

[TAPEZ LE NOM DE LA SOCIETE]

Les piliers de qualité des actifs bancaires

IFID-PROMOTION 36

Auteur : Aymen Mrissa

Encadrant : Hanen Ben Salah

Tuteur : Awatef Toumi

SOMMAIRE

| | |
|---|-----------|
| Liste des tableaux : | 3 |
| Liste des figures : | 4 |
| Liste des abréviations : | 5 |
| Introduction générale | 6 |
| Chapitre 1: Détérioration de la qualité des actifs bancaires | 8 |
| Section 1: Paysage économique et financier : | 8 |
| Section 2: La notion de qualité d'un actif bancaire : | 14 |
| Section 3: Qualité d'actif et réglementation bancaire tunisienne : | 23 |
| Section 4: Qualité d'actif et Réglementation bancaire internationale : | 30 |
| Chapitre 2: Revue de littérature | 38 |
| Section 1 : les facteurs macro-économiques | 38 |
| Section 2 : les facteurs spécifiques | 44 |
| Chapitre 3: Validation empirique | 56 |
| Section 1: Présentation de l'échantillon et des variables : | 56 |
| Section 2: Analyses statistiques de l'échantillon : | 60 |
| Section 3 : Démarche empirique | 64 |
| Chapitre 4: Résultats des estimations et interprétations | 70 |
| Section 1: Résultats empiriques : | 70 |
| Section 2: Interprétation économique des résultats empiriques : | 78 |
| Bibliographie | 87 |
| Annexe | 87 |

Liste des tableaux :

| | |
|---|----|
| Tableau 1 : Evolution du volume des crédits et des dépôts en Tunisie 2014-2016..... | 12 |
| Tableau 2 : Evolution de la rentabilité du secteur bancaire tunisien 2012-2016..... | 13 |
| Tableau 3 : Evolution du ratio de solvabilité du secteur bancaire tunisien | 13 |
| Tableau 4 : Evolution du taux de couverture des créances classées par les provisions des banques résidentes : 2014-2016 | 18 |
| Tableau 5 : Indicateurs relatifs aux prêts non performants | 19 |
| Tableau 6 : Critères de classification des créances impayées | 25 |
| Tableau 7 : Les seuils minimaux de provisionnement selon la classe de risque | 27 |
| Tableau 8 : Les taux de provision additionnelle..... | 28 |
| Tableau 9 : Représentativité de l'échantillon | 56 |
| Tableau 10 : Les caractéristiques des variables explicatives du modèle..... | 59 |
| Tableau 11 : Indicateurs statistiques de la variable dépendante | 60 |
| Tableau 12 : Indicateurs statistiques des variables explicatives macroéconomiques | 61 |
| Tableau 13 : Indicateurs statistiques des variables explicatives spécifiques des banques..... | 61 |
| Tableau 14 : La composition des 8 modèles | 66 |
| Tableau 15 : Méthodes d'estimation et la commande correspondante de STATA selon les caractéristiques des termes d'erreur | 68 |
| Tableau 16 : Résultats des tests de spécification du modèle macroéconomique..... | 70 |
| Tableau 17 : Résultats des estimations du modèle Tableau 18 : Significativité des variables | 71 |
| Tableau 19 : Résultats des spécifications des modèles | 72 |
| Tableau 20 : Résultats des tests de spécification des modèles à effet aléatoire | 73 |
| Tableau 21 : Résultats des estimations des modèles à effet aléatoire | 73 |
| Tableau 22 : Résultats des tests de spécification du modèle à effet fixe..... | 75 |
| Tableau 23 : Résultats des estimations du modèle à effet fixe | 76 |
| Tableau 24 : Significativité du modèle et des variables spécifiques explicatives | 77 |
| Tableau 25 : Part des créances classées sectorielles..... | 83 |

Liste des figures :

| | |
|--|------------------------------------|
| Figure 1 : Evolution du taux de croissance du PIB de la Tunisie 2007-2017 | 9 |
| Figure 2 : Evolution du taux d'inflation en Tunisie 2007-2017..... | 10 |
| Figure 3 Evolution du taux d'intérêt réel en Tunisie 1987-2018 | 10 |
| Figure 4 : Evolution du taux de chômage en Tunisie 2007-2017..... | 11 |
| Figure 5 : Evolution des taux de change EUR/TND et USD/TND sur la période | 11 |
| Figure 6 : Evolution du coût des ressources du taux de rendement des emplois du secteur bancaire Tunisien | 13 |
| Figure 7 : Créances performantes vs Créances non performantes..... | Erreur ! Signet non défini. |
| Figure 8 : Taux des NPL dans le monde et en Tunisie 2016..... | 17 |
| Figure 9 : Matrice de corrélation des variables explicatives macroéconomiques | 62 |
| Figure 10 : Matrice de corrélation des variables explicatives spécifiques | 62 |
| Figure 11 : Test d'indépendance des variables qualitatives | 63 |
| Figure 12 et 13 : Evolution de la structure du PNB des banques | 82 |
| Figure 14 : NPL vs Migration : Banque 1 | 84 |
| Figure 15 : NPL vs Migration : Banque 2..... | 85 |

Liste des abbreviations :

NPL : Non performing loans

S : Significatif

NS : Non significatif

FP : Fonds propres

ROA : Return on assets : Rentabilité des actifs

ROE : Return on equity : Rentabilité des fonds propres

BCT : Banque centrale tunisienne

RWA : Risk weighted assets : Actifs pondérés aux risques

Introduction générale

Depuis le déclenchement du printemps arabe, le système financier tunisien a été largement affecté. Mis à part de l'assèchement de liquidités, les banques souffrent d'un taux de créances classées exorbitant, 15.6% en 2016, par rapport à la moyenne mondiale, 4%, et d'une insuffisance de provisions qui couvre, en 2016, uniquement 60% des créances classées. Ayant toujours été parmi les vulnérabilités du secteur bancaire tunisien, les créances classées entravent l'activité des banques en alourdissent leurs bilans. Elles induisent ainsi une faible performance.

L'évolution de l'environnement réglementaire bancaire au cours de ces dernières années suscite de nombreuses interrogations quant à l'efficacité des dispositifs prudentiels et la pertinence de l'appareil juridique dans ce paysage.

Dans le cadre de cette dynamique normative et soucieuses de concilier entre les impératifs de solidité financière et la nécessité de garantir un financement efficace de l'économie les banques doivent savoir adapter leur comportement tout en étant conscientes des facteurs qui pèsent sur la qualité de leurs actifs.

C'est dans ce sens que la problématique suivante puise sa pertinence :

Quels sont les piliers de la qualité des actifs des banques tunisiennes ?

Notre problématique se décline en ces questions :

- Comment évaluer la qualité des actifs bancaires ?
- Quelle est la relation entre la qualité des actifs et les créances douteuses ?
- Quels sont les facteurs qui affectent la qualité des actifs ?
- Quels sont les comportements et les mesures qui limitent la détérioration de la qualité des actifs ?

L'objectif de notre travail est de dégager les principaux facteurs qui impactent la qualité d'un actif bancaire afin de juger la pertinence du comportement des banques d'une part et de la nouvelle réforme réglementaire, d'autre part. Pour ce faire, nous allons effectuer

des régressions sur un panel de 10 banques tunisiennes cotées à la Bourse des Valeurs Mobilières de Tunis sur la période allant de 2006 à 2017.

Ce mémoire est structuré de la façon suivante : le premier chapitre donne un aperçu sur le contexte général et spécial de la notion d'actif bancaire et une synthèse des aspects réglementaires relatifs. Le deuxième chapitre consiste en une revue de la littérature relative à la qualité des actifs bancaires afin de fixer les hypothèses à tester. Ensuite, le troisième chapitre comporte une formulation statistique des hypothèses en définissant les facteurs à introduire ainsi que leurs mesures suivies de la méthodologie économétrique à appliquer. Finalement, le quatrième chapitre comporte les résultats des tests statistiques appliqués et des interprétations économiques des relations trouvées. A l'issue de ce dernier chapitre nous pourrons apporter les éléments de réponse à notre problématique.

Chapitre 1: Détérioration de la qualité des actifs bancaires

Introduction :

L'activité principale d'une banque est la collecte de dépôt et l'octroi de crédit. Elle joue ce rôle d'intermédiation dans des conditions économiques et réglementaires instables.

Par ailleurs, la banque opère sous une contrainte majeure. Il s'agit de la contrainte rendement-risque. Elle doit assurer à ses actionnaires une rentabilité satisfaisante tout en étant exposée au risque de non remboursement des crédits. Ce risque peut aussi lui causer des pertes liées au recours au provisionnement et aux coûts lourds de recouvrement.

Ce chapitre se compose de trois sections : la première constitue une brève revue du contexte économique et de la situation du secteur bancaire tunisien. A travers la deuxième section, nous allons définir toutes les notions relatives à la qualité d'un actif bancaire. La troisième et la quatrième sections présentent les réglementations Tunisienne et internationale en la matière.

Section 1: Le secteur bancaire tunisien face aux conditions économiques :

Avant d'aborder la notion de qualité d'actifs bancaires, il convient tout d'abord d'examiner l'environnement macroéconomique dans lequel les banques opèrent et l'état de santé de ces dernières.

1.1 L'environnement macro-économique :

1.1.1 Particularités de l'économie tunisienne :

Sur le plan local, le tissu économique tunisien est dominé par les PME qui accaparent plus que 80% des financements bancaires. La majorité de ces entreprises sont à faible valeur ajoutée étant donné leur degré de développement technologique. Sur le plan externe la structure des exportations fait qu'elles soient basées sur la compétitivité plutôt que la qualité. En effet, plus que la moitié des produits destinés à l'exportation sont à faible valeur technologique d'après l'institut tunisien de compétitivité et des études quantitatives (ITCEQ), comme les matières premières, le textile et les produits agricoles. Ce défi de compétitivité est accentué par la montée de la concurrence étrangère, notamment avec le Maroc à l'échelle régionale et avec la Chine à l'échelle mondiale. Malgré la priorité accordée par le modèle de développement économique de l'Etat tunisien, le secteur touristique continue sa crise à cause de l'instabilité politique. Cela assèche davantage les réserves en devises.

L'économie tunisienne étant une petite économie ouverte, subit un effet double : celui des crises internationales conjugué à la situation interne du pays. Dans ce qui suit nous illustrons brièvement la réalité économique de la Tunisie durant cette dernière décennie à travers les principaux indicateurs macro-économiques du pays.

Figure 1 : Evolution du taux de croissance du PIB de la Tunisie 2007-2017



Source : Site tradingeconomics.com (2018)

Ce schéma retrace l'évolution de la croissance de la Tunisie entre 2007 et 2017. Il est clair qu'il ya absence de signes de relance économique. La Tunisie a enregistré un taux de croissance maximal de 6.2% en 2007 et un taux de croissance négative de 0.5% en 2011.

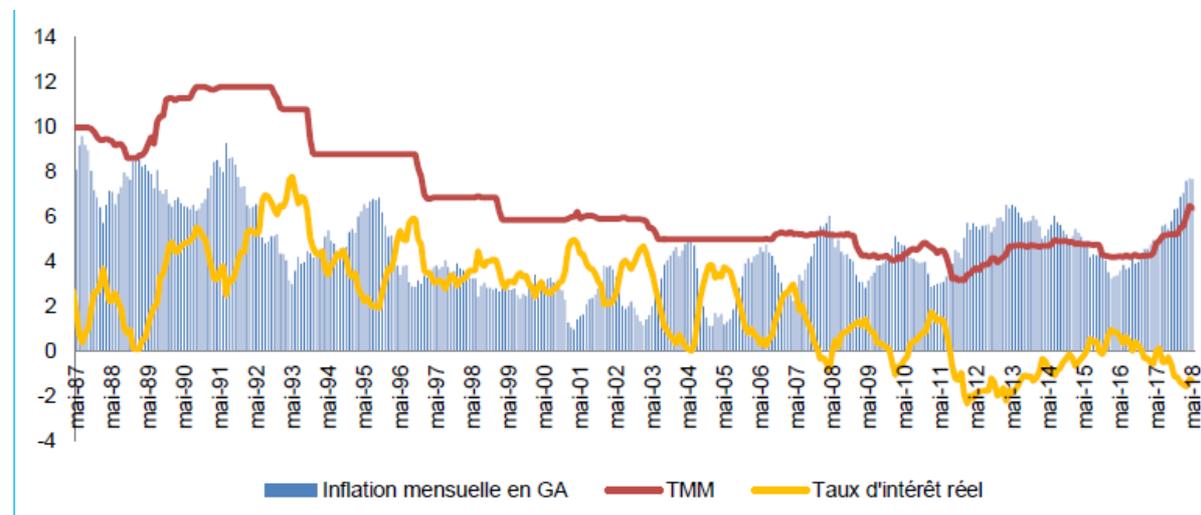
Figure 2 : Evolution du taux d'inflation en Tunisie 2007-2017



Source : Site tradingeconomics.com (2018)

Le schéma ci-dessus montre la tendance haussière de l'inflation en Tunisie depuis 2007. Cette inflation a pu être maîtrisée durant la première période. Mais depuis l'année 2012, le pays connaît une tendance haussière des prix. Depuis février 2016, l'inflation a emprunté une tendance haussière passant de 3,3% en février 2016 à 7,7% au mois de mai 2018. Le taux d'inflation moyen de des cinq premiers mois de l'année en cours s'élève à 7,4% contre une moyenne de 5,3% en 2016 et 3,7% en 2016.

Figure 3 Evolution du taux d'intérêt réel en Tunisie 1987-2018



Source : Site de la BCT

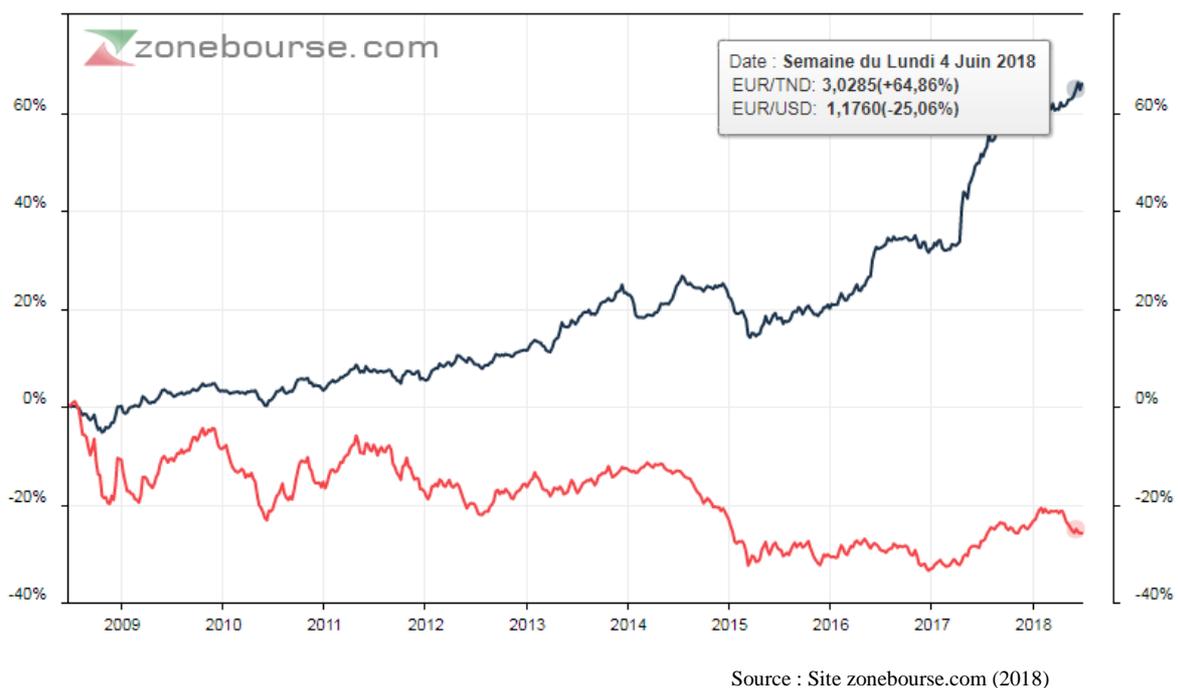
L'évolution du taux d'intérêt réel de la Tunisie est une conséquence de l'évolution de l'inflation, étant donné qu'ils sont étroitement et négativement liés. En effet, en présence d'une inflation en hausse, le taux d'intérêt réel tend vers la baisse. Il a atteint ces dernières années des taux négatifs, ce qui confirme le ralentissement économique du pays.

Figure 4 : Evolution du taux de chômage en Tunisie 2007-2017



Le chômage s'est maintenu à des niveaux élevés, au-delà de 15%. Cela s'explique par la faible croissance économique qui ne permet la création de nouveaux emplois et la résorption du chômage.

Figure 5 : Evolution des taux de change EUR/TND et USD/TND sur la période



Le dinar Tunisien a connu une dépréciation de plus que 60 % par rapport à l'euro pendant ces dix dernières années. Cette dépréciation est due notamment à la baisse des réserves en devises provenant des exportations et du tourisme.

Réciproquement à ces conditions économiques, comment se dessine l'état de santé du secteur bancaire tunisien ces dernières années ?

1.2 Indicateurs financiers de secteur bancaire tunisien :

Le système bancaire tunisien joue un rôle moteur dans le financement de l'économie et la création de richesse. En effet, plus de 73 % des concours à l'économie transitent par les banques. Etant donné l'importance du secteur bancaire dans l'économie tunisienne, l'état de santé de celle-ci reflète nettement le degré de la solidité financière et sa capacité de financer l'économie.

1.2.1 Présentation du secteur bancaire tunisien :

1.2.2 Evolution des principaux indicateurs d'activité et de performance :

Etant donné son rôle joué dans le financement de l'économie. Le système bancaire tunisien est-il protégé contre les difficultés économiques du pays ?

La réponse à cette question passe par l'examen des différents indicateurs d'activité et de performance du secteur tunisien durant les dernières années.

1.2.2.1 Encours de crédit et de dépôt :

En dépit de la tendance haussière des encours de crédits et de dépôts, on note que le rythme de croissance des dépôts est plus faible que celui des crédits à cause du repli de l'épargne ces dernières années du notamment à la diminution du pouvoir d'achat des ménages.

