont limitées à quelques pays membres de l'UEMOA et non à l'ensemble.

La présente étude se propose de déterminer de façon empirique les principaux facteurs qui pourraient expliquer les défaillances bancaires dans l'UEMOA. Nous supposons que les facteurs spécifiques aux banques, les conditions macro-économiques et les changements institutionnels peuvent être à l'origine des défaillances bancaires.

Nous allons examiner ces propositions en étudiant les déterminants de la probabilité de faire faillite à l'aide d'un modèle logit conditionnel avec des données annuelles en panel. Notre panel est composé d'un échantillon de quarante huit banques - dont seize en faillite- représentant l'ensemble des pays, et ce sur la période 1980-1995.

Les motifs d'une telle étude sont de deux ordres. Premièrement, le nombre d'établissements bancaires en liquidation ou engagés dans des programmes d'assainissement dans l'ensemble des pays membres de l'UEMOA, s'élève au cours de la période 1980-1995 à plus d'une trentaine sur soixante-dix, dont quinze banques de développement en faillite (Diagne, 1998; Servant, 1991). Ce qui représente des pertes énormes pour les pays membres.

Deuxièmement, le montant des créances refinancées par la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest, pour venir en aide aux établissements bancaires en difficulté, est compris entre 400 et 500 milliards de francs CFA, soit environ le quart de la masse monétaire en circulation (Servant, 1991). Par ailleurs, la Banque Mondiale (1989) souligne que plus de vingt-cinq pour cent des crédits bancaires alloués durant la période 1980-1989 ont été non productifs et représentaient près de six fois la somme des capitaux, des réserves et des provisions des banques.

Le reste de notre travail est réparti de la manière suivante. Dans la deuxième section, nous présentons l'ampleur de la crise dans les pays membre de l'UEMOA ainsi que les conséquences qu'elle a engendrées. La troisième section est consacrée à l'étude des données et des variables explicatives retenues pour les estimations. Dans la quatrième section nous présentons le cadre méthodologique. Nous analysons et commentons nos résultats empiriques dans la cinquième section. Enfin, la conclusion et les recommandations constituent la dernière section.

II- La crise bancaire dans l'UEMOA

La crise des systèmes financiers dans l'Union économique et monétaire ouest-africaine (UEMOA) est une crise qui touche à la fois les établissements bancaires et les institutions financières non bancaires.

2-1 Ampleur de la crise dans les pays membres

A la fin de l'année 1988, plus de 30 banques dans l'ensemble des pays membres sont en situation de difficultés déclarées, c'est-à-dire connaissent des problèmes de rentabilité et de solvabilité (Servant, 1991). La situation est différente entre les pays (voir tableau 1).

Le Bénin constitue un cas extrême puisque la totalité du secteur bancaire était en faillite. On note ainsi les fermetures de la Banque Béninoise de Développement (BBD) en 1989, de la Banque Commerciale du Bénin (BCB) et de la Caisse Nationale de Crédit Agricole (CNCA) en 1990.

Caprio et Klingebiel (1996) indiquent que 80% du portefeuille de prêts de ces banques étaient non rentables.

La situation du Sénégal était assez grave puisque la quasi-totalité des banques du secteur public s'était effondrée. Ceci est illustré par la liquidation de la Banque Nationale de Développement du Sénégal² (BNDS) en 1990, la faillite de la Société Financière pour le Développement de l'Industrie (SOFISEDIT) en 1989 et la fermeture de la Société Nationale de Banque (SONABANK) en 1989. On note aussi la cessation d'activité de plusieurs banques commerciales telles que l'Union Sénégalaise de Banque (USB) en 1989, Assurbank en 1990, la Banque Sénégal-Kowétienne (BSK) en 1990 et Bank of Credit and Commerce International (BCCI) en 1991.

La fermeture de ces sept banques représente à peu près 20 à 30% des actifs du système financier (Caprio et Klingebiel, 1996).

² La distinction entre banque de développement et banque commerciale a été levée bien avant la réforme de 1989. Ce qui signifie que toutes ces banques effectuent des opérations commerciales auprès des clients.

Au Mali, la situation est de loin la meilleure parmi tous les autres pays. En effet, seule la Banque de Développement du Mali (BDM) connaît des difficultés mais ne fait pas faillite.

La situation au Niger est presque identique à celle du Sénégal. Toutes les banques étatiques ont fait faillite: la Banque de Développement de la République du Niger (BDRN) en 1992 et la Caisse Nationale de Crédit Agricole (CNCA) en 1988. Les banques commerciales, Banque Islamique du Niger (BIN) et Bank of Credit and Commerce du Niger (BCC-N) sont également liquidées.

Toujours au Niger, la Banque Internationale pour l'Afrique Occidentale du Niger (BIAO-N) absorbe la Banque Internationale pour le Commerce et l'Industrie du Niger (BICIN) en 1989.

En Côte d'Ivoire, le secteur bancaire public était plus dégradé que dans tous les autres pays de l'Union. Entre 1988 et 1991, six banques de ce secteur, à savoir, la Banque Nationale pour le Développement Agricole (BNDA), la Banque Nationale pour l'Épargne et le Crédit (BNEC), le Crédit de Côte d'Ivoire (CCI), la Banque Ivoirienne de Développement Industriel (BIDI), la Banque Ivoirienne de Construction et de Travaux Publics (BICT) et la Banque Ivoirienne d'Épargne et de Développement des Postes et Télécommunications (BIPT) font faillite.

À côté des faillites bancaires du secteur public, les banques commerciales telles que Bank of Credit and Commerce International Côte d'Ivoire (BCCI) et Banco Do Brasil sa. (BB.sa) sont liquidées au cours de la même période. Ecobank absorbe Chase Manhattan Bank (CMB) en 1989.

La situation au Burkina Faso n'est pas très loin de celle du Mali. Une seule banque, à savoir la Banque Nationale de Développement du Burkina (BNDB) fait faillite en 1993. On note cependant une fusion entre trois banques commerciales en 1995: la Banque pour le Financement du Commerce et des Investissements (BFCI), la Caisse Autonome d'Investissement (CAI) et l'Union Révolutionnaire des Banques (UREBA).

Au Togo, durant la période 1990-1994, trois banques sur un total de neuf font faillite. Parmi ces trois banques, on note la Caisse Nationale de Crédit Agricole (CNCA) qui fait partie du secteur public. Les deux autres, à savoir, la Banque Commerciale du Ghana (BCG) et la Bank and Credit International (BCCI) sont des banques commerciales

privées. Il faut cependant souligner qu'en 1984, la Banque Libano-Togolaise (BLT) avait cessé ses activités.

Tableau 1 : Nombre de faillites bancaires de 1980 à 1995 dans l'UEMOA

	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo	Total
Faillites	4	1	8	0	3	7	4	27
(dont banques d'État)	2	1	6		2	3	1	
Fusions ou Absorptions	0	1	1	0	1	0	0	3
Total	4	2	9	0	4	7	4	30

Source : BCEAO, BCEAO, Bilan des banques et des établissements financiers de l'UMOA

Le phénomène de dégradation s'étend également au secteur financier non bancaire. Vingt-cinq établissements financiers non bancaires³ ont été liquidés au cours de la période 1980-1993 dans l'ensemble de l'Union.

Ces faillites multiples ont eu des effets néfastes sur les économies des pays membres.

2-2 Les conséquences des faillites bancaires dans l'UEMOA

Nous devons distinguer les coûts privés des coûts sociaux des faillites.

³ Source : BCEAO, Bilan des banques et des établissements financiers de l'UMOA.

2-2-1 Les coûts privés

Ces coûts sont supportés par les propriétaires des banques concernées et par tous ceux qui y ont des intérêts financiers, à savoir, les déposants, les détenteurs d'obligations émises par les banques et les autres créanciers.