Tableau 1 : Evolution du volume des crédits et des dépôts en Tunisie 2014-2016

| | 2014 | 2015 | 2016 | Variations | | | |
|---------|--------|--------|--------|------------|------|-----------|------|
| | | | | 2015/2014 | | 2016/2015 | |
| | | | | En MD | En % | En MD | En % |
| Crédits | 56 116 | 59 581 | 65 284 | 3 465 | 6,2 | 5 703 | 9,6 |

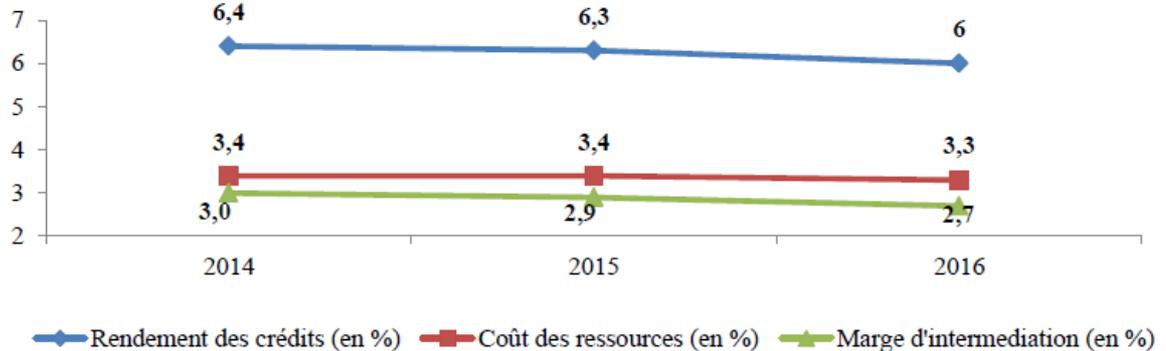
| | 2014 | 2015 | 2016 | Variations | | | |
|--------|--------|--------|--------|------------|------|-----------|------|
| | | | | 2015/2014 | | 2016/2015 | |
| | | | | En MD | En % | En MD | En % |
| Dépôts | 49 891 | 52 074 | 56 518 | 2 183 | 4,4 | 4 444 | 8,5 |

1.2.2.2 Profitabilité du secteur :

D'une part, la forte concurrence entre les banques limite leur marge de manœuvre sur les marges d'intérêt facturées à la clientèle. D'autre part, leur petite taille les empêche de réaliser des économies d'échelle

Sous ces contraintes, la rentabilité des banques tunisiennes se trouve limitée par rapport à leurs homologues.

Figure 6 : Evolution du coût des ressources du taux de rendement des emplois du secteur bancaire Tunisien



Source : Rapport sur la supervision bancaire, BCT (2016)

La rentabilité du secteur bancaire tunisien a légèrement repris depuis 2013.

Tableau 2 : Evolution de la rentabilité du secteur bancaire tunisien 2012-2016

| Années | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 |
|------------|------|------|-------|-------|-------|
| ROE | 7,2% | 3,2% | 11,2% | 10,2% | 10,8% |
| ROA | 0,6% | 0,3% | 0,9% | 0,9% | 1% |

Source : Rapport sur la supervision bancaire 2014 et 2016, BCT

1.2.2.3 Solvabilité du secteur :

Bien qu'il soit en dessus du minimum réglementaire, soit de 10%, le ratio de solvabilité du secteur bancaire tunisien reste insuffisant étant donné les niveaux de provisionnement risqués adoptés par les banques.

Tableau 3 : Evolution du ratio de solvabilité du secteur bancaire tunisien

| Années | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 |
|--------|------|------|------|------|------|
| | | | | | |

| | | | | | |
|--|-------|------|------|-----|-------|
| Ratio de solvabilité du secteur | 11,8% | 8,2% | 9,4% | 12% | 11,4% |
|--|-------|------|------|-----|-------|

Source : Rapport sur la supervision bancaire 2016, BCT

1.2.2.4 L'accumulation des actifs défectueux :

Le système bancaire tunisien est encore doté d'actifs de faible qualité, en l'occurrence des prêts non-performants qui représentent 15,6% du total des prêts bruts à la fin de l'année 2016, d'après les chiffres de S&P. En dépit des récents progrès effectués par la Banque Centrale de Tunisie (BCT), en matière réglementaire incitant les banques à augmenter leurs provisions, celles-ci, de l'ordre de 60% à la fin de l'année 2016, demeurent relativement faibles.

Près du quart des créances douteuses du système bancaire proviennent des crédits accordés au secteur du tourisme qui n'a pas encore repris son essor. Les indicateurs de qualité des actifs des banques tunisiennes pourraient se détériorer davantage. Et pour cause, les pressions à la baisse des prix de l'immobilier.

Section 2: La notion de qualité d'un actif bancaire :

La particularité des bilans des banques c'est la prépondérance de la composante d'actifs financiers vu la nature de son activité.

La norme internationale d'information financière (IFRS 9), considère comme actif financier : les actions, les obligations, les prêts et les créances.

Les actions, les obligations et les bons de trésor constituent le portefeuille titre commercial et d'investissement d'une banque.

Les prêts et créances constituent la rubrique la plus importante du bilan d'une banque. Les créances d'une banque peuvent être destinées soit aux autres institutions financières, soit aux agents économiques. Elles sont classées selon différents critères : Par terme, par type de client ou par type de besoin. Ils sont tous présentés au niveau du bilan de la banque comme suit :

- Comptes débiteurs de la clientèle : il s'agit des découverts bancaires ;
- Concours à la clientèle : cette sous-rubrique comporte le total des crédits octroyés à la clientèle et non encore remboursés.

L'ensemble de crédits détenus et gérés par une banque et non encore totalement remboursés constitue le portefeuille de crédits. La qualité de celui-ci dépend du degré

d'exposition de la banque au risque de crédit. Ce dernier se matérialise par la survenance des impayés en principal et/ou en intérêts. Ainsi les prêts non performants s'accumulent dans le bilan de la banque.

La qualité des actifs revêt une importance centrale puisqu'elle représente un indicateur de robustesse et de résilience des bilans des banques. Donc c'est un facteur de confiance pour les agents économiques.

La notion de la qualité d'un portefeuille de crédit n'a pas une définition précise mais elle est mesurée par un ensemble de critères appelés indicateurs de qualité.

2.1 Définitions des critères de qualité des actifs bancaires :

Les indicateurs de qualité sont servent à évaluer la qualité d'un actif bancaire, et permettent d'établir des comparaisons entre les banques dans le temps et dans l'espace.

2.1.1 Le risque de crédit :

Le risque de crédit consiste en une baisse potentielle de la valeur nette réalisable d'un ensemble de créances suite à des changements dans la capacité et volonté aperçue des emprunteurs à répondre à leurs obligations contractuelles. Par rapport à la simple alternative de dire que le risque de crédit provient « d'un potentiel non-paiement de la part de l'emprunteur », Le terme « risque de crédit » est un terme général qui englobe le risque de défaut et le risque de contrepartie.

- Le risque de défaut est le risque que l'émetteur ne soit pas capable de rembourser l'emprunt contracté. C'est un risque qui touche le sous-jacent. C'est un risque du marché primaire.
- Le risque de contrepartie est le risque que, dans un contrat financier, le débiteur n'est pas capable d'honorer ses engagements financiers. C'est un risque du marché secondaire.

Même si aucun retard de paiement n'est observé, un changement du risque aperçu par l'institution ou ses créanciers pourrait déjà entraîner une baisse de la valeur nette réalisable de portefeuille de crédit.

Il y a une différence entre l'événement de défaut et l'événement de crédit (le credit event). L'événement de défaut est un événement binaire (il y a défaut ou il n'y a pas).

L'International Swaps and Derivatives Association (ISDA) définit le credit event comme un des événements suivants :

- Bankruptcy : Défaut
- Failure to pay : Incapacité de paiement

- Restructuring : Restructuration de la dette
- Downgrade : Dépréciation

Le risque de crédit s'étend aussi :

- Risque de concentration : il survient quand la banque a une exposition importante sur un secteur ou à certains groupes de contrepartie ;
- Risque de qualité de portefeuille : la dégradation de la qualité du portefeuille.

2.1.2 Les « Non Performing Loans » (NPL) ou Prêts Non Performants :

De manière générale, on entend par prêt non performant tout prêt dont il est probable que l'établissement ne percevra pas tout ou partie des sommes dues au titre des engagements souscrits par la contrepartie, conformément aux dispositions contractuelles initiales du fait des difficultés financières de cette contrepartie selon la notion anglo-saxonne de "non performing asset", qui les considère habituellement comme telles quand le retard de paiement atteint ou dépasse 90 jours.

Selon le FMI un prêt est considéré comme non performant lorsque :

- Le débiteur n'a pas payé les intérêts et/ou le principal dans un délai de 90 jours de l'échéance.
- Au moins des intérêts ayant un retard de 90 jours ont été capitalisés ou rééchelonnés.
- Sans qu'il n'y ait un retard de paiement de 90 jours, d'autres facteurs laissent douter de la capacité de remboursement du débiteur.

La BCE considère comme non performantes toutes expositions au risque de crédit présentant des impayés de plus de 90 jours ou qui ne pourront probablement pas être recouvrées sans recours à la réalisation de la garantie, qu'elles présentent ou non des impayés.

La persistance de niveaux élevés de prêts non performants pose problème :

- Un frein à la rentabilité des banques en raison de coûts administratifs et de coûts de financement plus élevés
- Les besoins de provisionnement qui pèsent sur le niveau de fonds propres. Cela se traduit par une immobilisation de capitaux pour garantir des actifs improductifs, ce qui pèse sur la transmission de la politique monétaire et sur le financement de l'économie.
- Un risque pour la viabilité des banques présentant des niveaux élevés de prêts non performants

Les prêts non performants reflètent la qualité des actifs des établissements de crédit et sont un indicateur de risque de faillite et de crises financières. Ils sont considérés comme un indicateur avancé statistiquement significatif de l'insolvabilité (Lanine & Vennet, 2006).

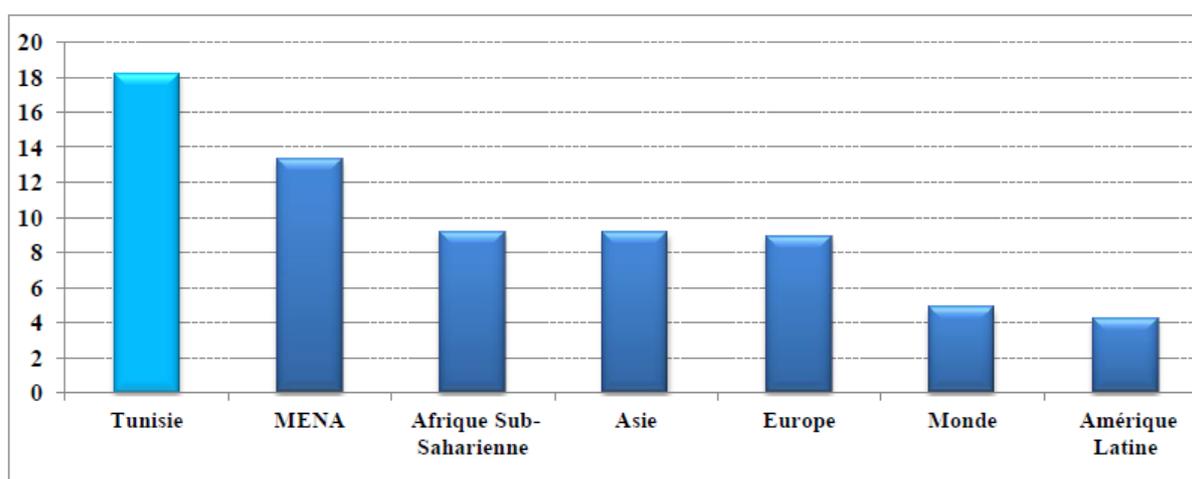
2.1.3 Le taux de créances classées (NPL) :

Cet indicateur est le plus utilisé pour apprécier la qualité d'un portefeuille de crédit. Ce ratio se calcule en divisant la valeur des prêts non productifs par la valeur totale du portefeuille de crédit (y compris les prêts non productifs avant la déduction de provisions pour pertes sur prêts):

$$\text{Ratio des NPLs} = \frac{\text{Valeur des prêts non performants}}{\text{Valeur totale du portefeuille de crédit}}$$

Il permet d'effectuer des comparaisons dans le temps et dans l'espace. Le schéma ci-dessous nous montre l'importance du niveau des NPL en Tunisie par rapport au monde.

Figure 7 : Taux des NPL dans le monde et en Tunisie 2016



Source : Indicateurs du développement dans le monde, Banque mondiale, 2016

2.1.4 Le taux de couverture des NPL par les provisions :

Ce taux indique le pourcentage des NPL couverts par des provisions, il se calcule ainsi :

$$\text{Taux de couverture} = \frac{\text{Total des provisions pour créances douteuses}}{\text{Total des prêts non performants}}$$

Les banques ont tendance parfois à minimiser leurs provisions pour afficher une rentabilité élevée. Il convient donc d'examiner si la banque est en situation de sous-provisionnement ou de sur-provisionnement pour juger si sa politique est prudente ou non.

A partir de 2012, le taux de couverture des créances classées par les provisions a augmenté pour s'établir en 2016 à 58.2%. Ce niveau demeure insuffisant par rapport aux standards internationaux et vu le taux NPL assez élevé.

Tableau 4 : Evolution du taux de couverture des créances classées par les provisions des banques résidentes : 2014-2016

| | 2014 | 2015 | 2016 |
|---|-------|-------|-------|
| Taux de couverture des créances classées par les provisions | 58,0% | 56,9% | 58,2% |
| Taux de couverture des créances de la classe 4 | 67,5% | 67,2% | 65,6% |
| Taux des provisions collectives / Engagements 0 et 1 | 0,7% | 0,8% | 0,8% |
| Coût du risque | 1,1% | 1,1% | 1,0% |
| Dotations aux provisions /PNB | 20,4% | 21,3% | 18,0% |

Source : Rapport sur la supervision bancaire 2016, BCT

2.1.5 Indicateurs relatifs aux prêts non performants:

Les banques doivent définir un ensemble robuste d'indicateurs permettant de mesurer les progrès accomplis dans la mise en oeuvre de leur stratégie relative aux prêts non performants et aux actifs saisis. Le tableau ci-dessous présente une liste indicative, non exhaustive, d'indicateurs ;

Tableau 5 : Indicateurs relatifs aux prêts non performants

| Indicateurs de haut niveau relatifs aux prêts non performants | |
|---|--|
| Niveaux et flux de NPE | Encours des expositions NPE / volume total des expositions |
| | Encours des expositions NPE + actifs saisis + expositions restructurées performantes / Volume total des expositions + actifs saisis |
| | Flux trimestriel des expositions NPE (+/-) / encours total des NPE |
| | Flux trimestriel des expositions performantes vers les expositions NPE |
| | Flux trimestriel des expositions restructurées performantes vers les expositions restructurées NPE |
| | Flux trimestriel des expositions NPE vers les expositions performantes |
| | Flux trimestriel des expositions restructurées NPE vers les expositions restructurées performantes |
| | Flux trimestriel des expositions restructurées performantes vers les expositions performantes |
| | Flux trimestriel des expositions performantes vers les expositions restructurées performantes |
| Provisions pour dépréciation /risque de crédit | Augmentation trimestrielle de l'encours des provisions |
| | Niveau trimestriel des reprises de provisions |
| | Variation trimestrielle de l'encours des provisions (+/-) / Encours total des expositions NPE |
| | Total des provisions accumulées / Encours total des expositions NPE |
| | Par cohorte (p. ex. nombre d'années depuis le classement en prêt non performant, exposition garantie/non garantie) |
| Budget relatif aux pertes | Montant total des pertes résultant de restructurations |
| | Montant total des pertes par rapport au budget prévisionnel de pertes |
| Activité de recouvrement | |
| Activité du personnel | Nombre de contacts avec des clients par trimestre, par rapport au nombre prévu |
| | Nombre de contacts avec des clients menant à un accord de restructuration |
| | Nombre de contacts avec des clients les menant à s'acquitter du montant dû (<i>cash recovery</i>) |
| Recouvrement perçus (<i>cash recovery</i>) | Recouvrements des montants dus liés aux expositions NPE perçus sur le trimestre / encours total des expositions NPE |
| | Recouvrements des montants dus liés aux intérêts sur expositions NPE perçus sur le trimestre / encours total des expositions NPE |
| | Recouvrements des montants dus liés au principal et aux commissions sur expositions NPE / encours total des expositions NPE |
| | Valeur des liquidations trimestrielles de sûretés immobilières (également en pourcentage de l'encours total des expositions NPE) |
| | Valeur des liquidations trimestrielles de sûretés hors biens immobiliers (également en pourcentage de l'encours total des expositions NPE) |
| | Valeur trimestrielle des ventes d'expositions NPE (également en pourcentage de l'encours total des expositions NPE) |
| | Valeur des autres modes de recouvrement des expositions NPE (également en pourcentage de l'encours total des expositions NPE) |
| Activités relatives aux restructurations | |

| | |
|--|--|
| Remises de dettes | Montant trimestriel des remises de dettes |
| | Montant trimestriel des remises de dettes / provisions spécifiques attribuées |
| | Montant trimestriel des remises de dettes / encours total des expositions NPE |
| Réductions de valeur comptable/ | Montant trimestriel des réductions de valeur comptable (totales et partielles) |
| | Montant trimestriel des réductions de valeur comptable (totales et partielles) / provisions spécifiques attribuées |
| | Montant trimestriel des réductions de valeur comptable (totales et partielles) / encours total des expositions NPE |
| Activités relatives aux restructurations | Valeur des expositions NPE faisant actuellement l'objet d'une mesure de restructuration à court terme |
| | Valeur des expositions NPE faisant actuellement l'objet d'une mesure de restructuration à long terme |
| | Valeur des mesures de restructuration récemment acceptées, par caractéristiques (p.ex. différés de paiement > 12 mois) |
| | Valeur des prêts faisant actuellement l'objet d'une mesure de restructuration / encours total des expositions NPE |
| | Valeur des expositions performantes faisant actuellement l'objet d'une mesure de restructuration |
| | Montant trimestriel des expositions restructurées non performantes / encours total des expositions NPE |
| | Encours total des expositions restructurées non performantes / encours total des expositions NPE |
| | Valeur des expositions restructurées non performantes qui rencontrent actuellement des difficultés financières |
| | Valeur des expositions restructurées non performantes qui ne rencontrent pas actuellement de difficultés financières |
| Taux de défaillance répétée | Taux de défaillance répétée sur les expositions restructurées non performantes |
| | Taux de défaillance répétée sur les expositions restructurées performantes |
| Contrats d'échange (swaps) de dettes/d'actifs | Encours trimestriel des contrats d'échange (swaps) de dette contre prise de participation au capital (également en pourcentage de l'encours total des expositions NPE) |
| | Encours trimestriel des contrats d'échange (swaps) de dettes contre actifs (également en pourcentage de l'encours total des expositions NPE) |
| Activité contentieuse | |
| Activité contentieuse | Valeur et nombre des prêts faisant actuellement l'objet d'une procédure judiciaire |
| | Valeur et nombre des actifs récemment saisis |
| | Valeur trimestrielle et nombre de nouveaux prêts entrant dans une procédure judiciaire |
| | Valeur trimestrielle et nombre de prêts sortant d'une procédure judiciaire |
| | Durée moyenne des procédures judiciaires récemment clôturées |
| | Montant recouvré par des procédures judiciaires récemment clôturées (y compris les coûts totaux) |
| | Taux de perte sur les prêts sortant d'une procédure judiciaire |
| Éléments du compte de résultat liés à des NPL | |
| Intérêts liés à des NPL | Paiement d'intérêts comptabilisés au titre des NPL dans le compte de résultat |
| | Pourcentage des paiements d'intérêts comptabilisés au titre des NPL et effectivement encaissés |

| Indicateurs relatifs à l'emprunteur issus de sources externes | |
|---|--|
| Sources externes | <p>Augmentation du niveau de d'endettement et de garanties apportées auprès d'autres banques</p> <p>Paiements en souffrance ou autres catégories relatives aux expositions NPE auprès d'autres banques</p> <p>Défaut du garant</p> <p>Endettement inscrit dans un registre central privé (le cas échéant)</p> <p>Actions en justice</p> <p>Faillite</p> <p>Modification de la structure de l'entreprise (p. ex. fusion, réduction des fonds propres)</p> <p>Notation externe attribuée et tendances</p> <p>Autres informations négatives relatives à des grands clients/grandes contreparties du débiteur/des fournisseurs</p> |
| Indicateurs relatifs à l'emprunteur issus de sources internes | |
| Entreprises | <p>Évolution négative des notations internes</p> <p>Chèques impayés</p> <p>Évolution significative du profil de liquidité</p> <p>Effet de levier (p. ex. fonds propres/total < 5 % ou 10 %)</p> <p>Nombre de jours d'arriérés de paiement</p> <p>Nombre de mois d'existence d'un découvert/d'un dépassement du découvert autorisé</p> <p>Bénéfice avant impôts/recettes (p. ex. ratio < -1 %)</p> <p>Pertes durables</p> <p>Persistance de décotes excessives sur les billets de trésorerie</p> <p>Fonds propres négatifs</p> <p>Retards de paiement</p> <p>Baisse du chiffre d'affaires</p> <p>Réduction du niveau des lignes de crédit relatives aux créances clients (p. ex. variation en glissement annuel, moyenne sur 3 mois/moyenne sur un an)</p> <p>Réduction inattendue des lignes de crédit non utilisées (p. ex. montant non tiré/montant total de la ligne de crédit)</p> <p>Évolution négative de la note comportementale</p> <p>Évolution négative de la probabilité de défaut et/ou de la note interne</p> |
| Particuliers | <p>Mensualité du prêt hypothécaire > x fois le solde créditeur du compte bancaire</p> <p>Nombre de jours d'arriéré de paiement sur un prêt hypothécaire ou un prêt à la consommation</p> <p>Diminution du solde créditeur du compte courant > 95 % au cours des 6 derniers mois</p> <p>Moyenne du solde créditeur du compte courant total < 0,05 % du solde débiteur total</p> <p>Exposition restructurée</p> <p>Nationalité et taux de perte historique afférent</p> <p>Baisse de salaire intervenue au cours des 3 derniers mois</p> <p>Chômage</p> <p>Arriérés à court terme (p. ex. 5-30 jours, selon le type de portefeuille ou de client)</p> <p>Diminution des virements bancaires sur les comptes courants</p> <p>Augmentation du ratio échéance d'emprunt/salaire</p> <p>Nombre de mois de dépassement du découvert autorisé</p> |

| | |
|---|---|
| | Évolution négative de la note comportementale Évolution négative de la probabilité de défaut et/ou de la note interne |
| Indicateurs relatifs à un portefeuille/segment | |
| Répartition du portefeuille | |
| | Répartition par taille des encours et niveau de concentration Top X (p. ex. 10) des groupes de clients liés et indicateurs de risques afférents Répartition par classe d'actifs Répartition par type d'industrie, de secteur, de garantie, de pays, d'échéance, etc. |
| Paramètres relatifs aux risques | Évolution PD/LGD (globale et par segment) Prévisions et projections PD/LGD Montant global de la perte anticipée Exposition en défaut |
| Données relatives aux provisions pour dépréciations (LLP) | Encours et flux de LLP (montant global et par segment) Montants et évolution des provisions pour risques significatifs au niveau individuel |
| NPL/restructuration/actifs saisis | Encours des NPL par catégorie (arriérés > 90 jours, LLP, etc.) |
| NPL/restructuration/actifs saisis | Encours et segmentation des expositions faisant l'objet d'une mesure de restructuration (restructuration, résolution, prolongation forcée, autres modifications, reports, arriérés > 90 jours, LLP) Actifs saisis sur expositions totales Ratio de NPL sans actifs saisis Ratio de NPL avec actifs saisis Couverture des NPL (dépréciations pour risque de crédit, sûretés, autres garanties) |
| Indicateurs d'alerte précoce par type de clientèle/secteur | |
| Indicateurs de caractère général | Données indicielles personnalisables (PIB, marchés boursiers, prix des matières premières, prix des CDS, etc.) |
| Transport maritime | Indices de marché pour le transport maritime (p. ex. le <i>Baltic Dry Index</i>) Ratio de couverture du service de la dette et ratio prêt/valeur |
| Aviation | Indicateurs spécifiques aux compagnies aériennes (coefficient de remplissage, recette par passager, etc.) |
| Immobilier | Indices liés au secteur immobilier (segments, régions, villes, zones rurales, etc.) Notes du marché locatif et variations anticipées de la valeur de marché |
| Énergie | Données indicielles relatives aux sources régionales d'énergies alternatives (p. ex. force du vent, etc.) Système de collecte d'informations relatives à des risques techniques ou politiques possibles relatifs à l'énergie |
| Infrastructures/aéroports | Trafic voyageurs des aéroports |

Source : Site de la BCE

Les NPL augmentent en cas d'achat de prêts, de versements supplémentaires aux clients détenant des NPL ou en cas de capitalisation des arriérés.

Respectivement les NPL baissent dans les cas suivants :

- Recouvrements perçus
- Vente des NPL
- Passage en pertes
- Liquidation des sûretés

- Saisie d'actifs
- Echange des créances contre des actifs
- Transfert des risques

2.1.6 Taux de migration moyen des créances courantes vers les créances classées :

Ce taux exprime le taux des créances courantes à l'année n-1 devenues classées à l'année n. Il est calculé à partir de la matrice de transition des classes de créances. Il mesure donc la variation des NPL en flux contrairement au taux NPL qui est une mesure en termes de stock.

2.1.7 Le ratio de solvabilité

Le ratio de solvabilité est un rapport entre les fonds propres de la banque et les risques qu'elle a à faire face (risque de crédit, opérationnel et de marché). En d'autre terme les risques encourus par l'établissement de crédit ne doivent pas excéder 10% des fonds propres nets de la banque.

$$\text{Ratio de solvabilité} \equiv \frac{\text{fonds propres nets}}{\text{risques encourus}}$$

Il est donc un indicateur de la robustesse de la banque face aux risques des actifs.

Il est évident que les créances classées constituent un obstacle pour les banques et toute l'économie tunisienne car elles limitent la rentabilité des actifs et les possibilités de financement. Ce phénomène est imputé par certains experts à la faiblesse des dispositifs de maîtrise des risques ; la défaillance des systèmes de gouvernance et la pression exercée sur les organes de supervision et les dirigeants des banques. La réglementation bancaire relative à la qualité des actifs bancaires est elle sur le bon chemin pour réduire ces créances douteuses ?

Section 3: Qualité d'actif et réglementation bancaire tunisienne :

La problématique des créances classées représente l'une des principales fragilités du système bancaire tunisien. L'effort de la réglementation pour résoudre ce problème se manifeste à travers certaines exigences relatives à la concentration du portefeuille, couverture des risques, provisionnement,...

Par exemple, la BCT a institué la circulaire n°91-24, relative à la division, couverture des risques et suivi des engagements. Cette circulaire a été mise à jour à plusieurs reprises, notamment, par :

- La circulaire n° 2012-20 relative à la provision à caractère général dite « Provision Collective » sur les actifs courants
- La circulaire n° 2013-21 relative aux provisions supplémentaires pour les engagements de la classe 4 ayant plus que 3 ans d'impayé, dite provision additionnelle.
- La circulaire n° 2016-03, relative aux normes d'adéquation des fonds propres.

La Circulaire n°91-24 traite de certains aspects relatifs à la qualité du portefeuille de crédit. En effet, cette circulaire prescrit des normes à respecter par les banques en matière de division et de couverture des risques, en matière de classification des actifs en fonction des risques encourus, ainsi que les règles minimales à observer par les banques en matière de constitution de provisions et d'incorporation au résultat de l'exercice des intérêts courus sur des créances dont le recouvrement n'est pas assuré.

Selon cette circulaire, la surveillance du portefeuille peut s'effectuer autour de certains indicateurs qui peuvent être classés ainsi :

- Indicateurs de concentration
- Décomposition du portefeuille selon les classes de risque
- Le taux de provisionnement.
- Le ratio de solvabilité

3.1 Indicateurs de concentration :

La circulaire N° 91-24 exige le respect de certaines limites de concentration du portefeuille du crédit d'une banque tunisienne.

Le ratio division est décomposé en 4 composantes :

-Ratios 5% des fonds propres nets :

Le montant total des risques encourus sur les bénéficiaires dont les risques sont supérieurs ou égaux pour chacun d'entre eux à 5% des fonds Propres Nets de la Banque ne doit pas excéder 3 fois ces Fonds Propres.

-Ratio 15% des fonds propres nets :

Le montant total des risques encourus sur les bénéficiaires dont les risques sont supérieurs ou égaux pour chacun d'entre eux à 15% des fonds Propres Nets de la Banque ne doit pas excéder 1,5 fois ces Fonds Propres.

-Ratios 25% des fonds propres nets :

Le montant des risques encourus sur un même bénéficiaire ne doivent pas excéder 25% des Fonds Propres Nets de la Banque.

-Ratio de division de risques pour les personnes ayant des liens avec l'établissement de crédit :

En d'autres termes c'est le ratio de division des Risques pour les Actionnaires, dirigeants et Administrateurs. Il ne doit pas excéder 75% des fonds propres nets de l'établissement. Cette limite est fixée à 25% des fonds propres nets de l'établissement assujetti à partir de fin 2018.

Cette limite était de 1 avant la circulaire 2016-03.

3.2 Décomposition du portefeuille par classe de risque :

Selon la circulaire 91-24, Les banques sont tenues de procéder à la classification de tous leurs actifs quelle qu'en soit la forme, qu'ils figurent au bilan ou en hors bilan et qu'ils soient libellés en dinars ou en devises.

Les actifs détenus directement sur l'Etat ou sur la Banque Centrale de Tunisie ne font pas l'objet de classification.

Pour l'évaluation du risque d'insolvabilité, les banques doivent distinguer leurs actifs du bilan et du hors bilan en actifs courants et actifs classés en fonction du risque de perte et de la probabilité de recouvrement.

Les actifs classés doivent obéir à des règles spécifiques en matière de comptabilisation de leurs produits.

3.2.1 Actifs courants

Sont considérés comme actifs courants, les actifs dont la réalisation ou le recouvrement intégral dans les délais paraît assuré et qui sont détenus sur des entreprises dont :

- la situation financière est équilibrée et confirmée par des documents comptables certifiés datant de moins de 18 mois et des situations provisoires datant de moins de 3 mois.
- la gestion et les perspectives d'activité sont jugées satisfaisantes sur la base des rapports de visites.
- la forme et le volume des concours dont elles bénéficient sont compatibles tant avec les besoins de leur activité principale qu'avec leur capacité réelle de remboursement.

3.2.2 Actifs classés

Il s'agit des actifs qui ont enregistré un incident de paiement. Les actifs classés se décomposent en 4 classes de risque qui se caractérisent ainsi :

Tableau 6 : Critères de classification des créances impayées

| Classe | Type d'actif | Caractère quantitatif | Caractères qualitatifs |
|---------------|--|---|--|
| 1 | Actif nécessitant un suivi particulier | Retard de paiement des intérêts ou du principal inférieur à 90 jours. | Recouvrement dans les délais assuré Secteur d'activité en difficulté Situation financière se dégrade |

| | | | |
|---|-------------------|---|--|
| 2 | Actif incertain | Retard de paiement des intérêts ou du principal supérieur à 90 jours sans excéder 180 jours. | Recouvrement dans les délais incertain Difficultés financières La forme et le volume des concours sont incompatibles avec l'activité Problèmes de gestion entre associés Difficultés d'ordre technique Détérioration des cash-flows |
| 3 | Actif préoccupant | Retard de paiement des intérêts ou du principal supérieur à 180 jours sans excéder 360 jours. | Recouvrement dans les délais menacé L'entreprise dégage des pertes |
| 4 | Actif compromis | Retard de paiement des intérêts ou du principal supérieur à 360 jours. | |

Source : Circulaire BCT n°91-24

3.2.3 Classification par gel du compte

- Sont applicables au découvert, les caractéristiques des classes 2, 3 et 4.
- Lorsqu'il est écoulé un délai de 90 jours après l'arrêté des intérêts sans que le compte n'enregistre des mouvements de recettes susceptibles de compenser le montant intégral des intérêts débiteurs et autres charges, le découvert est considéré généralement gelé et doit faire partie de la classe 2.
- Si $180 < \text{Délai} \leq 360$ jour : classe 3
- Si $\text{délai} > 360$ jour : classe 4
- Pour les découverts classés, les banques ne doivent incorporer dans leur résultat que les intérêts effectivement perçus.

3.2.4 Les agios réservés

Les agios sont calculés conformément à l'article 9 de la circulaire 91-24. Selon cet article ; Pour les actifs des classes 2, 3 et 4, toute banque ne doit incorporer dans ses résultats que les intérêts (ou produits) qui, sans ses propres concours sous quelque forme que ce soit, ont été effectivement remboursés par ses débiteurs. Tout intérêt (ou produit) précédemment comptabilisé mais non payé est déduit des résultats.

3.2.5 Classification des crédits consolidés

- Les arrangements, le rééchelonnement ou la consolidation relatifs à des créances n'excluent pas le maintien des normes objectives établies pour déterminer l'ancienneté des échéances de paiement. Ils ne permettent la reprise des provisions déjà constituées qu'en cas du respect du nouveau calendrier de remboursement.
- Quant à leurs produits, les intérêts impayés ou réservés ayant fait l'objet d'arrangement, de rééchelonnement ou de consolidation quelque soit la classification des engagements

auxquels ils sont rattachés ; Seule la partie effectivement encaissée est incorporée au résultat de l'exercice.

- Dans le cas de nouveaux incidents de paiement, les impayés doivent être totalement provisionnés. Si le cumul des impayés en principal atteint 25% du total de la créance, celle-ci doit être inscrite à la classe 4.

3.3 La couverture par les provisions :

La réglementation bancaire tunisienne exige des banques de comptabiliser des provisions pour les créances devenues douteuses et ce comme mesure de couverture contre le risque de crédit.

Le provisionnement en taux est l'un des piliers de la qualité du portefeuille de crédit, tandis qu'en montant, il reflète une mauvaise qualité.

La BCT a institué deux types de provision : les provisions individuelles par classe de risque et, la provision collective.

3.3.1 Provision individuelle :

Les actifs à provisionner sont les créances qui ont enregistré un retard d'impayé supérieur à un seuil fixé par la circulaire de la BCT. Les provisions sont déterminées selon la classe de risque à laquelle appartient l'actif. La circulaire 91-24 a fixé des seuils minimaux de provision à constituer par les banques tunisiennes :

Tableau 7 : Les seuils minimaux de provisionnement selon la classe de risque

| Classes de risque | Ancienneté d'impayé | Taux de provision |
|-------------------|----------------------|-------------------|
| Classe 1 | < 90 j | 0% |
| Classe 2 | Entre 90 j et 180 j | 20% |
| Classe 3 | Entre 180 j et 360 j | 50% |
| Classe 4 | Entre 360 j et 3 ans | 100% |

Source : Circulaire BCT 91-24

Il est à noter que les provisions sont calculées après déduction des agios réservés et de certaines garanties admises par la BCT. Il s'agit des garanties suivantes :

- Reçues de l'Etat
- Reçues des organismes d'assurances
- Reçues des banques
- Des garanties sous forme de dépôts ou d'actifs financiers susceptibles d'être liquidés sans que leur valeur soit affectée

- Des hypothèques sur bien meuble ou immeuble dûment enregistrées et évaluées fréquemment.

3.3.2 Provision collective :

Cette provision vise à couvrir des risques latents qui n'ont pas pu être identifiés individuellement.

Les actifs concernés sont :

- Les actifs courants (classe 0), qui n'ont enregistré jusqu'à la date de détermination de provision aucun incident de paiement ;
- Les actifs classés appartenant à la classe 1, c'est-à-dire ceux qui ont des impayés inférieurs à 90 jours.
- Cette provision est calculée avec les données internes des banques et selon des méthodes fixées par la BCT.

3.3.3 Provision additionnelle :

Selon l'article 10 de la circulaire 2013-21 : Des provisions additionnelles doivent être constituées en application d'une décote de la garanties réelle pour les relations classée en classe 4 avec une ancienneté supérieur ou égal à 3 ans.

Tableau 8 : Les taux de provision additionnelle

| | Ancienneté d'impayé | Taux de provision |
|----------|---------------------|-------------------|
| Classe 4 | Entre 3 et 5 ans | 140 % |
| | Entre 5 et 8 ans | 170 % |
| | Plus que 8 ans | 200 % |

Source : Circulaire BCT 91-24

3.4 Le ratio de solvabilité

Jusqu'à fin 2011, le ratio de solvabilité réglementaire a été maintenu à 8% conformément aux normes de Bâle 1 alors qu'à l'échelle internationale la normalisation bancaire fait référence aux normes de Bâle 3. Suite aux recommandations du FMI, le ratio de solvabilité a été révisé 2 fois pour être relevé à 9% à fin 2013 et 10% à fin 2014 et ce pour renforcer la solidité financière et faire supporter aux maximum les actionnaires les risques encourus par les banques. Selon Article 4 de la circulaire 91-24 modifié par la circulaire 2016-03 :

Il est calculé en divisant les fonds propres nets de la banque par les risques encourus (Engagement –agios réservés-garanties-provisions individuelles ou/et additionnelles) , mesurés par la somme des agrégats suivants :

- Le montant des risques de crédit pondérés, calculé en multipliant les éléments d'actif et du hors bilan nets par les quotités des risques prévues à l'article 6 de la même circulaire ;
- Le montant des risques opérationnels, déterminé en multipliant par 12,5 l'exigence en fonds propres au titre de ces risques.