Les coûts privés des faillites bancaires sont de deux types (Bordes, 1991). Les faillites font supporter des coûts privés directs. En effet, les procédures de redressement judiciaire ont été coûteuses pour l'ensemble des pays: honoraires des administrateurs provisoires ou des liquidateurs désignés par le tribunal; dépenses supportées par les créanciers pour faire valoir leurs droits.

Les faillites font aussi supporter des coûts indirects. Ceux-ci sont liés aux difficultés de fonctionnement de la banque: difficultés pour recruter et conserver le personnel; temps consacré à la procédure judiciaire plutôt qu'à la gestion de la banque; opportunités d'investissement et de vente qui ne peuvent être saisies; difficultés pour trouver des moyens de financement etc.

Un autre coût indirect vient du fait que les déposants qui sont à la fois créanciers et clients de la banque doivent non seulement établir de nouvelles relations de clientèle avec d'autres banques mais aussi récupérer le montant de leurs dépôts, ce qui peut prendre du temps.

La récupération par les déposants du montant de leurs dépôts dans les pays de l'UEMOA pendant et après les faillites bancaires ne s'est pas fait sur le principe "premier arrivé, premier servi", principe qui consiste à rembourser la totalité de la somme due au premier arrivé (Diamond et Dybvig, 1983).

Dans ces pays, le remboursement a plutôt été échelonné dans le temps sur la base d'un montant fixé par les autorités. Ainsi, un déposant qui avait dans son compte, par exemple, un million de francs cfa, ne pouvait faire qu'un retrait d'un montant inférieur ou égal à cinquante mille francs cfa, et ce une fois par mois dans le meilleur des cas, dans certain pays comme le Bénin.

Cette situation a eu pour conséquence la "fuite devant les institutions financières" et le développement accéléré de la finance informelle dans ces pays; le public ayant perdu confiance auprès du système bancaire réglementé.

Pour illustrer ce phénomène de “fuite devant les institutions financières”, le tableau 2 nous donne le pourcentage de titulaires de comptes dans les pays membres de l’UEMOA. On constate que dans un pays comme le Bénin, moins de 1.5% de la population a accès aux banques en 1995. Au Burkina, ce taux est de 1.76% en 1992 et de 1.22% en 1994. Quant au Mali, moins de 2% de la population ont accès aux banques en 1995.

C’est au Niger qu’on observe le plus faible développement financier. En effet, moins de 0.3% de la population en 1994 dispose d’un compte bancaire.

Le pourcentage de titulaires de comptes bancaires au Sénégal et au Togo est presque identique, soit respectivement de 3.18% et 3.05% en 1995.

C’est la Côte d’Ivoire qui dispose de la meilleure couverture bancaire avec près de 5% de sa population qui est titulaire d’un compte au cours de la période 1991-1994.

Tableau 2: Pourcentage du nombre de titulaires de compte dans la population totale

Années	Bénin	Burkina Faso	Côte d’Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo	UEMOA
1991	Nd	Nd	4.59	0.98	Nd	0.16	Nd	1.21
1992	0.80	1.76	5.44	1.88	0.19	2.64	3.69	2.54
1993	1.16	1.52	5.24	2.14	0.34	2.66	2.84	2.49
1994	1.35	1.22	5.12	1.94	0.23	3.18	3.05	2.48
1995	1.40	Nd	1.86	1.80	Nd	2.55	2.53	1.35

Source : Diagne (1998).

Cette situation n’est pas singulière aux ménages. Les entreprises ont aussi été mises en difficulté par le blocage de leurs dépôts dans les banques défailtantes, et ont eu un accès très difficile aux ressources bancaires de moyen et long terme pour financer leurs investissements. Ce qui a entraîné la faillite de plusieurs d’entre elles.

À côté des coûts privés, il y a des coûts supportés, non pas par les ménages et les entreprises ou le gouvernement, mais par toute la société.

2-2-2 Les coûts sociaux des faillites

Quand les faillites bancaires se multiplient, le public s'efforce de ne pas en supporter les coûts et échange ses dépôts contre des billets. Les banques pour se protéger contre ce risque, vont détenir des réserves excédentaires plus importantes, ce qui accentue la contraction de l'offre de monnaie. Cette réduction de la masse monétaire peut enclencher un processus récessionniste. Ce qui a pour conséquence une baisse de l'activité économique et une augmentation du chômage (Bernanke, 1983).

Ces faillites ont également fragilisé la politique monétaire de la banque centrale qui ne pouvait plus atteindre les objectifs de réduction de l'inflation (l'inflation se situait en moyenne autour de 5.4% dans l'ensemble de pays au cours de la période 1980-1989) parce que les contreparties de la masse monétaires étaient utilisées pour financer les pertes des banques.

Ainsi, Caprio et Klingebiel (1996) montrent qu'au Bénin, les pertes sont estimées à 95 milliards de Fcfa, soient 17% du PIB. En Côte d'Ivoire, les coûts supportés par le gouvernement pour venir en aide aux banques sinistrées s'élèvent à 677 milliards de Fcfa, ce qui est équivalent à 25% du PIB. Il faut souligner que, la BNDA, à elle seule a été liquidée avec une dette de 48,7 milliards. Au Sénégal, toujours selon ces auteurs, les pertes se chiffrent à 830 millions de dollars, ce qui représente 17% du PIB.

Cette crise a été néfaste pour le développement des pays membres de l'UEMOA. En effet, il devenait très difficile de financer les opérations d'investissements puisque les mauvais crédits avaient évincé les crédits sains. Ces mauvais crédits ont affecté négativement la rentabilité des banques et les ont incitées à limiter les risques.

La liquidation des banques représente aussi un fardeau pour les finances publiques dans la mesure où une partie des recettes devient illiquides et où le Trésor est amené à soutenir les banques directement ou indirectement, par exemple, en maintenant des dépôts dans celles qui sont en difficulté.

Les évolutions macro-économiques et sectorielles des faillites bancaires dans l'UEMOA ont faussé les rapports des prix, et détourné les flux de crédits vers la consommation, les biens non échangeables, la production pour le marché intérieur.

Les conséquences de faillites bancaires dans l'UEMOA ont été coûteuses à la fois pour les ménages, les entreprises et les gouvernements. Elles nous amènent à nous interroger sur les principaux facteurs qui peuvent en être à l'origine. Seule une analyse empirique sur un échantillon significatif de banques provenant des différents pays peut nous permettre d'en élucider les causes.

III- Les données

3-1 Sélection de l'échantillon

Le développement d'un modèle statistique de faillite requiert (Lane et al., 1986) :

- i- L'identification d'un échantillon de banques saines pour servir de base de comparaison avec les banques en faillite.
- ii- Les données comptables concernant les banques en question sur plusieurs années avant la faillite.

Ainsi, nous avons sélectionné dans les *Bilans Annuels des Banques et Établissements financiers dans l'UMOA* publiés par la BCEAO (Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest), un échantillon de banques comprenant des banques saines et celles qui ont fait faillite sur la période 1980-1995 (voir liste des banques en faillite en annexe).

La source la plus accessible pour les données comptables sur les banques en question , demeure encore les *Bilans Annuels des Banques et Établissements financiers dans l'UMOA*.

Notre population comprend 79 banques dont 30 en faillite. Cependant, nous n'avons retenu qu'un échantillon de banques dont les données étaient disponibles sur la période 1980-1995, soient 48 banques dont 16 en faillite⁴ et 32 en survie (tableau 3).

3-2 Sélection des variables

Les variables explicatives que nous avons retenues pour notre estimation sont présentées dans le tableau 4 ainsi que les signes attendus. Il s'agit de variables financières spécifiques aux banques. Nous allons aussi utiliser des variables auxiliaires pour capter les effets années et les effets pays. Mais comme les signes de ces variables ne peuvent pas être anticipés, elles ne sont pas présentées dans ce tableau.

⁴ Sur les 16 banques en faillite, on dénombre 6 banques de développement c'est-à-dire appartenant aux États et 10 banques commerciales.

Tableau 3: Échantillon de banques retenues^a pour l'étude

	Bénin ^b	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo	Total
Nombre de banques								
en faillite	3	1	5	0	1	4	2	16
Nombre de banques								
en survie	0	3	10	6	2	5	6	32
Total	3	4	15	6	3	9	8	48

Source : BCEAO, Bilan des banques et établissements financiers de l'UMOA, divers numéros.

- Les données pour la Guinée Bissau ne sont pas disponibles car ce pays n'a adhéré à l'UEMOA qu'en 1997.
- Pour le Bénin, nous n'avons considéré que les banques dont les données étaient disponibles à partir de 1980. Il faut cependant noter que dès 1990, trois banques (Ecobank, Bank of Africa et Continental Bank) ont vu le jour dans ce pays.

Tableau 4: Définitions des variables explicatives

Variables explicatives	Signe attendu	
	Faillite	Survie
Capital sur actifs totaux (CA)	-	+
Crédits totaux sur actifs totaux (TCA)	+	-
Portefeuilles d'effets commerciaux sur crédits totaux (PECTC)	+	-
Crédits à court terme sur crédits totaux (CCTC)	+/-	+/-
Actifs liquides sur actifs totaux (ALA)	+/-	+
Comptes disponibles et à vue sur actifs totaux (CDCVA)	-	+
Dépôts à terme(2ans) sur actifs totaux (DT2A)	-	+
Dépôts à terme(+2 ans à 10 ans) sur actifs totaux (DT210A)	+/-	+
Prêts banque centrale sur actifs totaux (PBCA)	+	-
Bénéfices nets sur actifs totaux (BNA)	-	+
Actifs totaux sur actifs totaux du secteur bancaire (ATSB)	+/-	+/-
Crédits confirmés-part non utilisée sur actifs totaux (CFPNUA)	+	-
Engagements sous forme de cautions, avals sur actifs (EAACA)	-	+
Part de crédits bénéficiant de cautions, avals sur actifs(PCCAA)	-	+

3-2-1 Les variables financières spécifiques aux banques

Le ratio capital sur actifs totaux (CA) sert à amortir les chocs. On s'attend à ce que le signe de ce ratio soit négativement relié à la probabilité de faire faillite et positivement à celle de survie de la banque.

Les variables approximant le risque de crédits sont les crédits totaux sur actifs (TCA) et les crédits à court terme sur crédits totaux (CCTC). Les banques avec des actifs risqués vont offrir à perte une portion substantielle de ces actifs, ce qui aura pour conséquence la réduction des profits nets et du capital.

Ainsi, un ratio élevé de mauvais crédits sur les crédits totaux contribuerait positivement à la vraisemblance de faire faillite et négativement à celle de rester en survie. Le contraire peut aussi se produire, c'est-à-dire que ce ratio peut aussi avoir des effets positifs sur la probabilité de survie de la banque. Le signe de ce ratio est donc ambigu.

Le risque de marché peut être saisi par le ratio portefeuilles d'effets commerciaux sur crédits totaux (PECTC). En général, une forte exposition à un secteur vulnérable serait positivement reliée à la probabilité de faire faillite et négativement à celle de survie de l'établissement bancaire.

Les niveaux de profit par rapport aux actifs totaux (BNA) auraient un effet négatif sur la vraisemblance de faire faillite et positif sur la probabilité de survie.

Le ratio dépôts à terme de 2 ans sur actifs totaux (DT 2A) est supposé être négativement relié à la probabilité de faillite et positivement à celle de survie. En revanche, le signe attendu du ratio dépôts à terme de plus 2 à 10 ans sur actifs totaux (DT210A) est ambigu.

Une course pour les dépôts en augmentant les taux d'intérêt serait négativement corrélée à la probabilité de survie de la banque et positivement à celle de faillite. Ainsi, un volume important d'actifs liquides par rapport aux actifs totaux (ALA), permettrait à la banque, d'une part, de faire face à des retraits anticipés des déposants et serait alors négativement relié à la probabilité de faillite et positivement à celle de survie; d'autre part, des niveaux élevés de liquidité seraient détenus par les banques en difficulté.

Le niveau de bancarisation du public(c'est-à-dire le pourcentage de titulaires de comptes bancaires) est estimé par le rapport comptes disponibles et à vue sur actifs totaux (CDCVA). Plus le public fait confiance au système bancaire, plus ce rapport est élevé. En conséquence, un ratio élevé du niveau de bancarisation aurait un effet négatif sur la probabilité de faire faillite et un effet positif sur celle de survie de la banque.

La taille des banques, en termes d'actifs totaux, relativement à l'actif du secteur bancaire (ATASB), est utilisée pour évaluer si les grandes banques sont plus aptes à survivre durant les crises, dans la mesure où elles sont censées mieux diversifier les risques que les petites banques. Le signe de ce ratio est ambigu.

Le niveau d'endettement est exprimé par le rapport prêts de la banque centrale sur actifs totaux (PBCA). Ainsi, un niveau élevé d'endettement serait positivement relié à la vraisemblance de faire faillite et négativement à celle de survie de la banque.

La part des crédits non confirmés –figurant dans le hors bilan- par rapport aux actifs totaux (CFPNUA) contribuerait positivement à la probabilité de faire faillite et négativement à celle de survie.

Le ratio engagements sous forme de cautions, avals -figurant aussi dans le hors bilan- sur actifs totaux (EAACA) aurait un signe négativement relié à la probabilité de faire faillite et positivement à celle de survie de la banque.

Toujours dans le hors bilan, le ratio crédits bénéficiant de cautions et avals sur actifs totaux (PCCAA) aura les mêmes signes que le ratio EAACA.

3-2-2 Les variables dichotomiques

Pour capter les effets de la réglementation et l'impact de chaque pays, nous avons utilisé les variables auxiliaires années et les variables auxiliaires pays.

Les variables auxiliaires années que nous avons retenues concernent principalement les années avant et après la réglementation bancaire de 1989.

Les variables auxiliaires A80 (année 1980) à A89 (année 1989) qui, représentent les années avant la réglementation bancaire, devraient être positivement reliées à la probabilité de faire faillite puisque c'est durant cette période que la majorité des banques a fait faillite.

Par contre, les variables A90 (année 1990) à A95 (année 1995) qui représentent les années où la nouvelle réglementation a été effective, auront des effets négatifs sur la vraisemblance de faire faillite, et des effets positifs sur celle de survie de la banque.

En effet, l'année 1990 marque le passage des comités nationaux de crédit à la commission régionale de la réglementation.

On doit cependant interpréter ces variables auxiliaires années avec précaution, car les signes de ces variables peuvent être causés non pas par des changements institutionnels mais pas des chocs macro-économiques.

Pour capter la contribution de chaque pays sur la probabilité de faire faillite, nous avons choisi d'utiliser des variables auxiliaires pays plutôt que les agrégats macro-économiques. Ce choix nous permet de saisir dans son ensemble, l'impact d'un pays sur la crise bancaire qui a touché l'Union.

Ainsi, pour les variables CIV, SEN et TOG, qui mesurent l'impact de la Côte d'Ivoire, du Sénégal et du Togo, sur la crise qui a frappé l'Union, on s'attend à ce que les signes de ces variables affectent positivement la probabilité de faire faillite. C'est en effet, dans ces pays qu'on a enregistré le plus de fermetures de banques.

En revanche, le signe des variables BUR (Burkina Faso) et NIG (Niger) devrait être négativement relié à la probabilité de faire faillite, puisque dans ces pays, on dénote très peu de fermetures des établissements bancaires.

Nous pouvons aussi justifier la présence des effets pays par des chocs communs. Les pays de l'UEMOA ont connu durant la même période (les années 80) la mise en application des programmes d'ajustement structurel par les Institutions de Bretton Woods.