3.5 Le Reporting prudentiel

Le circulaire N° 2017-06 de la BCT vient renforcer davantage la supervision en matière de risque de crédit en apportant des nouveautés ;

Les établissements assujettis sont tenus de mettre en place un dispositif spécifique pour le Reporting et ce, en adéquation avec le système de contrôle interne tel que prévu par la circulaire n° 2006-19 relative au contrôle interne.

Ce dispositif doit comporter essentiellement :

- Une procédure interne écrite qui définit clairement le processus du Reporting, les liens fonctionnels et hiérarchiques entre les structures organisationnelles concernées par ce processus et la délimitation des responsabilités au niveau de chaque structure.
- Un mécanisme adéquat de contrôle périodique permettant notamment d'évaluer l'efficacité de la procédure interne susvisée et sa conformité aux dispositions de la présente circulaire.
- Un système adéquat de production des données permettant le respect des délais réglementaires et la conformité aux modalités techniques de déclaration.

L'organisation du système comptable et du dispositif de traitement de l'information des établissements assujettis doit permettre l'identification des informations déclarées ainsi que l'élaboration des différents états ou annexes y afférents.

- Un « responsable Reporting » et un suppléant, chargés de procéder à la déclaration des informations à la Banque Centrale de Tunisie, d'assurer la mission de correspondant de la Banque Centrale de Tunisie et d'assurer la coordination entre toutes les structures de l'établissement assujetti concernées par le Reporting.

Les établissements assujettis sont tenus de transmettre à la Banque Centrale de Tunisie des rapports relatifs à la ventilation des engagements par classe de risque et au respect des normes prudentielles qui sont arrêtés à fin mars, juin et septembre. Ces 7 rapports doivent être validés par le Conseil d'Administration, revus par les commissaires aux comptes et déclarés à la Banque Centrale de Tunisie au plus tard deux mois après la date de l'arrêté.

Ces rapports doivent comporter les annexes suivantes telles que visées dans l'annexe 1 à la présente circulaire au niveau du domaine 3 «Reporting prudentiel» :

- L'état nominatif de l'évaluation des actifs et de la couverture des risques (sous-domaine 1 : risque de crédit).

- La ventilation des engagements par classe de risque et leur couverture (sous- domaine 1 : risque de crédit).
- La Ventilation des Engagements par Classe de Risque et par Secteur d'Activité (sous-domaine 1 : risque de crédit).
- La Couverture des actifs ayant une ancienneté dans la classe 4 supérieure ou égale à 3 ans (sous-domaine 1 : risque de crédit).
- L'état de Détermination de la Provision Collective (sous-domaine 1 : risque de crédit).
- L'état de Migration des Engagements par Classe de Risque (sous-domaine 1 : risque de crédit).
- Les éléments de calcul du ratio de solvabilité (sous- domaine 5 : respect des normes légales et prudentielles).
- L'état récapitulatif du respect des normes de concentration, de division des risques et d'exposition sur les parties liées (sous- domaine 5 : respect des normes légales et prudentielles).

3.6 Une fragilité d'origine réglementaire

Les exigences réglementaires locales en termes de capital restent faibles par rapport aux exigences internationales, en dépit des dernières augmentations. À titre de comparaison, les exigences réglementaires en matière de ratio d'adéquation des fonds propres et de ratio Tier 1 sont respectivement de 10 et 7% en Tunisie, alors que ces seuils sont fixés à 12 et 9% au Maroc.

En outre, les banques tunisiennes se réfèrent aux exigences de Bâle I pour leurs ratios réglementaires d'adéquation des fonds propres, d'où la négligence de certains risques. La capacité des banques à absorber les chocs s'en trouve alors fragilisée.

La BCT a introduit des exigences en matière de fonds propres pour prendre en compte les risques de marché en 2017 et prévoit même de passer à Bâle III d'ici 2020. Toutefois, Standard & Poor's trouve que ce calendrier serait difficilement envisageable. Ce qui place les banques tunisiennes derrière leurs homologues de la région.

D'autre part, Standard & Poor's appelle à une transition vers les Normes internationales d'information financière (IFRS) et la publication des états financiers consolidés pour améliorer la transparence du secteur. Ceci reste une étape nécessaire pour renforcer l'attractivité des banques tunisiennes vis-à-vis des investisseurs locaux et étrangers et à encourager la discipline de marché.

Section 4: Qualité d'actif et Réglementation bancaire internationale :

4.1 Les recommandations Bâloises

Le comité international de Bâle est chargé d'élaborer les règles, recommandations et meilleures pratiques qui sont la référence dans le domaine du contrôle bancaire. Nous allons présenter ci-après les points clés de ses recommandation.

4.1.1 Bâle 1

Les accords de Bâle 1 étaient principalement axés sur le risque de crédit et la quantité de fonds propres que devait comporter le passif des banques afin de faire face à d'éventuelles pertes.

Les actifs des banques étaient classés en cinq catégories en fonction de leur risque de crédit, ou risque de défaut, et un coefficient de pondération du risque leur était attribué.

La règle générale était que les banques devaient financer 8% de leurs actifs pondérés avec des fonds propres.

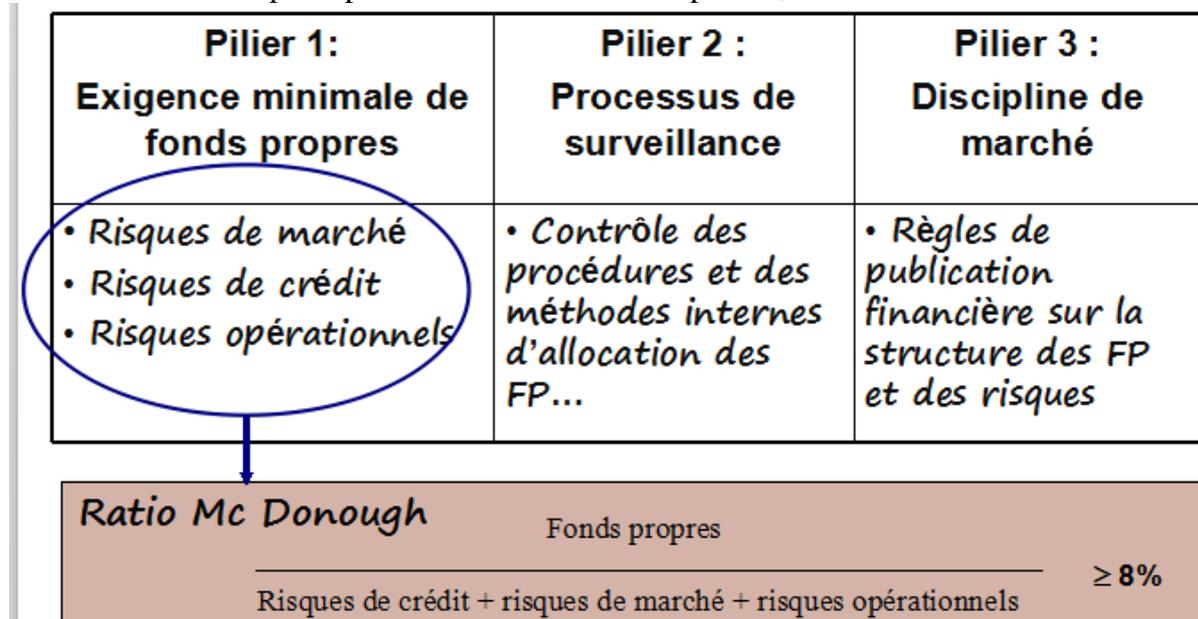
4.1.2 Bâle 2

La deuxième série d'accords, publiée en juin 2004, visait à élargir la gamme des risques couverts et à améliorer la méthode de calcul des coefficients de pondération des risques.

Les principaux apports de Bâle 2 sont :

- Renforcement des fonds propres des banques ; La norme fixée par ces accords se présente ainsi : Minimum de 8% de fonds propres dans l'ensemble des banques ayant une activité internationale (ratio Cook).

- Renforcement des principes de contrôle à travers 3 piliers ;



Pilier 1 : Les banques devront disposer d'un niveau de fonds propres calculé sur la base d'une des méthodes proposées.

Les méthodes de notations internes reposent sur l'appréciation par les banques elles mêmes de leur risque de crédit

Les méthodes de notations internes permettent de déterminer le niveau des fonds propres nécessaire pour qu'une banque ne fasse pas défaut sur un type de crédit à un horizon de temps fixé (1 an) et avec un intervalle de confiance déterminé (99,9%).

Les systèmes de notations internes doivent :

- Reposer sur des bases de données suffisamment complètes et robustes (5 ans minimum).
- Utiliser la même définition du défaut, cette dernière repose sur 2 critères :
- Les doutes sur la capacité de l'emprunteur à rembourser (constitution de provisions, abandon de créance, restructuration, faillite ou procédure collective).
- L'existence d'impayés (90 jours).
- Les méthodes de notations internes doivent recevoir l'approbation préalable du superviseur.

Pilier 2 : Les autorités disposent de pouvoirs renforcés et peuvent si nécessaire imposer des exigences supérieures à celles résultant de la méthode utilisée.

4 principes sont applicables :

- l'appréciation par les banques des fonds propres qui leur sont nécessaires (capital économique).
- La révision prudentielle de ce calcul et la comparaison entre capital réglementaire et capital économique.
- La possibilité pour les autorités de contrôle d'imposer des fonds propres supérieurs au minimum réglementaire déterminé dans le pilier 1, en fonction du profil de risque de chaque banque.
- L'intervention des autorités de contrôle, en cas de besoin.

Pilier 3 : les banques seront soumises à la discipline de marché, ils devront publier des informations très complètes sur la nature, le volume et les méthodes de gestion de leurs risques ainsi que sur l'adéquation à leur fonds propres.

Le nouveau dispositif prévoit des exigences relatives à la publication d'informations quantitatives et qualitatives portant principalement sur :

- Le périmètre d'application de l'accord
- Les fonds propres (niveau, structure et adéquation)
- Les risques (mesures et expositions)

Les exigences en fonds propres sont imposées aussi bien sur les risques de crédit et de marché que sur les risques opérationnels par le nouveau ratio

4.1.3 Bâle 3

En 2010, le Comité de Bâle a publié l'accord Bâle 3, un ensemble actualisé de règles internationales concernant les exigences de fonds propres imposées aux banques.

Cette version est axée sur 4 points clés :

- **Augmentation des exigences en matière de fonds propres** : le ratio minimal de fonds propres des banques augmente pour passer de 8 à 10,5%. Ce taux est en outre complété par un coussin contra-cyclique.

Les fonds propres peuvent être composés de différents instruments financiers (actions, bénéfiques non distribués, crédit d'impôts, etc.) et certains de ces instruments étant notoirement inefficaces pour absorber les pertes en cas de crise, les critères de sélection des instruments admis en tant que fonds propres sont également renforcés.

- **Introduction d'un coussin de capital contra-cyclique** : Un nouveau coussin contra-cyclique obligatoire de 0% à 2,5% est créé en plus du ratio décrit ci-dessus.

Sous la loi CRD4 qui implémente Bâle 3 en Europe; Chaque trimestre, chaque État membre devra estimer si la création de crédit est excessive et risque de créer une bulle. Elle devra ensuite, décider, sur la base de cette évaluation, si les banques doivent disposer de fonds propres supplémentaires.

Cette mesure repose sur l'idée que le crédit est cyclique et exposé aux bulles. Les banques doivent donc accumuler des fonds propres supplémentaires pendant les périodes prospères, ce qui devrait permettre de ralentir la croissance du crédit pendant les périodes d'expansion, et renforcer la solidité des banques en période de récession.

- **Introduction d'un ratio d'effet de levier** : L'effet de levier d'une banque mesure le rapport entre ses actifs et ses fonds propres.

Si l'effet de levier est élevé, la banque détient beaucoup d'actifs pour un capital donné.

Un levier élevé augmente donc la rentabilité potentielle de la banque, mais aussi ses pertes potentielles. Toutes choses égales par ailleurs, un effet de levier plus élevé implique toujours un risque plus grand.

Théoriquement, le montant des actifs qu'une banque peut posséder en fonction de ses fonds propres est limité par l'exigence minimale des 8%. Toutefois, dans les règles de Bâle, le ratio des fonds propres n'est pas appliqué au total des actifs, mais aux actifs pondérés en fonction des risques, un montant adapté pour prendre en compte le risque de chaque actif. Il en résulte

que les banques peuvent investir beaucoup plus d'argent en actifs considérés peu risqués qu'en actifs plus risqués.

Auparavant, les grandes banques ont été autorisées à déterminer elles mêmes leurs coefficients de pondération des risques à l'aide de modèles de calcul internes, afin de les encourager à développer de solides modèles de gestion des risques. Par conséquent, elles peuvent être tentées d'attribuer des coefficients de pondération des risques plus faibles à leurs actifs afin d'augmenter leur effet de levier, c'est-à-dire la quantité d'actifs qu'elles peuvent posséder pour un montant de fonds propres donné.

Dans ce cas, les coefficients de pondération des risques pour un même actif peuvent varier très fortement d'une banque à l'autre. Certaines banques peuvent donc avoir un ratio d'actifs par rapport à leurs fonds propres beaucoup plus élevé que d'autres, et par conséquent, être plus fragiles.

Afin de remédier à ce problème, Bâle 3 a proposé le plafond d'effet de levier, limitant le montant total des actifs qu'une banque peut posséder en fonction de ses fonds propres.

Ce plafond ne prend pas en compte les coefficients de pondération des risques et est donc à la fois plus simple à comprendre et plus difficile à manipuler.

En termes techniques, le ratio d'effet de levier est calculé en divisant les fonds propres Tier1 (soit surtout des actions) par le total des actifs (y compris les actifs dits 'hors bilan'). Ce ratio est égal à 3%,

Les banques qui achètent habituellement de nombreux actifs considérés à faible risque, tels que les obligations d'État, critiquent le plafond d'effet de levier, alléguant que celui-ci freinerait leur activité.

- Introduction de ratios de liquidité : L'activité bancaire traditionnelle implique ce que l'on appelle la 'transformation' : les banques empruntent de l'argent à court terme à l'aide d'instruments liquides et utilisent cet argent pour acheter des actifs non liquides à long terme. La banque court cependant le risque d'avoir du mal à renouveler ses emprunts à court terme et de devoir les rembourser avant de pouvoir récupérer l'argent de son investissement à long terme. C'est ce qu'on appelle le risque de liquidité.

Afin de remédier à ce risque, le régulateur a décidé d'introduire deux ratios de liquidité bancaire obligeant les banques à conserver une réserve de liquidité minimale.

Le premier est le ratio de liquidité à court terme (Liquidity Coverage Requirement), qui vise à assurer que les banques disposent de ressources de financement suffisantes pour les 30 prochains jours : il impose aux banques de posséder suffisamment d'actifs liquides pour couvrir les sorties nettes d'argent prévues pendant les 30 prochains jours.

Le deuxième ratio de liquidité, appelé ratio structurel de liquidité à long terme (Net Stable Funding Ratio), vise à assurer que les banques disposent de ressources de financement

suffisantes pendant les 12 prochains mois, pour couvrir les besoins de financement prévus pendant cette même période.

4.1.4 Les réformes de 2017

Les réformes 2017 complètent les réformes de Bâle 3. Elles visent à instaurer la crédibilité du calcul des actifs pondérés en fonction des risques (RWA) et améliorer la comparabilité des ratios de fonds propres des banques. Les RWA constituent une estimation du risque déterminant le niveau minimum des fonds propres réglementaires qu'une banque doit conserver pour faire face à des pertes imprévues. Un calcul prudent et crédible des RWA fait partie intégrante du dispositif de fonds propres fondé sur les risques.

Les réformes 2017 viennent pour remédier aux faiblesses mises au jour par la crise financière mondiale et restaurer la crédibilité du dispositif de fonds propres fondé sur les risques.

Différentes études ont révélé un degré de variation excessif des RWA à travers les banques que ne pouvaient pas expliquer à elles seules les disparités de risque à travers les portefeuilles d'actifs des banques. Cette variabilité complique la comparaison des ratios de fonds propres d'une banque à l'autre et nuit à la confiance dans ces ratios.

4.2 Examen de la qualité d'actifs

Bâle 3 améliore la solidité des banques prises individuellement grâce aux exigences plus strictes en matière de fonds propres, aux ratios de liquidité et au ratio d'effet de levier. En revanche, la réforme ne s'attaque pas réellement aux problèmes du risque systémique et de l'aléa moral.

Le risque systémique se manifeste d'une part à travers l'uniformité des portefeuilles d'actifs c'est à dire si une majorité de banques acquiert des actifs similaires, comme lors de la crise des crédits hypothécaires subprime et à travers l'interdépendance entre les banques, d'autre part, qui peut créer un effet domino.

Traiter la question de la qualité des actifs est l'une des premières priorités de la supervision bancaire de la Banque centrale européenne (BCE). La BCE s'est attelée à cette tâche dès 2014, avec l'évaluation complète, qui reposait sur deux piliers centraux : Un examen de la qualité des actifs et un test de résistance. À l'issue de l'évaluation complète, la supervision bancaire de la BCE a continué d'intensifier son travail de surveillance prudentielle des prêts non performants. Dans le cadre de leur engagement prudentiel, des équipes de surveillance prudentielle conjointes (Joint Supervisory Teams, JST) observent que les banques suivent des approches diverses en ce qui concerne l'identification, l'évaluation, la gestion et le passage en perte (write-off) des prêts non performants. Leur mission principale

est la résolution des prêts non performants et l'évaluation prudentielle des banques selon les lignes directrices recommandées.

Les lignes directrices ont trait à toutes les expositions non performantes (non-performing exposures, NPE) au sens de la définition de l'ABE5, aux actifs saisis à la suite du défaut du débiteur, ainsi qu'aux expositions performantes dont le risque de devenir non performantes est élevé, tel que c'est le cas des expositions sous surveillance (watchlist) et des expositions restructurées performantes.

Ces lignes directrices traitent la gestion des prêts non performants c'est à dire ;

- les stratégies à mettre en œuvre au sujet des prêts non performants
- les stratégies qui sont étroitement liées à la gouvernance et aux opérations relatives aux prêts non performants
- les aspects importants des opérations de restructuration (forbearance)
- l'identification des prêts non performants
- la constitution de provisions pour les prêts non performants et de leur passage en perte
- la valorisation des garanties.

4.2.1 L'Actif Quality Review (AQR)

À travers l'AQR, la BCE et les autorités compétentes nationales (ACN) vérifient si les actifs inscrits aux bilans des banques sont valorisés de façon adéquate. Cet examen rend les banques comparables au-delà des frontières grâce à l'utilisation de définitions communes, pour des concepts jusqu'alors divergents, et d'une méthodologie uniforme dans l'évaluation des bilans. En 2015, Plus de 6 000 experts au sein du MSU ont analysé plus de 800 portefeuilles individuels en détail, étudiant notamment de manière approfondie la qualité des crédits de 119 000 débiteurs des banques. L'examen fournit à la BCE de nombreuses informations concernant les banques qui seront soumises à sa surveillance prudentielle directe et aidera la BCE dans ses efforts en vue d'instaurer, à l'avenir, une égalité de traitement dans le domaine de la supervision.

4.2.2 Le test de résistance:

Le test de résistance a été réalisé par les banques participantes, la BCE et les ACN en coopération avec l'Autorité bancaire européenne (ABE). Cette dernière a également conçu la méthodologie du test, le scénario adverse étant quant à lui mis au point par le Comité européen du risque systémique (CERS) en coopération avec les ACN, l'ABE et la BCE. Les

banques étaient tenues de maintenir un ratio CET1 minimum de 8 % dans le scénario de référence (comme pour l'AQR) et de 5,5 % dans le scénario adverse. Le test de résistance ne constitue pas une prévision d'événements futurs, mais un exercice prudentiel destiné à juger la capacité des banques à faire face à une détérioration des conditions économiques. Les banques participantes ont été encouragées à établir des projections prudentes, sur la base d'exigences strictes d'assurance de la qualité. Les informations recueillies grâce à l'AQR sont désormais intégrées dans les situations initiales des bilans des banques et dans les projections du test de résistance.

4.2.3 Communication banque par banque

Depuis 130 modèles de présentation des 130 établissements les plus importants, la BCE distingue les déficits de fonds propres révélés par l'AQR et ceux ressortant des scénarios de référence et adverse du test de résistance. Dans l'évaluation complète, ces deux éléments sont joints. Les modèles de présentation fournissent également d'importantes informations supplémentaires sur chaque banque, comme les émissions d'instruments de capital déjà lancées. L'ABE publie ensuite les résultats complets du test de résistance (Source : BCE)

Conclusion :

Dans ce chapitre, nous avons définis les termes techniques qui se réfèrent à la notion de la qualité des actifs ainsi que la réglementation relative à ce sujet.

Les NPL pénalisent largement l'activité des banques. En fait, ils limitent la capacité des banques à financer le développement économique. Les origines de ce phénomène doivent être détectées à l'avance afin de pouvoir les corriger ou trouver une stratégie pour les gérer.

Pour cela, une consultation de la littérature portant sur la qualité des actifs bancaires et les déterminants des NPL serait pertinente. Elle permettra de dégager les relations qui peuvent exister. C'est l'objectif du chapitre suivant.

Chapitre 2: Revue de littérature

Introduction

Au cours des dernières années, plusieurs auteurs se sont intéressés à la problématique des prêts non performants et ont conçus des modèles économétriques plus ou moins complexes à ce sujet pour comprendre et déterminer les causes de ces créances improductives. La littérature identifie deux ensembles de facteurs pour expliquer l'évolution des PNP au fil du temps. Le premier ensemble est constitué de facteurs identifié comme déterminant et lié aux événements extérieurs tels que les conditions macroéconomiques globales susceptibles d'affecter la capacité des emprunteurs à rembourser leurs prêts. Un deuxième ensemble de facteurs spécifiques et endogènes à la banque qui sont liés à leurs stratégies et politiques générales de gestion du risque de crédit

Section 1 : les facteurs macro-économiques

L'environnement macroéconomique influence le bilan des emprunteurs et leur capacité d'emprunt. Ainsi les facteurs macroéconomiques doivent être pris en compte lors de la décision de crédit et aussi lors du suivi des dossiers de crédit.

La littérature a abordé et a étudié certains facteurs qui influencent les prêts non performants, comme le taux de croissance du PIB, le taux de chômage, le taux d'intérêt réel, le taux d'inflation, le taux de change et la dette extérieure etc.

Il existe également de nombreux travaux empiriques qui analysent la relation entre l'environnement macroéconomique et les prêts non performants. Selon M. Nkusu (2011), dans son étude de 2011 intitulée « Non performing loans & macrofianacial vulnerabilities in advanced economies », les modèles théoriques modélisent les NPL en se basant sur les modèles de cycle d'affaires et la théorie de l'accélérateur financier. Les validations empiriques affinent la modélisation des NPL à travers la concrétisation de la théorie de l'accélérateur financier. Les validations empiriques affirment que durant les périodes d'expansion le ratio des NPL tend à la baisse et les provisions sur perte de crédit diminuent. Il s'agit aussi de la pression compétitive et l'optimisme quant à l'environnement macroéconomique. Cela conduit à l'allègement des normes d'octroi de crédit par les banques et donc une croissance du crédit. Quant aux périodes de récession, les ratios de NPL en hausse conjugués à la dépréciation des valeurs des garanties engendrent la restriction des normes d'octroi de crédit et par la suite la diminution du crédit octroyé à l'économie

1.1 Qualité des actifs et taux de croissance du PIB

Fernandez **de Lis et al (2000)**, Salas et Saurina (2002) et Jimenez et al. (2006), J.Marcucci et M.Quagliariello (2008) considèrent que l'évolution des prêts non performants suit un comportement cyclique.

En fait lors d'une phase de croissance économique les agents économiques possèdent des revenus suffisants pour couvrir leur dettes à l'échéance ce qui entraîne un niveau faible de créances douteuses. Lorsque la phase d'euphorie se poursuit les banques continuent à accorder des crédits avec moins de prudence face au risque des emprunteurs. En phase de récession la capacité de remboursement des agents économiques se détériore se qui conduit à augmenter les créances douteuses

C. Shu (2002) a effectué une régression linéaire en utilisant des données de banques de hongkong sur la période 1995-2002. Il a conclu que la croissance du PIB a un impact significatif négatif sur les NPL.

Dans le sens contraire, I. Babouèek et M. Janèar (2005) ont utilisé des données de banques tchèques sur la période 1993-2004 dans le but de déterminer l'impact du développement économique, mesuré par les variables macroéconomiques dont la croissance du PIB réel. Ils ont conclu que la croissance du PIB engendre des NPL élevés.

Jimenez et Saurina (2006), en étudiant le secteur bancaire espagnol sur la période 1984-2003 ont montré que les conditions de crédit trop flexibles durant la phase d'expansion augmentent le risque de crédit de manière significative

K. Männasoo et D.G. Mayes (2009) ont appliqué un modèle logit de données de panel des banques des pays de l'Ouest de l'Europe Centrale. Ils ont utilisé un ensemble de variables explicatives qui comporte des variables spécifiques aux banques et des variables macro-économiques parmi lesquelles les fluctuations du PIB. Ils ont déduit que la diminution de la croissance de PIB engendre une détérioration de la performance du secteur bancaire.

Hassad et El Ghak (2010) ont utilisé un panel dynamique sur la période 1978-2005 pour 10 banques tunisiennes. Le résultat de leur analyse a démontré que les NPL suivent une tendance cyclique c'est à dire une tendance haussière en phase de récession et une tendance baissière en phase d'expansion économique.

Dash et Kabra (2010) ont étudié les banques indiennes sur la période 1999-2009. Il ont trouvé une relation négative entre les prêts non performants et la croissance du PIB.

Louzis et al (2010) ont étudié le secteur bancaire grec en utilisant des données de panel. Ils ont décomposé leur étude en 3 catégories de prêt à savoir les prêts à la consommation, les prêts hypothécaires et les prêts destinés aux entreprises. Ils ont trouvé une relation négative entre la croissance du PIB et les prêts non performants et que l'impact est moins significatif pour les prêts hypothécaires en comparaison avec les 2 autres catégories

Bofondi et Ropele (2011) ont étudié séparément la qualité des crédits accordés aux ménages et aux entreprises du système bancaire italien sur la période 1er trimestre 1990-1er trimestre 2012. Ils ont conclu que la croissance du PIB est un facteur explicatif de la qualité d'actifs bancaires. Ils ont constaté que la relation est négative entre le ratio des prêts non performants et le PIB. Ils ont expliqué cela par le fait que pour les ménages, l'augmentation de taux des NPL est due principalement à la baisse des revenus et pour les entreprises la raison de cette augmentation est le ralentissement de la consommation par leurs clients.

R.De Bock et A.Demyanets (2012), dans le cadre d'une analyse des déterminants macroéconomiques des prêts non performants de 25 économies émergentes sur la période 1996-2010, constatent que le ralentissement de la croissance économique augmente les prêts non performants.

Castro (2013) a analysé la relation entre l'évolution des variables macroéconomiques et le risque de crédit en utilisant des données de panel dynamique de 5 pays (Grèce, Italie, Espagne, Portugal et Irlande) sur la période 1997-2011. Il a constaté une augmentation importante du risque de crédit pendant la période de la crise de 2008.

Dans le cadre de leur enquête sur les déterminants macroéconomiques des créances douteuses au Pakistan, F.Ahmad et T.Bashir (2013) ont utilisé une régression de série temporelle sur la période 1990-2011. Ils ont trouvé aussi que la croissance économique est négativement liée aux prêts non performants.

Ces conclusions sont similaires à ceux obtenus par Adebola et al. (2011) en étudiant les banques islamiques en Malaisie sur la période 2007 à 2009.

1.2 Qualité des actifs et taux de chômage

Concernant le taux de chômage, les différentes recherches concluent à une relation positive et significative avec le ratio des crédits non performants. En effet, les clients chômeurs ne peuvent pas faire face à leurs engagements et rembourser les crédits ce qui permet d'augmenter le niveau des prêts non performants. Ce constat rejoint les conclusions de Louzis, et al. (2010) pour le cas des banques grecques et Bofondi et Ropele (2011) concernant les banques italiennes.

Les travaux de Louzis et al. (2010) démontrent que les emprunteurs à faible revenu ont des probabilités de défaut très élevées à cause du risque potentiel de chômage les rendant incapables d'honorer leurs engagements. Une hausse du taux de chômage influence négativement le pouvoir d'achat des ménages et par conséquent augmente leurs charges d'endettement. Par ailleurs, une hausse du taux de chômage induirait une baisse de la production des entreprises résultant de la baisse de la demande. Cette situation d'entraînement impacte la capacité des entreprises à répondre à leurs obligations financières.

Shu (2002), a examiné le cas des établissements bancaire de Hong Kong entre 1995 et 2002 et a constaté que le chômage affecte la capacité des personnes d'assurer le remboursement de leur dette.

I. Babouèk et M. Janèar (2005) ont construit un modèle VAR en utilisant des données de banques tchèques sur la période 1993-2004 dans le but de déterminer l'impact du développement économique, mesuré par les variables macroéconomiques parmi lesquelles, le taux de chômage sur les NPL. Ils ont conclu que les NPL sont positivement liés au taux de chômage

Dans le sens contraire, P. Jakubik (2008) dont l'objectif était de rechercher l'impact d'un ensemble de variables explicatives à savoir le PIB réel, le pourcentage des crédits par rapport au PIB, le taux de change, le taux de chômage et le taux d'intérêt réel sur la variable dépendante : le taux des NPL, a utilisé une régression simple sur les données du secteur bancaire tchèque qui ont montré que la défaillance des entreprises est significativement déterminée par le pourcentage des crédits par rapport au PIB et le taux de change, alors que pour le cas des particuliers l'augmentation des taux d'intérêt et le chômage conduisent à la diminution des NPL.

Le même résultat est trouvé par Messai et al (2013) en analysant un échantillon de 85 banques dans trois pays (Italie, Grèce et Espagne) pour une période de 5 ans. Ils expliquent que les clients chômeurs ne peuvent pas faire face à leurs engagements et rembourser les crédits

1.3 Qualité des actifs et taux d'inflation

L'impact du taux d'inflation sur les prêts non performants a été amplement abordé par la littérature. L'augmentation du niveau des taux d'inflation peut aussi entraîner l'accroissement du volume des NPL et affecter par conséquent la solvabilité bancaire. Ceci est justifié par le fait que la hausse du niveau des prix engendre une réduction du pouvoir d'achat des ménages, si les salaires sont rigides. Face à cette situation, une hausse d'inflation peut se traduire immédiatement par une incapacité des ménages et des entreprises à honorer leurs dettes bancaires. Toutefois, et à court termes, le taux d'inflation n'a pas d'impact significatif sur les NPL (Asari; 2011)

Greenidge et Grosnevor (2009) suggèrent aussi un effet significatif et positif de l'inflation sur les NPL. Ils expliquent cet effet par la dégradation du pouvoir d'achat des ménages. Nkusu(2011) et Klein(2013) ont montré l'effet de taux d'inflation sur la qualité des prêts. Selon Klein(2013), l'impact de l'inflation, cependant, peut être ambiguë. D'une part, l'inflation peut rendre l'accord de prêt une tâche facile en réduisant la valeur réelle des prêts en cours, mais d'un autre côté, il peut aussi réduire le revenu réel des emprunteurs lorsque les salaires sont rigides. Dans les pays où les taux de prêt sont variables, une inflation plus élevée peut aussi conduire à des taux d'intérêt plus élevés résultant des mesures de politique monétaire pour lutter contre l'inflation ce qui augmente le niveau des NPL (Nkusu, 2011).

Abid et al (2015) ont étudié un échantillon de 16 banques tunisiennes (publiques et privées) sur la période 2002-2012 en utilisant un panel dynamique comme modèle. Ils ont constaté un impact positif de l'inflation et du taux d'intérêt réel sur les NPL

1.4 Qualité des actifs et taux d'intérêt réel

Pour Bofondi & Ropele (2011), le taux d'intérêt affecte le montant des créances douteuses dans le cas des prêts à taux variable. Cela implique que l'effet du taux d'intérêt devrait être positif, et en conséquence, il y a une augmentation de la dette provoquée par la hausse des paiements de taux d'intérêt qui entraînera par conséquent une croissance plus élevée de prêts non performants

Lawrence (1995) souligne le fait que les banques facturent des taux d'intérêt plus élevés aux clients les plus risqués. Fofack (2005) affirme que la croissance économique et le taux d'intérêt réel sont des déterminants importants de créances douteuses dans les pays africains sub-sahariens

Khemraj & Pacha (2009) tentent de chercher les déterminants des NPL dans le secteur

bancaire guyanais.. Ils ont aussi constaté que les banques qui font payer des taux d'intérêt relativement élevés et prêtent trop sont susceptibles d'encourir des niveaux élevés de prêts non performants.

(Jimenez et Saurina ; 2005, Dash et Kabra; 2010) ont trouvé une importante corrélation positive entre le taux d'intérêt et les prêts non performants. Ainsi, une augmentation des taux d'intérêt débiteurs des banques commerciales impacterait positivement les prêts non performants surtout pour les crédits à taux variables. Cette relation s'explique par la diminution de la capacité des emprunteurs à faire face à leurs engagements due à la surcharge d'intérêt. Ce facteur a été mis en exergue pour expliquer le crash financier de 2008 conséquent de la crise des subprimes. La même remarque a été constatée par Louzis & al (2012). Ces derniers ont trouvé également, que les prêts non performants à la consommation sont les plus sensibles aux variations des taux d'intérêts.

De même, **Adebola et al (2011)** ont étudié les déterminants macroéconomiques des prêts non performants des banques islamiques en Malaisie sur la période 2007-2009 en utilisant la méthode ARDL (Auto-Regressive Distributed Lag). Les résultats ont démontré un impact positif significatif à long terme de la variable taux d'intérêt.

1.5 Qualité des actifs et taux de change

Les recherches des experts a aboutit à l'existence d'un lien étroit entre les NPL et le taux de change. Citons l'exemple de l'étude de Fofack (2005), menée sur 16 pays de l'Afrique subsaharienne sur une période de 10 ans. Ses résultats démontrent l'existence d'un lien positif entre les 2 variables. Cela s'explique par la réduction de la marge pour les industries exportatrices à cause de l'appréciation de la monnaie locale, ce qui dégrade leur capacité de remboursement.

La recherche de M.K. Dash et G. Kabra (2010) constitue des travaux récents en matière de déterminants des NPL. Ils ont utilisé des données de panel sur plus que 10 ans en mettant l'accent tant sur les variables macro-économiques que sur les variables spécifiques aux banques. Ils ont conclu que le taux de change a un impact significatif sur les NPL alors que les autres variables sont non significatifs.

De même, R.De Bock et A.Demyanets (2012) ont étudié un échantillon de 25 économies émergentes sur la période 1996-2010. Cette étude a montré que la dépréciation du taux de change a un impact important positif sur les NPL

La même remarque a été présentée par Beck et al (2013) à travers un panel dynamique pour 75 pays et C.San et al (2015) en Malaisie pour la période 2005-2009, dans le cadre de leurs analyses des prêts non performants.

Nous pouvons supposer une certaine rigidité des facteurs macro-économiques, puisqu'elles sont communes pour toutes les banques, ce qui implique un rôle crucial pour les facteurs spécifiques des banques.

Section 2 : les facteurs spécifiques

Il existe plusieurs travaux empiriques qui suggèrent que les facteurs spécifiques à la banque (tels la taille de l'institution financière, le degré de concentration sectorielle du portefeuille clientèle ; la structure de propriété, la rentabilité de la banque, l'efficacité commerciale, les marges de profit.), sont des déterminants importants des NPL, car ils peuvent provoquer des prêts risqués

2.1 Qualité des actifs et aléa moral

L'asymétrie d'informations rend les déposants non capables de connaître la valeur exacte du portefeuille de crédits des banques, ni capables de contrôler les actionnaires/dirigeants. Scialom (1999) suggère que l'évaluation de la valeur du portefeuille bancaire est difficile par un outsider, et les déposants même n'ont pas ni l'incitation ni la capacité d'influencer la gestion bancaire. D'où, la nécessité d'avoir un représentant privé ou public de leurs intérêts.

Enfin, les conflits d'intérêt entre les actionnaires et les déposants s'amplifient en présence des difficultés financières. Les actionnaires ont intérêt à maximiser la valeur de leurs actions et c'est la raison pour laquelle ils seraient incités à s'engager dans des activités risquées au détriment des déposants qui sont supposés être mal informés. La réalisation d'importantes pertes pourrait inciter les actionnaires et les managers à manipuler les comptes dans le but de dissimuler les problèmes de la banque (Berger et al, 1995). Cela constitue pour les déposants un véritable problème de confiance par rapport à la fiabilité des bilans bancaires. Face à ces problèmes d'agence, les déposants exigent des primes de compensation sous forme de taux d'intérêt plus élevés ; et face à ces exigences, les actionnaires procéderaient à une augmentation du ratio de capitaux propres de la banque afin de rassurer les déposants que cette dernière est saine.