Les caractéristiques (moyenne et écart-type) des variables financières sont décrites dans le tableau 5. On constate que la variable PBCA pour les banques en faillite est en moyenne plus élevée que celle des banques en survie. Il en est de même des variables CEPNUA et EAACA. En revanche, les variables CDCVA, DT 2A, DT210A et BNA pour les banques survivantes sont en moyenne supérieures à celles de banques défaillantes.

Tableau 5: Statistiques descriptives des variables explicatives

Variables	Banques en faillite		Banques en survie		Ensemble échantillon	
	Moyennes	Ecart types	Moyennes	Ecart types	Moyennes	Ecart types
CA	0.090	0.14	0.093	0.11	0.092	0.12
TCA	0.51	0.22	0.56	0.19	0.55	0.20
PECTC	0.08	0.14	0.06	0.07	0.07	0.10
CCTC	0.50	0.24	0.56	0.23	0.54	0.23
ALA	0.11	0.18	0.12	0.14	0.11	0.16
CDCVA	0.16	0.11	0.20	0.11	0.19	0.11
DT2A	0.11	0.10	0.15	0.09	0.13	0.10
DT210A	0.005	0.02	0.001	0.004	0.002	0.01
PBCA	0.19	0.19	0.09	0.12	0.12	0.15
BNA	-0.09	0.18	-0.02	0.10	-0.04	0.13
ATASB	0.16	0.21	0.13	0.12	0.14	0.15
CEPNUA	0.08	0.13	0.08	0.13	0.08	0.13
EAACA	0.09	0.12	0.18	0.15	0.15	0.14
PCCAA	0.16	0.2	0.18	0.22	0.17	0.21

Source : Calculs de l'auteur

IV- MÉTHODOLOGIE

Pour analyser empiriquement les déterminants des faillites bancaires, nous avons utilisé le modèle logit conditionnel⁵ appliqué à des données de panel. Ce modèle s'écrit sous la forme:

$$y_{it}^* = \alpha_i + \beta' x_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

$$i = 1, \dots, N$$

$$t = 1, \dots, T$$

α_i capture les effets spécifiques de chaque banque.

y_{it}^* représente la propension de faire faillite.

La variable observée, y_{it} , est reliée à la variable latente ou la propension à faire faillite, y_{it}^* , par:

$y_{it} = 1$ si la banque a fait faillite, c'est-à-dire si $y_{it}^* > 0$

$y_{it} = 0$ si la banque n'a pas fait faillite, c'est-à-dire si $y_{it}^* \leq 0$

Ainsi,

$$\begin{aligned} \Pr[y_{it} = 1] &= \Pr[y_{it}^* > 0] = \Pr(\mu_{it} > -\beta' x_{it} - \alpha_i) \\ &= F(\beta' x_{it} + \alpha_i) \end{aligned} \quad (2)$$

Cette dernière égalité est vérifiée parce que la fonction densité de la loi logistique est symétrique autour de zéro⁶. F représente la fonction cumulative de la loi logistique.

Dans l'équation (2), les paramètres α_i et β sont inconnus et comme N tend vers l'infini pour T fixe, le nombre de paramètres α_i s'accroît avec N . Dans notre cas, nous devons avoir à estimer 39 α_i puisque nous avons 39 banques dans notre échantillon. Ce qui signifie que les paramètres α_i ne peuvent pas être logiquement estimés pour T fixe.

⁵ Maddala (1983, p.41) présente de façon détaillée les différents modèles logit conditionnels utilisés par différents auteurs.

⁶ Cette propriété est également vérifiée par la loi normale

En statistique, ce problème est connu comme celui de paramètres incidentaux (α_i). Cependant, si T tend vers l'infini, alors, les estimateurs du maximum de vraisemblance de α_i et β seront convergents.

Dans un modèle de régression linéaire, quand T est fixe, seul le paramètre β est estimé après élimination des paramètres α_i , ceci en utilisant la procédure "within". Cette procédure est possible dans le cas linéaire parce que les estimateurs du maximum de vraisemblance de α_i et β sont asymptotiquement indépendants (Baltagi, 1995, p.179).

Chamberlain (1980) a démontré que ceci n'est pas vrai pour les variables dépendantes qualitatives et limitées pour T fixe.

La solution usuelle au problème de paramètres incidentaux (α_i) est de chercher une statistique minimale suffisante des α_i qui ne dépend pas de β . Pour ce faire, on différentie le logarithme de la fonction de vraisemblance par rapport à α_i . Pour le modèle logit, il en résulte que $\sum_{t=1}^T y_{it}$ est la statistique minimale suffisante de α_i .

Chamberlain (1980) suggère de maximiser la fonction de vraisemblance conditionnelle suivante:

$$L_c = \prod_{i=1}^N \Pr \left(y_{i1}, \dots, y_{iT} \mid \sum_{t=1}^T y_{it} \right) \quad (3)$$

plutôt que la fonction de vraisemblance non conditionnelle

$$L = \prod_{i=1}^N \Pr(y_{i1}) \Pr(y_{i2}) \dots \Pr(y_{iT}) \quad (4)$$

Pour le modèle logit à effets fixes, cette approche permet d'obtenir des estimateurs β convergents et en même temps de faire disparaître les paramètres incidentaux.

Par ailleurs, l'utilisation de l'approche logit conditionnelle est nécessaire pour se débarrasser de l'ensemble des alternatives $\sum y_{it} = 0$ ou $\sum y_{it} = T$ qui contribuent pour zéro dans la fonction de vraisemblance (Maddala, 1987; Hsiao, 1996; Baltagi, 1995, p.179).

Soit le modèle logit représenté par l'équation (2) avec la fonction F défini comme suit:

$$F(x) = \frac{\exp(x)}{1 + \exp(x)} \quad (5)$$

En conséquence,

$$\Pr(y = 1) = \frac{\exp(\alpha_i + \beta' x_{it})}{1 + \exp(\alpha_i + \beta' x_{it})} \quad (6)$$

Si nous supposons que $T = 2$, le seul cas d'intérêt est $y_{i1} + y_{i2} = 1$ pour illustrer la méthode de Chamberlain. Les deux possibilités sont $\omega_i = 1$, si $(y_{i1}, y_{i2}) = (0, 1)$, et $\omega_i = 0$, si $(y_{i1}, y_{i2}) = (1, 0)$.

En appliquant l'équation (6), la probabilité conditionnelle s'écrit :

$$\Pr ob(\omega_i = 1 | y_{i1} + y_{i2} = 1) = \frac{\Pr ob(\omega_i = 1)}{\Pr ob(\omega_i = 1) + \Pr ob(\omega_i = 0)} \quad (7)$$

$$= \frac{\exp[\beta'(x_{i2} - x_{i1})]}{1 + \exp[\beta'(x_{i2} - x_{i1})]} \quad (8)$$

$$= F[\beta'(x_{i2} - x_{i1})] \quad (9)$$

Hsiao (1996), Maddala (1987), Baltagi (1995, p.179) et Green (1997, p.900) ont montré que la fonction de vraisemblance conditionnelle de l'équation 3 devient alors :

$$\text{Log}L_c^* = \sum_{i=\bar{B}_1} \{ \omega_i \text{Log}F[\beta'(x_{i2} - x_{i1})] + (1 - \omega_i) \text{Log}\{1 - F[\beta'(x_{i2} - x_{i1})]\} \} \quad (10)$$

Les paramètres α_i ont été éliminés et nous avons un modèle logit standard à estimer avec des données empilées. Les changements dans les variables explicatives seront donc utilisés pour expliquer les variations dans la variable dépendante dichotomique.

V- RÉSULTATS EMPIRIQUES

Nous examinons dans cette section l'hypothèse selon laquelle les faillites bancaires sont occasionnées par des facteurs spécifiques aux banques. L'utilisation des ratios financiers qui se rapportent à l'acronyme CAMEL (capital, gestion, bénéfices et liquidité) nous permettra de vérifier cette hypothèse .