Dans l'objectif d'étudier la problématique des NPL en Chine, Zhang et al (2016) ont utilisé un modèle de régression de seuil avec un ensemble de données couvrant 60 banques

commerciales urbaines, 16 banques publiques et 11 banques commerciales rurales sur la période 2006-2012, pour examiner le comportement des banques ; Ils ont trouvé que les banques présentant un niveau élevé des NPL maintiennent leur politique laxiste. Ainsi, les résultats trouvés confirment l'hypothèse de l'aléa moral suggérant qu'une augmentation du ratio NPL augmente les prêts les plus risqués, ce qui pourrait causer davantage la détérioration de la qualité des prêts.

De même, Espinoza et Prasad (2010) ont trouvé que le ratio NPL présente une forte auto-corrélation, c'est à dire que les NPL des années antérieures conditionnent fortement les niveaux actuels. En addition, les chocs subis par les NPL ont des effets plus importants pour les banques ayant des prêts de mauvaise qualité que les autres.

2.2 Qualité des actifs et structure de propriété

D'après la littérature, plusieurs études théoriques (Prowse, (1997) ; Caprio et Levine, (2002) ; Levine (2004)) et empiriques (Crespi et al (2004) ; Haw et al (2010)) confirment que le contrôle et la gestion des risques encourus des banques, notamment le risque de crédit, reviennent essentiellement aux mécanismes internes de gouvernance. De même, Lopez (2010) postule que la gouvernance bancaire est le premier outil de prévention des risques.

Les premières études qui ont examiné la relation entre le risque et la structure de propriété remontent à Berle et Means (1932) et Jensen & Meckling (1976). Ils démontrent que la séparation entre propriétaire et manager première source de conflits d'agence, engendre que les actionnaires diversifiés préfèrent plus de risques que les dirigeants.

Dans le domaine bancaire, plusieurs études ont examiné la relation entre la structure de la propriété et les différentes mesures des risques bancaires dont on cite des exemples ;

2.2.1 La propriété publique, la propriété privée et la propriété étrangère

La structure de la propriété est considérée aussi comme variable spécifique à la banque et affectant les crédits non performants

Certaines études se sont concentrées sur la propriété publique, la propriété privée et la propriété étrangère comme variables explicatives du comportement de prise de risque dans les banques. Ces études analysent l'impact de la structure de la propriété sur la rentabilité, le risque et la solvabilité de la banque.

Sur la base d'un échantillon composé de 107 pays à travers le monde, Barth et al (2004) montrent que la propriété publique des banques est positivement liée au niveau des crédits non performants. Ils trouvent aussi un lien positif entre la propriété publique et la corruption. Toutefois ils n'arrivent pas à démontrer l'existence d'une relation entre la propriété publique et la probabilité d'une crise bancaire.

De même, pour le secteur bancaire taiwanais, Hu et al. (2004) établissent un modèle théorique pour examiner la relation entre la propriété publique des banques commerciales et le risque de crédit mesuré par le taux des crédits non performants. Ils trouvent une relation significative et positive entre des niveaux importants de la propriété étatique et le taux des crédits non performants. Ils ajoutent que dans les banques où la structure de propriété est composée de l'État et des actionnaires privés, les crédits non performants sont plus faibles quand ces derniers se contrôlent mutuellement.

En se référant au point de vue sociale, Sapienza (2004) argumente que les banques de secteur privé « trieraient sur le volet » les meilleurs prêts et les banques à propriété publique interviendraient pour étendre le système financier de leur pays ou faciliter les prêts désirables qui ne sont pas assez rentables pour le secteur privé. Selon cet argument, les banques publiques accordent les prêts que le secteur privé n'accorderait pas.

Berger et al (2005) étudient un échantillon composé de 18 banques en Argentine sur une période allant de 1993 à 1999 et concluent que la propriété publique est associée à une faible performance caractérisée par un ratio élevé des crédits non performants et un faible ROE.

Micco et al. (2006) démontrent que les banques étatiques des pays en développement sont moins performantes et présentent une forte proportion de crédits non performants par rapport aux banques privées et à celles à capitaux étrangers pour des données de la période de 1995-2002. Ils trouvent que les banques publiques sont exposées à des risques élevés plus que les autres banques puisqu'elles jouent un rôle important dans la facilitation des politiques de crédit et leurs prêts sont moins sensibles aux chocs macroéconomiques en comparaison avec les banques privées. Ils concluent par ailleurs que ce constat n'est pas valable pour les banques des pays industrialisés.

Iannotta et al (2007) ont étudié l'effet de la structure de propriété sur la performance et le risque dans l'industrie bancaire. Sur un échantillon de 181 grandes banques de 15 pays européens de la période de 1999-2004, les auteurs comparent les profitabilités, les efficacités et les risques des banques mutuelles, des banques à propriété publique, et des banques à propriété privée, en contrôlant la concentration de propriété. Ils concluent que les banques à

propriété publique ont une mauvaise qualité de crédit et un risque d'insolvabilité plus élevé que les autres types de banques ; tandis que les banques mutuelles ont une meilleure qualité de prêts et un faible risque d'actif plus que les banques publiques et les banques privées. Ces résultats sont conformes aux études antérieures de Fraser et Zardkoohi (1996) et Esty (1997).

Dans une comparaison internationale de 59 pays durant la période 2002-2006, Boudriga et al (2009) démontrent que la propriété publique aggrave le niveau des prêts non performants. Par contre, la propriété étrangère semble contribuer à la réduction des prêts non performants.

Plus récemment, Farazi et al. (2011), sur la base d'un échantillon de 120 banques issues de 9 pays de la région du MENA, montrent que les crédits non performants des banques publiques sont plus importants que ceux des banques privées.

2.2.2 La concentration de propriété

Toutefois, d'autres études se sont focalisées sur la concentration de la propriété et le comportement de prise de risque tels que : Saunders et al (1990) ; Gorton et Rosen (1995) ; Houston et James (1995) ; Demsetz et al (1997). Ils trouvent un effet significatif de concentration de la propriété sur la prise de risque, bien qu'aucun consensus n'existe sur le signe de cette relation.

Konishi et Yasuda (2004) examinent empiriquement les déterminants de prise du risque dans les banques commerciales en utilisant des données récentes du Japon. Ils examinent la relation entre le risque bancaire et quelques facteurs quantifiables qui peuvent affecter le comportement de prise du risque dans les banques commerciales en utilisant les données des prix des actions de 1990 à 1999. Ce papier examine la relation entre la propriété des actionnaires stables et le risque bancaire, où les actionnaires stables sont définis comme les propriétaires de long terme. Étant donné que la propriété des actionnaires stables peut affecter défavorablement le rôle disciplinaire du marché des capitaux, elle peut améliorer la discrétion managériale. Les dirigeants des banques deviennent alors plus avertis au risque que les investisseurs afin de protéger leurs capitaux humains spécifiques des firmes. Ainsi la propriété des actionnaires stables doit être aussi positivement associée avec le niveau de prise de risque bancaire.

Sur un échantillon de 244 banques dans 44 pays, Caprio et al (2007) trouvent que la structure de la propriété est généralement concentrée dans les banques en concluant que 50% des cas sont des propriétés concentrées de familles et 19% des cas sont de l'Etat.

Sur le plan théorique, l'importance des problèmes d'agence entre actionnaire /dirigeant dépend de la capacité de l'actionnaire à supporter les coûts du contrôle du dirigeant.

Unite et Sullivan (2003) suggèrent que dans le secteur bancaire, les actionnaires majoritaires sont incités à contrôler les dirigeants, notamment leurs décisions de crédit et la gestion des risques.

Greuning et Bratanovic (2004) argumentent que les actionnaires majoritaires, ayant les motivations et les moyens pour surveiller les dirigeants, doivent jouer un rôle clé dans la supervision de l'activité de la banque ; et le conflit d'agence disparaît. Cependant, on est toujours devant un problème d'aléa moral.

Haw et al (2010) soulignent que le dirigeant est fortement lié à la propriété concentrée, et il n'est qu'un simple agent qui maximise la richesse de l'actionnaire majoritaire s'engageant dans des activités risquées.

Iannotta et al (2007) en comparant la performance et le risque de 181 banques de 15 pays européens pendant la période de 1999 à 2004 et en examinant la relation entre la prise de risque et la structure actionnariale, montrent qu'une concentration de propriété élevée est souvent associée à une meilleure qualité de prêts, un faible risque d'actifs et un faible risque d'insolvabilité ; alors que la concentration de propriété n'a aucun effet significatif sur la rentabilité de la banque.

Marco et Fernandez (2008) analysent si le comportement de prise du risque est affecté par les mécanismes de contrôle internes dans la gouvernance des institutions financières, tels que la concentration de propriété dans les banques commerciales et le contrôle public dans les caisses d'épargne. Sur un échantillon de 129 banques espagnoles pendant la période 1993-2000, ils démontrent que les banques commerciales à propriété concentrée sont plus risquées que les caisses d'épargne à propriété dispersée.

Haw et al (2010) sur un échantillon de banques commerciales cotées de 1990 à 1996 dans 22 pays de l'Europe de l'Ouest et de l'Asie de l'Est, montrent que les banques à propriété concentrée ont souvent de faibles performances, des volatilités de rendement élevées et un risque d'insolvabilité important autres que les banques à propriété dispersée.

Laeven et Levine (2009) ont cadré leur analyse empirique autour de trois principales théories. Premièrement, les actionnaires diversifiés (actionnaires n'ayant pas une large fraction de leur richesse personnelle investie dans la banque) préconisent une prise de risque par la banque

plus élevée que les créanciers et les dirigeants non actionnaires. Selon Galai & Masulis (1976) et Esty (1998), « tout comme dans n'importe quelle entreprise à responsabilité limitée, les actionnaires diversifiés ont les motivations d'augmenter le risque bancaire après la collection des fonds auprès des porteurs d'obligations et des déposants ».

Similairement, d'après Jensen & Meckling (1976), Demsetz & Lehm (1985), les dirigeants ayant un capital humain spécifique à la banque et des bénéfices privés de contrôle, préfèrent un risque faible plus que les actionnaires sans ces compétences ni bénéfices.

Deuxièmement, La théorie prédite que les réglementations motivent les propriétaires diversifiés à prendre plus de risque que les créanciers et les dirigeants non actionnaires.

De même, selon Kim et Santomero (1994), l'objectif primordial des exigences du capital est de réduire les motivations de prise de risque des actionnaires en les forçant de placer la plupart de leurs richesses dans la banque.

Troisièmement, bien que la théorie bancaire suggère que les réglementations des banques affectent les motivations de prise de risque des actionnaires différemment de ceux des dirigeants, la théorie de la gouvernance d'entreprise suggère que la structure de propriété affecte l'habileté des actionnaires à influencer le risque (Jensen et Meckling, 1976). Comme argumenté par Shleifer et Vishny (1986), les actionnaires, avec des larges votes et droits aux cash-flows, ont un grand pouvoir et des motivations pour influencer le comportement des entreprises.

Shehzad et al. (2010) examinent l'impact de la concentration de la propriété bancaire sur le risque mesuré par les crédits non performants et l'adéquation des fonds propres de 500 banques commerciales appartenant à 50 pays durant la période 2005-2007. Ils concluent que la concentration de la propriété affecte d'une manière significative la qualité des crédits. A l'instar de Laeven et Levine (2009), Shehzad et al (2010) suggèrent que la concentration de la propriété réduit significativement les crédits non performants en prenant en compte la supervision bancaire et les lois de protection des actionnaires minoritaires. Ils trouvent que l'impact de la concentration n'est pas significatif lorsque le contrôle réglementaire est important. Shehzad et al. (2010) confirment ainsi le résultat de Demsetz et Lehen (1985) qui énoncent que la concentration de la propriété est moins importante dans les firmes fortement réglementées telles que les banques. C'est la réglementation qui discipline les dirigeants.

Le travail de Shehzad et al (2010) diffère de celui de Laeven et Levine (2009) puisque ce dernier prend en considération seulement les parts de propriété de 10% et de 20%. Toutefois, Shehzad et al suggèrent que les résultats diffèrent à des niveaux plus importants de la concentration de la propriété. Quand le seuil de concentration dépasse 50%, ils constatent une amélioration de la qualité du portefeuille des crédits.

L'hypothèse de recherche retenue est : la concentration de la propriété augmente la prise de risque au sein des banques.

2.3 Qualité des actifs et rentabilité (ROE-ROA)

En s'intéressant au cas des pays d'Afrique subsaharienne sur un ensemble de données panel de 16 banques couvrant la période 1993-2002, Fofack (2005) a signalé la corrélation négative entre l'indicateur prêts non performants et la plupart des variables bancaires dont notamment la rentabilité des actifs, la rentabilité des capitaux propres, le produit net bancaire, et le résultat net.

La mauvaise gestion expliquée par les indicateurs de performance (ROE) et le coefficient d'exploitation se manifeste par la faiblesse du suivi aussi bien des coûts de fonctionnement que la qualité des crédits accordés. Ce manquement affecte positivement les pertes en capital. L'inefficacité managériale peut aussi induire des niveaux élevés de NPL.

Godlewski (2004) a montré que les répercussions de la profitabilité des banques sont négatives sur le niveau de ratio de prêts improductifs.

Boudriga, Boulila, & Jellouli, (2009) examinent les déterminants des prêts non performants et l'impact de l'environnement de supervision et ce pour un échantillon de 59 pays sur la période 2002-2006. Les auteurs ont trouvé une association entre les créances improductives et les variables bancaires spécifiques telle que la rentabilité des actifs.

Kolapo, Ayendi, & Oke(2012) ont étudié la relation entre la performance de la banque et la gestion du risque de crédit. Leur résultat montre que la rentabilité mesurée par le rendement des actifs (ROA) affecte négativement les prêts non-performants des institutions financières.

En analysant le secteur bancaire tunisien pour la période 2003–2012, **Abid et Ouertani (2013)** ont conclu qu'il existe des preuves solides en faveur de l'existence du lien de causalité entre d'une part la qualité des prêts, et d'autre part la rentabilité et le capital des banques.

Selon **Kwan et Eisenbis** (1994), la rentabilité des banques peut également déterminer le comportement de prise de risque des gestionnaires. Les banques ayant une rentabilité élevée sont moins obligées à augmenter le volume de crédits et sont donc moins contraintes à se livrer à des offres de crédit pour des contreparties risquées ou peu solvables.

Messai et al (2013), ont trouvé aussi cette relation négative. Ils ont expliqué que les banques à forte rentabilité sont moins contraintes à la création de revenus en accordant des crédits risqués. Cela contribue à la réduction de leurs NPL.

Le même constat a été trouvé respectivement, par Makri et al (2014) à travers un panel dynamique des banques de la zone euro durant 2000-2008 et Dimitrios et al (2016) aussi, sur un échantillon des banques de la zone euro durant 1990-2015.

2.4 Qualité des actifs et taux de couverture par les provisions

Concernant la relation entre la variable provision pour créances classées et les prêts non performants, les diverses recherches convergent vers une relation significative et positive. En effet, les banques sont souvent tentées de procéder à des sur-provisionnementnements si elles anticipent des niveaux élevés de pertes en capital. Ce procédé comptable a pour but de diminuer la volatilité des résultats et de renforcer la solvabilité des banques à moyen terme. Ce résultat est similaire à celui de Hasan et Wall (2004), et ce contrairement aux résultats trouvés par Boudriga et al(2009).

Ahmed, Takeda & Shawn (1998) dans leur étude ont révélé que les provisions pour pertes sur les prêts ont une influence positive importante sur les prêts non performants. Par conséquent, une augmentation des provisions pour pertes sur prêts indique une augmentation du risque de crédit et la détérioration de la qualité des prêts affectant par conséquent la performance de la banque négativement.

Fisher, Gueyie & Ortiz (2001) trouvent des résultats similaires avec un ratio provisions sur prêts positivement corrélée au risque pour les banques dans les pays NAFTA. Cette relation est vérifiée pour les différents systèmes bancaires. Ce même résultat est obtenu par Ahmad(2003) concernant les banques Malaisiennes présentent des résultats similaires lorsque leur ratio provisions sur prêt est positivement et significativement liée au risque de crédit.

De même, Hassan et Wall (2004), ont analysé un échantillon de 24 pays sur la période 1993-2000 et ont trouvé que les banques qui souffrent de la lourdeur des créances douteuses, ont un taux de provisionnement élevé.

Cependant, certains auteurs, à l'instar de Boudriga et al (2009), considèrent les provisions comme un moyen de se couvrir contre le risque futur de crédit. Dans leur étude sur 59 pays durant la période 2002-2006, ils ont trouvé que les pays ayant un taux élevé de NPL possèdent un niveau faible de provisions et vice-versa. Cela démontre d'après eux, que les

banques qui ont un niveau faible de NPL adoptent une politique de provisionnement plus prudente pour assurer la couverture contre les risques.

2.5 Qualité des actifs et sélection adverse

L'effet négatif du risque crédit sur la croissance économique s'explique par l'existence des asymétries de l'information. L'asymétrie d'information, notamment la sélection adverse peut entraîner le choix des investissements non productifs, ce qui compromet la rentabilité des projets et contribue à augmenter le risque crédit. La banque enregistre des pertes de ressources et l'économie des pertes de possibilités de nouveaux financements. Les dépenses d'investissements sont affectés et par la suite la croissance économique. Ce résultat est conforme aux prédictions théoriques (Bose et Cothren, 1996 ; Ho et Wang, 2005).

Les études de G. Akerlof (1970) sont parmi les premières à mettre en évidence ce phénomène de sélection adverse (information cachée), suite à son célèbre exemple du marché des voitures d'occasion, selon lequel l'incertitude sur la vraie qualité de produit incite à la fraude. L'on note dans ce cas l'incapacité à obtenir une information correcte et exacte sur les caractéristiques des biens.

En ce qui concerne le secteur bancaire, l'anti-sélection ou la sélection adverse est liée à la difficulté pour la banque de distinguer les bons projets des projets risqués parmi ceux proposés par les clients. La sélection adverse apparaît lorsque certaines informations pertinentes sur la situation du client ne sont pas connues par la banque. Ce type d'asymétrie d'information conduit à une allocation inefficace du crédit, notamment à un phénomène de « surprime de risque ».

La banque se trouvant face à des demandeurs de crédit de qualité douteuse, peut être tentée d'appliquer des taux d'intérêts élevés. Attitude qui pénalisera les clients dont les projets sont moins risqués. Selon Stiglitz et Weiss (1981), un taux d'intérêt élevé peut pousser les établissements de crédit à financer des projets dont la probabilité de succès est faible et inciter les clients les moins risqués à quitter le marché du crédit. Par contre, un taux inférieur les attirera.

Cette idée revient à dire que sur une vue générale, la sélection adverse et le taux d'intérêt élevé permettent d'accroître le nombre d'emprunteurs douteux dont les projets sont relativement peu rentables. D'autre part, l'analyse de Stiglitz et Weiss apparaît claire dans les pays en voie de développement où les banques se caractérisent par une liquidité importante et

les entreprises, en particulier les PME souffrent des problèmes de financement, et par conséquent entraîne un ralentissement de l'activité économique.

Donc la sélection adverse est un phénomène qui peut accentuer le niveau des créances classées

2.6 Qualité des actifs et diversification

Le choix de la banque en termes de diversification peut être en relation avec l'évolution des NPL. La diversification couvre deux volets :

- La diversification des activités de la banque, en multipliant les sources de revenus. De nos jours, on parle de plus en plus de banque universelle : la banque à tout faire. Certes l'activité principale est la collecte de dépôts et l'octroi des crédits, mais elle peut détenir des participations dans des sociétés, faire du consulting, du leasing, du factoring,...
- La diversification de son portefeuille de crédit en multipliant les secteurs pour lesquels la banque accorde du financement : industrie, commerce, tourisme, agriculture, nouvelle technologie,...

Au niveau de la littérature sur la qualité de portefeuille de crédit, les chercheurs se sont intéressés à ces deux types de diversification. A cet effet, deux mesures ont été utilisées pour analyser la relation entre les NPL et la variable en question.

V. Salas et J. Saurina (2002) ont utilisé la taille des banques comme proxy de la diversification. Ils ont trouvé une relation négative entre la taille de la banque et les NPL. Selon eux, une banque de grande taille peut avoir des opportunités de diversification et cela lui permet de diminuer le risque de crédit et donc les NPL. La même conclusion a été tirée par Hu et al. (2004) et R. Rajan et S. Dhal (2003).

K. Stiroh (2004) a utilisé les revenus hors intérêts comme proxy pour la diversification, aucune relation négative n'a été détectée entre les NPL et la diversification.

Louzis et al. (2012) ont utilisé les 2 proxys pour la diversification des banques grecques : la taille de la banque et le ratio des revenus hors intérêts sur les revenus totaux. Ils ont constaté que lorsqu'il s'agit de la taille des banques, ni le signe correspondait aux anticipations ni la significativité du coefficient. Cependant, lorsque le ratio des revenus hors intérêts sur les revenus totaux est pris en compte, le signe s'est avéré négatif, comme attendu, mais le coefficient n'est pas significatif.

En enquêtant sur les NPL des banques commerciales et d'épargne espagnoles, Salas et Saurina (2002) révèlent que l'expansion du crédit, la taille de la banque et le niveau des fonds propres réglementaires expliquent la variation des NPL entre les banques

Selon Jimenez & Saurina (2006) et Quagliariello, (2007), l'effet de la taille de la banque sur le taux de créances classées est mixte. Une relation négative entre le taux de créances classées et la taille de la banque peut signifier que les banques larges ont la capacité d'employer les meilleures stratégies de gestion des risques, et donc auront un faible niveau de prêts improductifs par rapport à des petites banques. La taille d'une banque indique une probabilité plus élevée d'avoir un portefeuille de prêts diversifié, réduisant ainsi les risques et une plus grande probabilité d'obtenir des rendements cibles. Cependant, les grandes banques peuvent prendre plus de risques, ce qui accroît l'ampleur des prêts non performants, entraînant ainsi une relation positive entre la taille et les créances douteuses.

Khemraj & Pacha (2009), Lis, Pages, & Saurina (2000) constatent une corrélation négative entre la taille de la banque et les créances douteuses.

Hu, Li, & Chiu (2004) qui ont étudié le secteur bancaire de Taiwan sur la période 1996 -1999, ont également constaté la présence d'une relation négative entre la taille de la banque et le taux de prêts improductifs.

2.7 Qualité des actifs et adéquation des fonds propres

L'adéquation des fonds propres est le degré de respect par les banques des exigences réglementaires en fonds propres pour la couverture des risques.

L'adéquation des fonds propres est un indicateur fondamental de l'aléa moral selon Berger & De Young (1997) et Konishi & Yasuda (2004). L'aléa moral et la sélection adverse conduisent à des niveaux élevés d'actifs défectueux particulièrement quand le niveau de capitalisation est bas (Jeitschko et Jeung ; 2005). Par ailleurs, Podpiera et Weill (2008) dans leur étude des banques Tchèques, ont confirmés que les banques sous-capitalisées ont un grand problème des NPL. La justification est que les banques non proprement capitalisées peuvent être tentées de prendre des risques excessifs. Les banques peuvent maintenir leurs NPL non résolues et parier sur leur résorption par de nouveaux crédits octroyés.

Conclusion

La littérature nous permet, ainsi de dégager un ensemble d'hypothèses quant à l'impact de chaque déterminant sur le niveau des NPL :

- 1- La croissance du PIB réduit les NPL
- 2- Le chômage augmente les NPL
- 3- L'inflation augmente/réduit les NPL
- 4- L'appréciation de la monnaie locale augmente/réduit les NPL
- 5- L'augmentation des taux d'intérêt augmente les NPL
- 6- L'aléa moral augmente les NPL
- 7- La participation publique augmente les NPL
- 8- La participation étrangère réduit les NPL
- 9- La participation privée réduit les NPL
- 10- La concentration de capital augmente/réduit les NPL
- 11- La rentabilité augmente/réduit les NPL
- 12- La couverture des NPL les augmente/ réduit
- 13- La sélection adverse augmente les NPL
- 14- La diversification réduit les NPL
- 15- L'adéquation des fonds propres réduit les NPL

Dans les chapitres suivants, la validité de ces hypothèses sera vérifiée par des tests statistiques, puis économétriques

Chapitre 3: Validation empirique

Introduction :

L'objet du présent chapitre est de vérifier la validité des différentes hypothèses avancées dans le chapitre précédent sur les banques tunisiennes.

Ce travail est mené en trois étapes ; La première c'est la définition de l'échantillon objet de l'analyse et la spécification des variables. La deuxième c'est l'analyse statistique de l'échantillon et des variables et le choix de la modélisation. La troisième c'est l'analyse économétrique suivant les modèles énoncés.

Section 1: Présentation de l'échantillon et des variables :

Dans cette section nous définissons l'échantillon sur lequel porte notre étude, les différentes variables introduites dans le modèle (variable dépendante et variables explicatives) ainsi que leurs mesures.

1.1 L'échantillon :

Notre recherche porte sur un panel composé de 10 banques tunisiennes cotées (publiques et privées, à capitaux étrangers et tunisiens) sur une période de 12 exercices, allant du 31/12/2006 jusqu'au 31/12/2017. Les indices du panel, i et t , prennent les valeurs suivantes : $i = 1, \dots, 10$ et $t = 2016, \dots, 2017$. Cela fait un nombre total de 120 observations.

Les données utilisées dans cette recherche ont été extraites des rapports annuels des banques, du site de la banque centrale de Tunisie et du site de la banque mondiale.

Notre étude porte sur 10 banques parmi les 16 banques universelles locales du secteur Tunisien, soit plus que la moitié de la population totale. Cet échantillon est considéré comme représentatif car les banques cotées accaparent 88 % des crédits octroyés par tout le secteur et 77 % du total actif.

Tableau 9 : Représentativité de l'échantillon

| | Population totale | Echantillon |
|---------------------------|---------------------------------|-----------------|
| Nature | Banques universelles en Tunisie | Banques cotées |
| Nombre | 16 | 10 (62.5%) |
| Encours de crédits | 77 000 MD | 68 000 MD (88%) |
| Total actifs | 107770 MD | 83 300 MD (77%) |

1.2 Les variables du modèle :

Il s'agit d'une présentation de la variable dépendante (à expliquer) du modèle et des variables indépendantes (explicatives) quantitatives et qualitatives.

1.2.1 La variable dépendante :

Nous avons choisis le taux des NPL comme indicateur de qualité du portefeuille de crédit. Cette mesure a été adoptée par plusieurs chercheurs. Dans le cadre de notre étude, le ratio des NPL sera d'une fréquence annuelle. On note bien que nous n'allons pas retenir le ratio agrégé du secteur mais le ratio sera spécifique à chaque banque : $NPL(i,t)$ avec $i = 1, \dots, 10$ le nombre des individus observés et $t = 2006, \dots, 2017$, les dates d'observation.

1.2.2 Les variables explicatives :

Selon la revue de littérature nous avons 2 types de variables explicatives : macroéconomiques et spécifiques aux banques.

1.2.2.1 Les variables macro-économiques :

Nous avons 5 variables macroéconomiques observées selon une fréquence annuelle. Elles ne varient que dans le temps : Elles sont donc communes pour toutes les banques. Ces variables sont de type quantitatif et exprimées en pourcentage.

Les données relatives à ces variables ont été collectées à partir du site de la banque mondiale (PIB, le taux de chômage et le taux d'inflation), du site de la banque centrale de Tunisie (le taux d'intérêt réel) et du site knoema.fr (Taux de change effectif réel).

Avec les tests statistiques, nous pouvons trouver une forte corrélation entre 2 variables. Cela nous ramène à éliminer une des variables.

1.2.2.2 Les variables spécifiques aux banques :

Ces variables varient dans le temps et selon l'individu (La banque). Nous avons 7 variables quantitatives et 3 variables qualitatives.

- Les provisions pour créances douteuses :

Les provisions pour créances douteuses sont fortement liées aux NPL. Cette variable est mesurée par le ratio : Total des provisions individuelles et additionnelles divisé par le total des créances classées.

- L'Adéquation des fonds propres :

Cette variable indique le degré de respect de la banque des normes prudentielles relatives à la couverture des risques inhérents aux actifs.

Les mesures les plus classiques sont :

- Le ratio de fonds propres mesuré par le rapport entre les capitaux propres et total bilan de la banque i.
- le ratio de solvabilité mesuré par le rapport entre les fonds propres et les actifs pondérés du risque de la banque i.

- La rentabilité de la banque :

Il existe deux mesures classiques de la rentabilité :

- La rentabilité des fonds propres mesurée par le résultat net divisé par les fonds propres (ROE).
- la rentabilité des actifs mesurée par le résultat d'exploitation divisé par le total des actifs (ROA).

Dans notre cas, nous allons calculer le ROA en divisant la marge d'intérêt, par l'encours des engagements vers la clientèle.

- La diversification :

Par la diversification on entend la multiplication des activités. La littérature sur les NPL indique deux types de mesures de la diversification, le premier est la taille de la banque et le deuxième est le ratio des revenus hors intérêts sur le total des revenus. Nous avons donc retenus ces deux mesures, vu leur pertinence.

-La concentration de capital :

C'est une variable qualitative binaire. Elle prend la valeur 1 si la banque i présente des actionnaires détenant plus que le tiers de son capital

- La participation publique :

C'est une variable qualitative. Elle prend la valeur 1 si l'Etat détient une participation majoritaire dans la banque i et 0 sinon.

- La participation étrangère :

C'est aussi une variable qualitative : elle prend la valeur 1 si la banque i présente une participation étrangère majoritaire et 0 sinon.

Ce tableau résume les différentes variables, leurs mesures ainsi que les signes anticipés selon nos hypothèses :

Tableau 10 : Les caractéristiques des variables explicatives du modèle

| Variables | Type | Mesure | Signe |
|-----------------------------------|--------------|-------------------------------------|--------------|
| Macroéconomiques | | | |
| PIB | Quantitative | Taux d croissance du PIB | - |
| Chômage | Quantitative | Taux de chômage | + |
| Inflation | Quantitative | Taux d'inflation | + ou - |
| Taux d'intérêt réel | Quantitative | Taux d'intérêt réel | + |
| Appréciation de la monnaie locale | Quantitative | Taux de change effectif réel | + ou - |
| Variables spécifiques | | | |
| Provision | Quantitative | Provisions sur NPL/total NPL | - |
| Adéquation des fonds propres | Quantitative | Ratio de fonds propres | - |
| | Quantitative | Ratio de solvabilité | |
| Rentabilité | Quantitative | ROA = Marge d'intérêt/total crédits | - |
| | | ROE = rentabilité des fonds propres | |
| Diversification | Quantitative | Taille | - |
| | | Revenus hors intérêts/total revenus | |

| | | | |
|--------------------------|--------------|--|--------|
| Concentration du capital | Qualitative | 1 :Part de l'actionnaire majoritaire > 1/3 0 :Sinon | + ou - |
| Participation publique | Quantitative | 1 :Oui 0 :Non | + |
| Participation étrangère | Quantitative | 1 :Oui 0 :Non | - |

Section 2: Analyses statistiques de l'échantillon :

Cette section est dédiée à l'analyse des variables quantitatives et qualitatives. Ces analyses servent à faciliter l'estimation du modèle final. Il s'agit d'une description statistique des variables quantitatives suivie d'une analyse de corrélation entre elles. Quant aux variables qualitatives, un test d'indépendance est nécessaire.

2.1 Analyse statistique des variables quantitatives :

Il s'agit de calculer les indicateurs tels que la moyenne, les écarts type, coefficients de variation, les minimums et les maximums de l'échantillon.

L'étude statistique de la variable dépendante (NPL) a dégagé les résultats suivants :

Tableau 11 : Indicateurs statistiques de la variable dépendante

| | Moyenne | Ecart type | Minimum | Maximum |
|--------------------------|---------|------------|---------|---------|
| Variabilité globale | 13.35% | 7.8% | 5.1% | 45% |
| Variabilité individuelle | | 6.14% | 6.9% | 25.9% |
| Variabilité temporelle | | 5.17% | 0.8% | 37.7% |

Source : Travail de l'auteur

D'après ce tableau, la moyenne globale du taux des NPL de notre échantillon est de 13.35%.

Il y a un grand écart entre le taux NPL minimum (5.1%) et le taux maximum (45%).

Cependant la dispersion des taux NPL autour de leur moyenne n'est pas trop élevé (7.8%).

La variabilité inter-individuelle (entre les banques) est plus importante que la variabilité temporelle.

Pour les variables explicatives quantitatives, l'indicateur le plus important est le coefficient de variation (CV) qui est égal à l'écart type divisé par la moyenne car il renseigne sur le degré d'homogénéité de l'échantillon :

- Si le $CV_i < 30\%$ alors l'échantillon est homogène par rapport à la variable i

- Si le CVi > 30% alors l'échantillon est hétérogène par rapport à la variable i

Il donne une idée préliminaire sur le modèle à adopter c'est-à-dire un modèle à effet fixe ou un modèle à effet aléatoire Cet indicateur n'est pas pertinent pour les variables macro-économiques parce qu'elles ne varient que dans le temps et ne varient pas d'une banque à l'autre.

Les données macro-économiques de notre étude s'analysent comme suit :

Tableau 12 : Indicateurs statistiques des variables explicatives macroéconomiques

| Variable macroéconomique | Nombre d'observations | Moyenne | Ecart type | Minimum | Maximum |
|----------------------------|-----------------------|---------|------------|---------|---------|
| PIB | 120 | 0.0291 | 0.0213 | -0.0192 | 0.0671 |
| Chômage | 120 | 0.147 | 0.0194 | 0.124 | 0.183 |
| Inflation | 120 | 0.0429 | 0.0115 | 0.0211 | 0.0635 |
| Monnaie locale | 120 | 0.981 | 0.0450 | 0.875 | 1.055 |
| Taux d'intérêt réel | 120 | 0,00235 | 0,0129 | -0,0131 | 0,0314 |

Source : Travail de l'auteur

Selon ce tableau, la croissance annuelle moyenne durant la période 2006-2017 est de 2.9%.

Le taux de chômage moyen est de 14.7%. l'inflation moyenne est de 4.29%. le taux de change effectif réel moyen est de 98.1% et le taux d'intérêt réel moyen est de 0.23%

Quant aux variables explicatives spécifiques des banques, elles s'analysent comme suit :

Tableau 13 : Indicateurs statistiques des variables explicatives spécifiques des banques

| Variable spécifique | Nombre d'observations | Moyenne | Ecart type | CV | Minimum | Maximm |
|---------------------|-----------------------|---------|------------|------------|---------|--------|
| Provision | 120 | 0.677 | 0.145 | 0,21418021 | 0.222 | 1.001 |
| Solvabilité | 120 | 0.108 | 0.0405 | 0,375 | -0.0621 | 0.221 |
| Ratio FP | 120 | 0.0852 | 0.0316 | 0,37089 | -0.0162 | 0.175 |
| ROA | 120 | 0.0283 | 0.0116 | 0,40989 | 2.71 | 0.0504 |
| ROE | 120 | 0.109 | 0.109 | 1 | -0.426 | 0.620 |

| | | | | | | |
|------------------------|-----|-------|--------|---------|-------|-------|
| Taille | 120 | 5.329 | 2.555 | 0,47945 | 1.369 | 1.420 |
| Diversification | 120 | 0.293 | 0.0712 | 0,2430 | 0.169 | 0.450 |

Le CV de la variable « Provision » est inférieur au seuil de 30%..

Les CV des variables « Ratio FP » et « Solvabilité » sont supérieurs au seuil de 30%.

Les CV des variables de rentabilité sont supérieurs au seuil de 30%.

Le CV de la variable « Taille » est supérieur à 30 % alors que celui des revenus hors intérêt est inférieur à 30%.. Le CV élevé de la plupart des variables nous donne une idée sur le modèle le plus adapté. Dans cette situation le modèle à effet aléatoire semble être le plus adéquat.

2.2 Analyse de la corrélation des variables explicatives :

Figure 8 : Matrice de corrélation des variables explicatives macroéconomiques

| | pib | chom | inf | chge | G |
|------|---------|---------|---------|--------|--------|
| pib | 1.0000 | | | | |
| chom | -0.7252 | 1.0000 | | | |
| inf | -0.3011 | 0.2568 | 1.0000 | | |
| chge | 0.4428 | -0.5498 | -0.4725 | 1.0000 | |
| G | 0.5772 | -0.6160 | -0.8951 | 0.5397 | 1.0000 |

Cette capture de STATA montre l'existence d'une forte corrélation entre le PIB et le taux de chômage « chom ». Vu l'importance du PIB dans la littérature empirique, nous décidons de le maintenir et d'éliminer la variable « chômage ». Une forte corrélation existe aussi entre le taux d'inflation « inf » et le taux d'intérêt réel « G ». Vu que le taux d'intérêt est un variable bancaire, nous décidons de le maintenir et d'éliminer le taux d'inflation de notre étude.