Nous supposons aussi que ces faillites ont eu lieu avant la réglementation bancaire de 1989, et qu'après cette réglementation, elles ont diminué. Pour vérifier cette hypothèse, nous utilisons des variables auxiliaires années. On s'attend à ce que ces variables pour ce qui est des années avant la réglementation affectent positivement la probabilité de faire faillite.

Enfin, nous faisons l'hypothèse que la probabilité de faire faillite dans l'Union serait plus accrue à cause de certains pays comme la Côte d'Ivoire, le Sénégal et le Togo qui ont connu plus de fermetures de banques que les autres pays. Pour tester cette hypothèse, nous avons introduit dans notre modèle des variables auxiliaires pays.

Dans un premier temps, nous avons estimé le modèle avec l'ensemble des données, soient quarante huit banques, sans tenir compte des variables auxiliaires années et pays (colonne 1 du tableau 6).

Dans un second temps, nous avons pris en compte dans la régression, l'ensemble des variables auxiliaires ignoré dans la première régression (colonne 2 du tableau 6). Nous avons cependant exclu dans cette régression, toutes les données concernant les pays Bénin et Mali. La raison est qu'au Bénin, toutes les banques avaient fait faillite. Au Mali par contre, aucune banque n'avait fait faillite. Ce qui entraîne dans les deux cas une corrélation parfaite entre les variables auxiliaires BEN et MAL et la variable dépendante. Greene(1997, p.900) suggère en outre d'exclure dans les données de panel, les observations pour le groupe qui ne fait pas face à plusieurs événements au cours de la période d'étude. On passe ainsi de 768 observations à 624.

Enfin, nous avons séparé banques de développement et banques commerciales pour savoir si les facteurs expliquant les faillites des deux catégories de banques étaient identiques ou différentes. Cette distinction nous a amené à élargir l'échantillon pour avoir des résultats significatifs. Nous avons donc retenu 38 banques commerciales dont 12 en

faillite et 13 banques de développement dont 7 en faillite. Nous n'avons considéré que les variables financières spécifiques aux banques pour faire nos estimations.

Dans le modèle logit, quand on interprète les résultats, il est important de se rappeler que les coefficients estimés n'indiquent pas une augmentation de la probabilité de faillite étant donné une augmentation d'une unité de la variable explicative correspondante. Ainsi, un accroissement de la probabilité va dépendre de la probabilité initiale et aussi de la valeur initiale de toutes les autres variables indépendantes et leur coefficient.

5-1 Interprétations des variables explicatives

Les variables financières des deux régressions ont presque les mêmes signes attendus à l'exception des variables ATASB, CEPNUA, CDCVA et CCTC. On remarque également qu'en valeur absolue, les coefficients de la deuxième régression sont, dans la majorité des cas, plus élevés que ceux de la première. Ce qui signifie que la deuxième régression semble mieux expliquer les facteurs qui sont à l'origine des défaillances bancaires. On remarque aussi que le signe des coefficients d'une variable donnée, qu'ils soient significatifs ou non ne change presque pas dans les deux régressions.

Nos résultats figurant dans le tableau 6 montrent que le ratio capital sur actifs (CA) est significatif et contribue positivement sur la probabilité de survie des banques. En d'autres termes, plus les banques détiennent des capitaux importants, plus le risque de faillite est moindre.

La variable total crédit sur actifs (TCA) est aussi significative et positivement reliée à la probabilité de survie. Ce résultat nous semble ambigu, car on s'attendrait à ce que cette variable affecte plutôt la probabilité de faire faillite. Ceci pourrait s'expliquer par le fait que les crédits alloués sont dans la plupart des cas des crédits de court terme; et à court terme, la conjoncture peut être favorable aux établissements de crédits. Ce qui est conforme avec la théorie. En effet, les dettes des banques sont principalement des dépôts à court terme et les actifs généralement des prêts à court et long terme aux particuliers et entreprises. Ainsi, quand la valeur de ces actifs baisse et est en dessous de la valeur des dettes, la banque devient insolvable.

Un autre résultat qui nous semble contradictoire est la variable CDCVA qui est significative et positivement reliée à la probabilité de faillite. On s'attendrait à ce que qu'un ratio élevé de cette variable, c'est-à-dire, les comptes disponibles et à vue par rapports aux actifs, soit positivement reliée à la vraisemblance de survie. Ce résultat semble pourtant confirmer le fait que les ménages des pays membres de l'UEMOA, ont durant la crise, abandonné les banques au profit des tontines et autres institutions financières non formelles. Ce qui a eu pour conséquence la perte de confiance auprès des institutions bancaires et un manque de liquidité dans ces dernières. Le ratio actif liquide sur actifs totaux (ALA) corrobore cette idée.

Bien que non significatif, on s'aperçoit que plus le ratio ALA est élevé, plus importante est la probabilité de faillite. Selon Diamond et Dybvig (1983), quand le public et les investisseurs étrangers commencent à perdre confiance au système économique en place, ils retirent rapidement leurs fonds, et le système bancaire domestique devient illiquide.

La variable DT2A, qui correspond aux dépôts à terme à 2 ans sur actifs totaux est significative et contribue positivement sur la probabilité de survie. Ce qui signifie que plus ce ratio est élevé, plus la probabilité de survie des banques est importante. En revanche, les dépôts à terme de plus 2 ans jusqu'à 10 ans par rapport aux actifs totaux (DT210A) sont significatifs et négativement reliés à la probabilité de survie. Il faut souligner que, très peu de ménages font des dépôts de ce type, du fait de leurs faibles revenus et de la perte de confiance auprès des banques.

La taille des banques représentée par (ATASB) est non significative bien qu'elle affecte positivement la probabilité de faillite. Ainsi, la taille de la banque n'a pas d'effet significatif sur la probabilité de faillite de l'ensemble de banques de l'Union.

Les prêts contactés par les banques auprès de la banque centrale serait l'une des causes des faillites. En effet, le ratio PBCA est significatif et affecte aussi positivement la probabilité de faillite. Ainsi, plus le prêt de la banque centrale auprès des banques comparativement à leurs actifs est élevé, plus la probabilité de défaillance est grande.

Par contre, plus les bénéfices nets par rapport aux actifs sont élevés, plus la probabilité de faillite est faible. Nos résultats montrent en effet que la variable BNA est significative et positivement reliée à la vraisemblance de survie des banques.

Pour ce qui est des variables financières du hors bilan, seule la variable EAACA, est significative et contribue négativement sur la probabilité de faire faillite. En d'autres termes, plus les banques prennent auprès du public, des engagements sous forme cautions et d'avaux, plus elles réduisent les risques de défaillance.

Pour réduire les risques de crédit, les banques doivent entre autres surveiller les demandeurs de prêts, diversifier leurs portefeuilles de prêt mais surtout exiger des garanties (hypothèques) et cautions.

La variable PECTC, qui représente les portefeuilles d'effets commerciaux par rapport aux crédits totaux, est significative et positivement reliée à la vraisemblance de faire faillite. En d'autres termes, plus la détention de ces portefeuilles est importante, plus la probabilité de faillite est élevée. Ce résultat confirme le fait que la diversification des portefeuilles ne peut pas éliminer complètement le risque de défaut, spécialement pour les banques qui opèrent dans les petits pays ou qui sont spécialisées à faire des prêts à un secteur particulier (c'est le cas des banques de développement dans l'UEMOA qui ont longtemps "servi" les entreprises para-publiques et qui ont presque toutes faire faillite).

Les résultats présentés dans le tableau 6 ne nous permettent pas de distinguer les facteurs qui sont à l'origine des faillites des banques de développement d'une part et des banques commerciales d'autre part.

En lisant le tableau 7, on remarque que les portefeuilles d'effets commerciaux par rapport aux crédits totaux et les actifs liquides par rapport aux actifs totaux (ALA) sont les variables significatives qui affectent positivement la vraisemblance de faire faillite des banques commerciales. Par contre, ce sont les dépôts à terme de plus 2 à 10 ans par rapport aux actifs totaux (DT210A) qui semblent contribuer positivement et de manière significative à la probabilité de faire faillite des banques de développement. Ceci s'explique par le fait que ces banques de développement étaient spécialisées dans des prêts à moyen et long terme alors qu'elles ne disposaient pas de ressources ayant cette maturité.

Au regard des variables auxiliaires années, nos résultats confirment également les hypothèses selon lesquelles, les années 1980 à 1989 ont été marquées par les faillites bancaires importantes dans l'ensemble de l'UEMOA. En effet, en lisant le tableau 6, nous observons que les variables auxiliaires qui correspondent à ces années, c'est-à-dire, A80 à

A89 sont supérieures à un, significatives et positivement reliées à la vraisemblance de faire faillite. Ceci peut s'expliquer par le fait que durant ces années, les banques étaient réglementées par des comités nationaux de crédit. Ce qui a favorisé le laxisme et une mauvaises surveillance des établissements bancaires. En théorie, lorsqu'un système bancaire n'est pas protégé par un système effectif et bien désigné de réglementation prudentielle et de supervision, alors une prise de risque excessif de la part de dirigeants est possible et les crises bancaires dues au risque moral surviennent.

Les variables A90 et A91 sont également significatives et positivement reliées à la probabilité de faillite, mais on peut observer à partir des coefficients correspondant à ces variables que leur impact est moindre par rapport à ceux des variables précédentes. Ceci s'explique par la mise en place en fin 1989 par les autorités, de la Commission régionale de la réglementation; commission chargée de réglementer et de superviser l'ensemble des banques des sept pays membres de l'UEMOA.

Plusieurs mesures ont également été prises en 1990 par les autorités monétaires pour resserer une distribution trop laxiste du crédit. Ces mesures ont évolué avec la disparition de la distinction entre crédits indexés (type crédits de campagne) et crédits ordinaires, l'ensemble étant désormais gouverné par une même norme de crédit, de manière à éviter les nombreux effets pervers qui provenaient des cloisonnements antérieurs. Dorénavant, les crédits de campagne sont déterminés en fonction des recettes attendues sûres.

Les effets positifs de la nouvelle réglementation sont plus visibles au cours des années 1992 et suivantes.

Bien que non significatifs, on constate que les coefficients des variables A92, A93 et A94 sont tous inférieurs à un et même négatif. Ce qui signifie que ces variables affectent négativement la probabilité de faire faillite. On note en effet la fermeture de deux banques en 1992, trois en 1993, une en 1994 contre huit durant la période 1990-1991 et seize au cours de la période 1980-1989.

Ainsi, la mise en place de nouvelles règles de gestion, à savoir, un ratio capital sur actif plus élevé qui passe de 4% à 8%; l'imposition d'un ratio minimum de 75% des ressources de long terme aux crédits de long terme; la limitation des crédits et engagements à un seul emprunteur à 100% du capital de base de la banque; et

l'imposition d'un ratio minimum de liquidité à 60%, a sensiblement amélioré la situation des banques saines.

Si les variables auxiliaires-années peuvent caractériser un changement institutionnel majeur dans l'UEMOA, c'est-à-dire la mise en place d'une nouvelle réglementation bancaire commune à tous les pays membres, les variables auxiliaires qui représentent les pays, vont caractériser l'impact de chacun des pays sur la crise bancaire qui a touché l'Union.

La théorie prédit que les chocs qui affectent négativement les performances économiques des emprunteurs des banques et dont l'impact ne peut être réduit à travers la diversification des risques devraient être positivement corrélés aux crises systémiques bancaires. En plus, pour des chocs donnés, les systèmes bancaires moins capitalisés seraient plus vulnérables. Les chocs associés aux problèmes du secteur bancaire sont généralement la baisse du PIB, la détérioration des termes de l'échange et le déclin des prix des actifs (Caprio et Klingebiel, 1996).

Nos résultats qui figurent dans le tableau 6 indiquent que seule la variable SEN qui représente le Sénégal, a un coefficient supérieur à un, significatif et affecte positivement la probabilité de faire faillite.

Le Sénégal a en effet connu durant la période 1988-1991, la fermeture de sept banques dont une du secteur public c'est-à-dire appartenant à l'État. Cette explication n'est sûrement pas la bonne car, au cours de la même période, les autorités ivoiriennes liquidaient neuf de leurs banques dont six du secteur public et le Togo en fermait trois.

Nous pensons que les véritables raisons se trouvent au niveau macro-économique. Durant les années 1980, tous les pays membres de la Zone Franc en général et de l'UEMOA en particulier, sont soumis à l'application des programmes de stabilisation et d'ajustement structurel mis en place par la Banque Mondiale et le F.M.I.

Au Sénégal, on note durant cette période une détérioration des termes de l'échange. Durant la même période, la sécheresse a affecté la culture des principaux produits d'exportation que sont l'arachide et le coton.

Le pays a par ailleurs, si nous nous référons à Caprio et Klingebiel(1996), adopté des politiques inappropriées pour le secteur financier (maintien artificiel de bas taux d'intérêt, taux d'intérêt préférentiel pour certains secteurs). Ces auteurs mentionnent aussi

comme raisons, le manque de discipline fiscal, une absence virtuelle de supervision des banques, une mauvaise gestion et l'interférence du gouvernement dans les banques du secteur public et le manque de contrôles internes sur les décisions de prêts.

La situation macro-économique en Côte d'Ivoire est différente de celle qui prévaut au Sénégal.

En Côte d'Ivoire, les arriérés du secteur public aux banques commerciales sont les plus importants. Durant les années 1980, l'appréciation du taux de change réel a rendu les entreprises fortement non compétitives. La détérioration des termes de l'échange se situe à 40% (Caprio et Klingebiel, 1996).

Les banques de la Côte d'Ivoire comme celles de tous les autres pays de l'Union, ont également souffert des coûts élevés d'exploitation et des prêts octroyés sous pression politique.

Bien que non significatif, le coefficient de la variable TOG est négatif. Ce qui signifie que la variable TOG affecte positivement la probabilité de survie des banques. En d'autres termes, le Togo n'a pas eu d'impact sur la crise qui a touché la zone monétaire ouest africaine. Ceci peut s'expliquer par le fait qu'au Togo, sur les trois banques qui avaient fait faillite, une appartenait au secteur public (la CNCA) et les deux autres étaient des banques étrangères (la BCCI et la BCG).

5-2 Performance du modèle et prédiction

La qualité d'un modèle est basée sur quatre critères selon Amemiya (1981) : le critère d'information d'Akaike (AIC), le χ^2 du modèle, la précision de la classification dans l'échantillon et le pseudo- R^2 de McFadden.

Le AIC est donné par le nombre de paramètres estimés moins le logarithme de la fonction de vraisemblance, et il est ainsi petit pour les meilleurs modèles. Ce critère est utile pour comparer les modèles ayant des degrés de liberté différents. Ainsi, la régression qui exclut les variables BEN et MAL semble être la meilleure si on se base sur le critère AIC (voir tableau 6).

Le χ^2 du modèle teste la signification jointe des variables explicatives en comparant la vraisemblance du modèle avec celle du modèle contraint. Dans nos

différents modèles, l'hypothèse que les coefficients des variables indépendantes sont conjointement égaux est rejetée à un seuil de un pour cent (voir tableaux 6 et 7).

Le pseudo- R^2 de McFadden indique la régression sans les variables auxiliaires est expliqué à 20% par les variables indépendantes financières alors que celle prenant en compte ces variables est expliqué à 40%. En d'autres termes, l'ajout des variables auxiliaires améliore significativement le modèle initial (voir tableau 6).

Pour ce qui est de la comparaison entre banques de développement et banques commerciales, le pseudo- R^2 de McFadden pour l'estimation faite sur les banques de développement est de 39% contre 33% pour l'estimation faite sur les banques commerciales (tableau 7).

Pour analyser le pouvoir de prédiction des deux régressions, nous avons reporté dans le tableau 6, le pourcentage de prédictions correctes des modèles ainsi que les erreurs de première et deuxième espèces⁷. Les modèles semblent bien prédire les événements. La prédiction correcte varie entre 77% et 84%, respectivement pour la première et la deuxième régression. La probabilité de commettre l'erreur de première espèce est de 20% dans le premier modèle et de 15% dans le second. Pour ce qui est de l'erreur de deuxième espèce, la probabilité de la commettre dans le premier et le deuxième modèle est respectivement de 28 et 18%. Au regard de ces pourcentages, on peut dire que la deuxième régression prédit mieux les résultats. Ces résultats confirment notre hypothèse selon laquelle les faillites bancaires ne sont pas seulement causées par des facteurs spécifiques aux banques mais aussi par des changements institutionnels et des chocs propres à chaque pays.

Les estimations faites sur les banques de développement et les banques commerciales semblent aussi bien prédire les événements. Cependant, les erreurs de première et deuxième espèces sont disproportionnées dans les deux estimations (voir tableau 7).

⁷ L'erreur de première espèce apparaît lorsque l'hypothèse nulle est rejetée alors qu'elle est en fait vraie, c'est-à-dire, qu'on ne prédit pas la faillite de la banque alors qu'en fait, elle a fait faillite. L'erreur de deuxième espèce survient quand l'hypothèse nulle est acceptée, alors qu'elle est en réalité fautive; en d'autres termes, on prédit la faillite de la banque alors que cette dernière n'a pas fait faillite.

Tableau 6 : Déterminants des faillites bancaires dans l'UEMOA

Variables	(1)		(2)	
	Coefficients	Erreur-type	Coefficients	Erreur-type
Variabes financières				
Constante	0.81	0.71	-0.52	1.25
CA	-7.61**	1.59	-6.3**	1.89
TCA	-2.91**	0.87	-4.82**	1.16
PECTC	3.85**	1.06	4.24**	1.33
CCTC	0.95	0.53	-0.37	0.68
ALA	0.61	0.92	1.97	1.29
CDCVA	-0.8	1.25	3.02*	1.71
DT2A	-3.1**	1.33	-4.74**	1.86
DT210A	16.34**	4.24	16.36**	5.6
PBCA	5.43**	1.01	5.8**	1.4
BNA	-7.11**	1.51	-7.9**	1.86
ATASB	-0.95	0.79	0.81	1.45
CEPNUA	0.48	0.81	-0.12	0.93
EAACA	-5.73**	1.08	-7.18**	1.31
PCCAA	-0.32	0.56	-0.78	0.79
Variabes auxiliaires-Années				
A80	-		1.89**	0.91
A81	-		2.7**	0.88
A82	-		2.29**	0.874
A83	-		2.29**	0.86
A84	-		2.53**	0.85
A85	-		2.58**	0.86
A86	-		2.85**	0.863
A87	-		2.66**	0.857
A88	-		2.51**	0.864
A89	-		2.21**	0.88
A90	-		1.83**	0.9
A91	-		1.46*	0.895
A92	-		0.997	0.9
A93	-		0.82	0.898
A94	-		-0.12	0.88
Variabes auxiliaires-Pays				
BUR	-		0.81	0.61
CIV	-		0.6	0.59
SEN	-		1.17**	0.6
TOG	-		-0.35	0.53
Nombre d'observations	768		624	
Nombre de faillites	17		14	
% de prédiction correcte du modèle	77		84	
% d'erreur de première espèce	20		15	
% d'erreur de deuxième espèce	28		18	
χ^2 du modèle	274.625***		329.19***	
AIC	0.981		0.887	
Pseudo-R ² de McFadden	0.28		0.404	

Notes : La variable dépendante prend la valeur un si la banque a fait faillite et zéro sinon. Une, deux et trois astérisques indiquent les niveaux de signification de 10, 5 et 1 pour cent, respectivement.

Tableau 7 : Comparaison des déterminants de faillite entre
banques de développement et banques commerciales

Variables	Banques de développement		Banques commerciales	
	Coefficients	Erreur-type	Coefficients	Erreur-type
Constante	4.59*	1.69	-1.61	0.82
CA	-23.92*	7.90	-3.38*	1.63
TCA	1.64	2.10	0.46	1.01
PECTC	0.56	2.19	4.27*	1.25
CCTC	-0.77	1.44	0.62	0.57
ALA	-11.76*	4.71	3.00*	1.04
CDCVA	-11.01*	4.44	-0.01	1.20
DT2A	-15.27*	7.21	-1.41	1.22
DT210A	72.87**	17.43	5.60	4.70
PBCA	-4.21	2.75	1.44	1.14
BNA	-5.92*	2.48	-6.17*	1.61
ATASB	0.43	2.06	-2.38	1.17
CEPNUA	-5.51	6.72	0.03	0.89
EAACA	1.58	6.70	-2.09*	0.86
PCCAA	1.29	1.06	0.008	0.68
Nombre d'observations	208		608	
Nombre de faillites	7		12	
% de prédiction correcte du modèle	81.25		76.32	
% d'erreur de première espèce	13.46		5.59	
% d'erreur de deuxième espèce	5.29		18.09	
χ^2 du modèle	112.45**		135.69**	
AIC	0.98		1.08	
Pseudo-R ² de McFadden	0.39		0.33	

Notes : La variable dépendante prend la valeur un si la banque a fait faillite et zéro sinon. Une, deux astérisques indiquent les niveaux de signification de 5 et 1 pour cent, respectivement.

VI- CONCLUSION

Depuis le début des années 1980, les pays africains de la Zone Franc CFA et plus particulièrement ceux de l'Union économique et monétaire ouest-africaine (UEMOA) sont confrontés à une crise économique qui a sévèrement affecté les établissements bancaires et les institutions financières non bancaires.

Bien que les expériences varient d'un pays à l'autre, des études indiquent que les facteurs à l'origine des faillites bancaires sont communs. L'objectif de notre travail est d'identifier certains de ces facteurs dans le cas des pays membres de l'UEMOA. A l'aide d'un modèle logit conditionnel, nous estimons sur des données de panel les facteurs spécifiques aux banques, les variables macro-économiques et institutionnelles.

En ce qui concerne les facteurs spécifiques aux banques, nous montrons que la probabilité de faillite des banques est significativement affectée par le niveau d'endettement des banques auprès de la banque centrale. Un faible taux de bancarisation c'est-à-dire le montant détenu par les titulaires de comptes disponibles et à vue par rapport aux actifs, tend aussi à accroître la probabilité de faillite. Il en est de même des portefeuilles d'effets commerciaux, des dépôts à terme de plus 2 à 10 ans et du niveau d'actifs liquides par rapport aux actifs totaux.

En revanche, un niveau de capital élevé par rapport aux actifs tend à accroître la probabilité de survie de la banque. Il en est de même des ratios crédit total sur actifs, dépôts à terme à 2 ans sur actifs, bénéfices nets par rapport aux actifs et des engagements sous forme de cautions et avals par rapport aux actifs.

Nos résultats montrent aussi que les facteurs qui expliquent la faillite des banques de développement et des banques commerciales sont différents. La probabilité de faire faillite des premières est affectée positivement et de manière significative par les dépôts à terme de plus de 2 ans à 10 ans alors que la vraisemblance de faire faillite des secondes est plutôt accrue par les ratios portefeuilles d'effets commerciaux par rapport aux crédits totaux et actifs liquides par rapport aux actifs totaux.

Les causes institutionnelles sont représentées par le changement de la réglementation bancaire intervenue en 1989. Nos résultats montrent que les années 1980 à 1991 sont significatives et positivement reliées à la probabilité de faire faillite. Par

contre, les années 1992 à 1995 tendent à accroître la probabilité de survie des banques. Ce qui signifie que la mise en place d'une nouvelle réglementation a eu des effets positifs sur les systèmes bancaires.

Pour ce qui est de la contribution de chaque pays sur la probabilité de faire faillite dans l'Union, nos résultats indiquent que seul le Sénégal affecte positivement et de manière significative cette probabilité. La contribution des pays tels que le Togo et le Niger est négative et non significative. Il en est de même de celle de la Côte d'Ivoire et du Burkina Faso.

Pour réduire les risques spécifiques aux banques, les autorités devraient mettre sur place un cadre légal approprié et une supervision adéquate des banques. Les risques propres aux pays seraient réduits par des politiques macro-économiques stables et transparentes.

Ces autorités devraient également s'assurer que la nouvelle réglementation est gérée de façon rigoureuse par les établissements de crédit.

Dans un travail futur, il serait intéressant dans un premier temps de prendre en compte dans les régressions les agrégats macro-économiques. Ces agrégats peuvent en effet nous révéler des informations pertinentes sur les causes des faillites. Dans un deuxième temps, l'utilisation d'un modèle de durée serait plus appropriée pour savoir parmi les variables explicatives, celles qui pourraient accélérer la faillite ou la survie d'une banque.

RÉFÉRENCES

- Altman, E., "Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy", *The Journal of Finance*, vol.23, Septembre, 1968, 589-609.
- Amemiya, T., "Qualitative response models : A survey", *Journal of Econometric Literature*, Vol. 19, Décembre 1981, 1453-1536.
- Baltagi, B.H., *Econometric Analysis of Panel Data*, New York: John Wiley & Son, 1995.
- Banque Mondiale, *Rapport sur le Développement dans le Monde 1989*, Washington, D.C.
- Barr R.S., L.M. Seifort et T.F. Siems, "Forecasting bank failure : A non-parametric estimation approach", *Recherches Économiques de Louvain*, vol. 60(4), 1994, 417-429.
- BCEAO, *Annuaire des Banques et des Établissements Financiers de l'UMOA*, divers numéros.
- Beaver, W., "Financial ratios as predictors of failure", *Empirical Journal in Accounting, supplement to Journal of Accounting Research*, vol.5, Février 1966, 71-111.
- Bernanke, B. S., "Nonmonetary effects of the financial crisis in the propagation of the great depression", *American Economic Review*, Vol. 73 No. 3 June 1983, 257-276.
- Bordes, C., "Faillites bancaires et politique monétaire", *Revue d'Économie Financière*, No. 19, Hiver 1991, 95-121.
- Boyd, J.H. et S.L. Graham, "The profitability and risk effects of allowing bank holding companies to merge with other financial firms : A simulation study", Federal Reserve Bank of Minneapolis, *Quarterly Review*, Spring, 1988, 3-20.
- Caprio, Jr, G. et D. Klingebiel, "Bank insolvencies: Cross-country experience", World Bank, *Policy Research Working Paper* No.1620, juillet, 1996, 1-40.
- Chamberlain, G., "Analysis of covariance with qualitative data", *Review of Economic Studies*, Vol.47, janvier 1980, 225-238.
- Demirgüç-Kunt, A. et E. Detragiache, "The determinants of banking crises in developing and developed countries", *IMF Staff Papers*, vol.45, No.1, Mars 1998, 81-109.
- Diagne, A., "La gestion monétaire dans l'UEMOA", BCEAO, 1998, à paraître.
- Diamond, D.W. and P.H. Dybvig, "Bank runs, deposit insurance and liquidity", *Journal of Political Economy*, Vol. 91, Juin 1983, 401-419.
- González-Hermosillo, B., C. Pazarbasioglu et R. Billings, "Determinants of banking system fragility: A case study of Mexico", *IMF Staff Papers*, vol.44, No. 3, Septembre 1997, 295-314.
- Goyeau D., et A. Tarazi, "Evaluation du risque de défaillance bancaire en Europe", *Revue d'Économie Politique*, No.2, Mars-Avril 1992, 249-280.
- Greene, W.H., *Econometrics Analysis*, 3rd ed., New-York : Prentice Hall Inc, 1997.
- Honohan, P., "Financial sector failures in Western Africa", *The Journal of Modern Africa Studies*, 31, 1, 1993, 49-65.

- Hsiao, C., "Logit and probit Models", *The Econometrics of Panel Data: A Handbook of the Theory with Applications*, 2nd rev. ed.; László Mátyás and Patrick Sevestre (ed.), Norwell, Massachusetts: Kluwer Academic Publishers, 1996.
- Lane, W.R., S.W. Looney et J.W. Wansley, " An application of the Cox proportional hazards model to bank failure", *Journal of Banking and Finance*, Vol.10, 1986, 511-531.
- Maddala, G.S., *Limited-Dependant and Qualitative Variables in Econometrics*, New-York : Cambridge University Press, 1983.
- Maddala, G.S., "Limited dependant variable models using panel data", *The Journal of Human Resources*, Vol.XXII, No.3, 1987, 307-338..
- Martin, D., "Early warning of bank failure : A logit regression approach", *Journal of Banking and Finance*, Vol.1, 1977, 249-276.
- Meyer P.A., et H.W. Pifer, "Prediction of bank failure", *The Journal of Finance*, vol.25, 1970, 853-868.
- Powo, F.B., *L'Évaluation du Risque de Défaillance Bancaire dans l'UEMOA*, Mémoire de DEA, Université Cheikh Anta Diop de Dakar, 1997.
- Servant, P., "Les programmes de restructuration des systèmes financiers d'Afrique subsaharienne", *Afrique Contemporaine*, No.157, 1991.
- Sinkey, Jr, J.F., "A multivariate statistical analysis of the characteristics of problem banks", *The Journal of Finance*, vol. 30, No.1, Mars 1975, 21-36.

Annexe: Liste des banques en faillite dans l'UMOA

Bénin

- Caisse Nationale de Crédit Agricole (CNCA)
- Banque Béninoise de Développement (BBD)
- Banque Commerciale du Bénin (BCB)
- Banque Méridien BIAO-Bénin

Burkina Faso

- Banque Nationale de Développement du Burkina (BND-B)
- Banque pour le Financement du Commerce et des Investissements (BFICI) : Absorption-fusion avec la Caisse Autonome d'Investissement (CAI) et l'Union Révolutionnaire de Banque (UREBA).

Côte d'Ivoire

- Banque Ivoirienne de Développement Industriel (BIDI)
- Crédit de Côte d'Ivoire (CCI)
- Banque Nationale pour l'Épargne et le Crédit (BNEC)
- Banque Ivoirienne de Construction et de Travaux Pratiques (BICT)
- Banque Nationale pour le Développement Agricole (BNDA)
- Banco Do Brasil sa. (BB.sa)
- Ecobank : Absorbe Chase Bank
- Banque Ivoirienne d'Épargne et de Développement des Postes et Télécommunications (BIPT)
- Bank of Credit and Commerce International Côte d'Ivoire (BCCI)

Niger

- Banque de Développement de la République du Niger (BDRN)
- Caisse Nationale de Crédit Agricole (CNCA)
- Banque Internationale pour le Commerce et l'Industrie du Niger (BICIN)
- Bank of Credit and Commerce du Niger (BCC-N)
- Banque Islamique du Niger (BIN)

Sénégal

- Banque Nationale de Développement du Sénégal (BNDS)
- Société Financière pour le Développement de l'Industrie (SOFISEDIT)
- Société Nationale de Banque (SONABANQUE)

- ASSURBANK
 - Banque Sénégal-Kowétienne (BSK)
 - Union Sénégalaise de Banque pour le Commerce et l'Industrie (USB)
 - Bank of Credit and Commerce International (BCCI)
- Togo**
- Banque Commerciale du Ghana (BCG)
 - Banque Libano-Togolaise (BLT)
 - Caisse Nationale de Crédit Agricole (CNCA)
 - Bank of Credit and Commerce International (BCCI)

Source : BCEAO, Bilan des banques et établissements financiers de l'UMOA.