Figure 9 : Matrice de corrélation des variables explicatives spécifiques

| | prv | fp | sol | roa | roe | Taille | div |
|--------|--------|---------|---------|---------|--------|--------|--------|
| prv | 1.0000 | | | | | | |
| fp | 0.3305 | 1.0000 | | | | | |
| sol | 0.3919 | 0.8487 | 1.0000 | | | | |
| roa | 0.1689 | 0.1756 | 0.2286 | 1.0000 | | | |
| roe | 0.3593 | 0.1164 | 0.3539 | 0.0744 | 1.0000 | | |
| Taille | 0.0171 | -0.2327 | -0.0955 | -0.0637 | 0.1052 | 1.0000 | |
| div | 0.1557 | -0.0352 | 0.1003 | 0.2488 | 0.1271 | 0.1355 | 1.0000 |

D'après cette capture de STATA, il n'ya pas de variables fortement corrélées. Donc nous décidons de les maintenir toutes.

2.3 Analyse de l'indépendance des variables qualitatives :

Pour éviter le risque de multi-colinéarité des variables qualitatives, on teste l'indépendance entre ces variables à travers le test de **Pearson Khi-deux**.

On accepte l'hypothèse nulle si la p-value du test est supérieure à 5%, sous laquelle les deux variables sont indépendantes. Dans le cas contraire, les variables sont dépendantes et donc il faut éliminer une.

Figure 10 : Test d'indépendance des variables qualitatives

| public | etg | | Total |
|--------|-----|----|-------|
| | 0 | 1 | |
| 0 | 36 | 48 | 84 |
| 1 | 36 | 0 | 36 |
| Total | 72 | 48 | 120 |

Pearson chi2(1) = 34.2857 Pr = 0.000

Cette capture de STATA montre que La p-value du test de Khi-deux est inférieure à 5%, ce qui conduit à réfuter l'hypothèse nulle : les deux variables qualitatives ne sont pas indépendantes, une variable doit être éliminée. Nous décidons d'éliminer la variable « Participation étrangère ».

2.4 Test de multicolinéarité :

La multicolinéarité multivariée, se pose lorsque plusieurs variables indépendantes sont corrélées. Ce test est appliqué en exécutant une régression normale sur les variables du modèle « reg variables », puis en calculant les facteur d'inflation de la variance (VIF) avec la commande « estat vif ». Si les valeurs des VIF identifiées sont inférieures à la limite tracée par Fox (1991) à savoir 4 et la moyenne des VIF est inférieure à 10, on conclue à l'absence de multicolinéarité.

2.5 Effets d'interactions entre les variables explicatives :

On entend par effet d'interaction, la possibilité que l'effet d'une variable explicative sur la variable dépendante diffère selon la valeur prise par une autre variable explicative. Il y a trois formes d'interaction, selon le type de variables indépendantes qu'elles impliquent :

- Interaction entre 2 variables quantitatives
- Interaction entre 1 variable quantitative et 1 variable qualitative
- Interaction entre 2 variables qualitatives

Par exemple, si la relation entre les variables est la suivante ; $y = \alpha + \beta_1x_1 + \beta_2x_2$, le coefficient β_1 puisqu'il dépend de x_2 , il peut s'exprimer ainsi : $\beta_1 = C + Dx_2$

En remplaçant dans l'équation initiale β_1 par son équivalent $C + Dx_2$; On obtient $y = \alpha + (C + Dx_2)x_1 + \beta_2x_2$. En d'autres termes ; $y = \alpha + Cx_1 + Dx_2x_1 + \beta_2x_2$ qui est équivalent à $y = \alpha + \beta_1x_1 + \beta_2x_2 + \beta_3x_1x_2$. Ainsi ce nouveau coefficient β_3 nous servira à estimer l'effet d'interaction entre les 2 variables.

Donc pour estimer l'effet d'interaction, on doit introduire dans le modèle une nouvelle variable égale au produit des 2 variables concernées puis à faire la régression et observer la significativité et le signe de son coefficient.

Or pour éviter un problème de multicollinéarité, il convient de centrer les variables par leur moyenne.

Les commandes STATA pour cette démarche sont décrites dans l'annexe

Section 3 : Démarche empirique

Les données de panel regroupent des données dans deux dimensions : la dimension temporelle et la dimension individuelle. Ces données sont donc constituées d'observations périodiques relatives à une unité statistique qui est « l'individu ». Pour nous l'individu sera la banque. Les deux dimensions d'étude visent à quantifier le comportement des individus tant dans leurs différences individuelles que dans leurs évolutions temporelles. La plupart du temps, ces données sont utilisées pour révéler et quantifier les variables explicatives significatives dans un modèle plutôt que de prévoir un comportement (Duguet, 2010) et c'est dans ce sens que nous allons travailler en déterminant les facteurs influençant le taux des créances douteuses.

Dans notre étude, nous analysons l'impact des variables macroéconomiques et spécifiques des banques sur le taux des NPL des banques tunisiennes sur la période 2006-2017.

Nous avons préparé 2 modèles de base, un modèle macroéconomique et un modèle spécifique ;

Modèle 1 :

$$vNPL_{mac}(i, t) = \alpha + \beta_1 pib_{,t} + \beta_2 vchg_{,t} + \beta_3 vint_{,t} + \beta_4 NPL_{t-1} + \varepsilon(i, t)$$

Avec :

i : Indice des banques, $i = 1, \dots, 10$

t : indice du temps, $t = 2006, \dots, 2017$

$vNPL_{mac}(i, t)$: La variation du taux des NPL d'une banque i entre t et $t-1$

$pib_{,t}$: Le taux de croissance du PIB à l'année t

$vchg_{,t}$: La variation du taux de change effectif réel entre t et $t-1$

NPL_{t-1} : le taux des NPL à l'année $t-1$; Cette variable va nous servir pour tester la présence de l'aléa moral.

vint,t : La variation du taux d'intérêt réel à l'année t

α : La constant du modèle

β_i : Le coefficient de la variable explicative

ε : Le terme d'erreur

Modèle 2 :

$$NPL_{sp}(i, t) = \alpha + \beta_1 \text{prv}(i, t) + \beta_2 \text{adf}(i, t) + \beta_3 \text{rent}(i, t) + \beta_4 \text{div}(i, t) + \beta_5 \text{ccap}(i, t) + \beta_6 \text{pt}(i, t) + \varepsilon(i, t)$$

Avec :

i : Indice des banques, $i = 1, \dots, 10$

t : indice du temps, $t = 2006, \dots, 2017$

$NPL_{sp}(i, t)$: Le taux des NPL d'une banque i à l'année t

$\text{prv}(i, t)$: Le taux de provisionnement de la banque i à l'année t

$\text{adf}(i, t)$: le ratio d'adéquation des fonds propres de la banque i dans l'année t

$\text{rent}(i, t)$: Le ratio de rentabilité de la banque i dans l'année t

$\text{div}(i, t)$: L'indicateur de diversification de la banque i dans l'année t

$\text{ccap}(i, t)$: Le degré de concentration du capital de la banque i dans l'année t

$\text{pt}(i, t)$: Le degré de participation publique ou étrangère pour la banque i dans l'année t

α : La constant du modèle

β_i : Le coefficient de la variable explicative

ε : Le terme d'erreur

En analyse des données de panel, il existe 2 types de modèles possibles : le modèle à effet fixe et le modèle à effet aléatoire. Chacun est approprié dans un cas bien précis.

Le modèle à effet fixe est adopté lorsqu'on est en présence d'une hétérogénéité individuelle observable c'est-à-dire importante. Ce modèle suppose que les relations entre la variable dépendante ($NPL(i,t)$) et les variables explicatives sont identiques pour tous les individus.

Dans ce cas, nos modèles se présentent ainsi :

$$vNPL_{mac}(i,t) = \alpha(i) + \beta_1 \times \text{pib},t + \beta_2 \times \text{vchg},t + \beta_3 \times \text{ivnt},t + \beta_4 NPL_{t-1} + \varepsilon(i,t)$$

et

$$NPL_{sp}(i,t) = \alpha(i) + \beta_1 \text{prv}(i, t) + \beta_2 \text{adf}(i, t) + \beta_3 \text{rent}(i, t) + \beta_4 \text{div}(i, t) + \beta_5 \text{ccap}(i, t) + \beta_6 \text{pt}(i, t) + \varepsilon(i, t)$$

La spécificité par rapport au modèle de base est que la constante α varie d'une banque à une autre, $\alpha(i)$ représente la spécificité individuelle.

Le modèle à effet aléatoire est adopté lorsqu'on est en présence d'une hétérogénéité individuelle non observable, relative à des aspects qualitatifs. Ce modèle suppose que la spécificité individuelle est sous une forme aléatoire. Le terme constant spécifique à l'individu i est aléatoire. Il se décompose en un terme fixe et un terme aléatoire spécifique à l'individu permettant de contrôler l'hétérogénéité individuelle.

$$vNPL_{mac}(i,t) = \alpha + \beta_1 \times pib_{t+} + \beta_2 \times vchg_{t+} + \beta_3 \times vint_{t+} + \beta_4 \times NPL_{t-1} + \mathbf{u}(i) + \boldsymbol{\varepsilon}(i,t)$$

$$NPL_{sp}(i,t) = \alpha + \beta_1 prv(i,t) + \beta_2 adf(i,t) + \beta_3 rent(i,t) + \beta_4 div(i,t) + \beta_5 ccap(i,t) + \beta_6 pt(i,t) + \mathbf{u}(i) + \boldsymbol{\varepsilon}(i,t)$$

Le terme individuel aléatoire est composé de la manière suivante : $\alpha(i) = \alpha + \mathbf{u}(i)$

Nous devons choisir lequel de ces modèles convient le mieux à nos données. Le choix des modèles repose sur un test statistique, le test d'Hausman, que nous présenterons dans la suite. Une fois le modèle est spécifié, nous le soumettons aux tests d'hétéroscédasticité et d'auto-corrélation des erreurs. Cela nous permet d'estimer le modèle final le plus adéquat. L'étape finale consiste à tester la significativité globale et individuelle.

Notre premier modèle contient 4 variables explicatives.

Notre deuxième modèle contient 9 variables. Parmi lesquelles 3 variables ont 2 mesures. Ces variables sont la rentabilité représentée par le ROA et le ROE, la diversification représentée par la taille et les revenus hors intérêts et l'adéquation des fonds propres représentée par le ratio de fonds propres et le ratio de solvabilité. Cela nous ramène à 8 combinaisons possibles de modèles.

Tableau 14 : La composition des 8 modèles

| Variable | Mesure | M1 | M2 | M3 | M4 | M5 | M6 | M7 | M8 |
|-------------------------------------|-------------|----|----|----|----|----|----|----|----|
| Adéquation des fonds propres | Ratio FP | * | * | * | * | | | | |
| | Solvabilité | | | | | * | * | * | * |
| Rentabilité | ROA | * | | | * | * | * | | |
| | ROE | | * | * | | | | * | * |
| Diversification | Taille | * | * | | | * | | * | |

| | | | | | | | | | |
|--|-----------------|--|--|---|---|--|---|--|---|
| | Diversification | | | * | * | | * | | * |
|--|-----------------|--|--|---|---|--|---|--|---|

Nous allons expliquer suivant les étapes que nous avons précédemment annoncées la démarche à suivre pour aboutir au choix de la modélisation convenable pour nos données de panel.

Etape 1 : Spécification du modèle --Effet fixe versus Effet aléatoire

Le test de spécification de Hausman est un test de spécification qui permet de comparer deux types d'estimateurs (à effet fixe et à effet aléatoire ici) pour le modèle étudié. Il compare la matrice de variance-covariance des deux estimateurs. L'hypothèse nulle du test est l'indépendance des erreurs avec les variables explicatives. Si l'hypothèse nulle est rejetée ($p\text{-value} \leq 5\%$), le modèle à effet fixe sera utilisé.

Logiciel STATA permet d'effectuer ce test à l'aide des commandes suivantes introduites successivement : « xtreg..., fe », « est store fixe », « xtreg..., re » et « hausman fixe ».

Il est parfois possible que ce test retourne une chi2 négative. Ce problème est corrigé grâce au test Hausman robuste suivant la commande « xtoverid ». Si le test retourne une $p\text{-value} \leq 5\%$, le modèle à effet fixe sera utilisé.

Etape 2 : Tests d'hétéroscédasticité

Afin de vérifier que les modèles mis en place sont corrects, nous devons procéder à vérification des hypothèses d'homoscédasticité et de corrélation. L'hypothèse d'homoscédasticité dans les modèles de données de panel impose que la variance des termes d'erreur ($\varepsilon_{i,t}$) soit la même et ce quel que soit la banque considérée

Si cette hypothèse n'est pas respectée, on parle d'hétéroscédasticité. Ce phénomène ne biaise pas l'estimation des coefficients mais les écarts types trouvés ne sont pas les bons.

Afin de vérifier cette hypothèse, le test de Breusch Pagan peut être utilisé. Ce test vérifie si le carré des résidus peut être expliqué par les variables du modèle. On sera en présence d'hétéroscédasticité si le cas se présente (la commande STATA pour ce test est « xttest0 »).

Le résultat de la régression permet de rejeter ou non l'hypothèse nulle qui est

l'homoscédasticité : les variables explicatives n'expliquent pas la variance observée.

En présence d'hétéroscédasticité, nous pouvons la corriger en utilisant les MCO et corriger les écarts types par la méthode d'Eiger-White. Ce test n'est pas possible pour le modèle à effets fixes. Pour ce modèle nous utilisons sr STATA les commandes suivantes successivement :

« predict résidu », « gen résidu2=résidu^2 », reg résidu2 variables indépendantes ». On teste la significativité de cette dernière régression (F de Fisher). Si on rejette l'hypothèse nulle cela veut dire qu'il existe une hétéroscédasticité.

Etape 3 : Test d'autocorrélation des erreurs

Une des autres hypothèses fondamentales est qu'il ne doit pas exister de corrélation entre la valeur des termes d'erreurs $\varepsilon_{i,t}$ entre chaque individu (banque)

Un test de Wald sous STATA avec la commande « *xtserial variables* » permet de vérifier l'hypothèse nulle qui est l'absence de corrélation des erreurs.

Etape 4 : choix de la modélisation

Les résultats des trois étapes précédentes nous permettent de déterminer la méthode d'estimation du modèle. En effet, cette dernière diffère selon qu'il s'agisse de :

- Un modèle à effet fixe ou à effet aléatoire.
- Homoscédasticité ou hétéroscédasticité des erreurs.
- Absence ou existence d'autocorrélation des erreurs.

Le tableau suivant permet de faire un bilan des étapes précédentes pour rappeler la démarche du choix du modèle le plus approprié à nos données :

Tableau 15 : Méthodes d'estimation et la commande correspondante de STATA selon les caractéristiques des termes d'erreur

| Caractéristiques | Modèle à effet fixe | Modèle à effet aléatoire |
|---|--|--|
| Homoscédasticité et pas d'autocorrélation | MCO « reg... » | MCO « xtreg..., re » |
| Homoscédasticité et Autocorrélation | MCO « xtregar..., fe » | MCO « xtregar, re » |
| Hétéroscédasticité et pas d'autocorrélation | MCG « xtgls..., panel(hetero) » | MCG « xtgls...,panel(hetero) » |
| Hétéroscédasticité et autocorrélation | MCG «xtgls...,panel(hetero)corr(ar1)» | MCG «xtgls...,panel(hetero)corr(ar1)» |

Source : Manuel d'initiation à STATA

Après avoir choisis et estimé nos modèles suivant ce tableau, nous passons aux tests de significativité du modèle et des coefficients. Le test de significativité globale permet de tester la pertinence de la relation entre la variable dépendante $NPL(i,t)$ et les variables explicatives du modèle. Le **Test de Wald χ^2** permet de tester la significativité globale d'un modèle. L'hypothèse nulle de ce test est la non significativité de l'ensemble des coefficients. La décision est d'accepter H_1 si la p-value du test est inférieure à 5%.

Quant au test de significativité de coefficients, il permet de tester le pouvoir explicatif des variables introduites pour la variable dépendante.

Le **Test de Student** permet de tester la significativité du coefficient d'une variable explicative. Si la p-value $< 5\%$, les coefficients des variables explicatives sont significatives.

Conclusion :

Tout au long de ce chapitre nous avons démontré notre démarche pour le choix de la modélisation adéquate de nos données. C'est l'étape préparatoire qui précède la mise en oeuvre des tests économétriques avec le logiciel STATA et la validation des hypothèses déjà proposées au chapitre 2. Dans le chapitre suivant nous allons présenter les résultats trouvés et leurs interprétations statistiques et économiques.

Chapitre 4: Résultats des estimations et interprétations

Introduction :

Après avoir expliqué la démarche de choix de modélisation, il serait pertinent de présenter les résultats des tests économétriques appliqués suivis de leurs interprétations statistiques et économiques afin de pouvoir répondre à la problématique de recherche. A cet effet ce chapitre se décline en deux sections : la première est dédiée à la présentation des résultats des tests et des estimations et la deuxième est consacrée aux interprétations et aux limites des résultats trouvés.

Section 1: Résultats empiriques :

Nous avons effectués les tests annoncés dans le chapitre précédent à savoir le test de spécification de Hausman, les tests d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation des erreurs sur le modèle macroéconomique et les 8 modèles spécifiques. Un seul modèle parmi les 9 présente des effets fixes. Les 8 restants présentent des effets aléatoires.

Dans cette section nous allons montrer les résultats des estimations de chaque modèle puis leur interprétation statistique.

1.1 Modèle macroéconomique

Les tests effectués ont permis de spécifier le modèle macroéconomique comme un modèle à effet aléatoire avec hétéroscédasticité et absence d'autocorrélation des erreurs.

Tableau 16 : Résultats des tests de spécification du modèle macroéconomique

| | |
|----------------------------------|-----------|
| Modèle spécifique | EA |
| Test de spécification | Hausman |
| Test d'hétéroscédasticité | OUI |
| Test d'autocorrélation | NON |
| Methode d'estimation | MCG |

Source : travail de l'auteur

Le test de multicolinéarité a dégagé des valeurs des VIF inférieures à 4 et une moyenne inférieure à 10. Cela exclut l'hypothèse d'existence de multicolinéarité.

Le test de Hausman a donné un p-value de chi-deux supérieure à 5%, ce qui nous amène à accepter l'hypothèse alternative du test et adopter le modèle à effet aléatoire.

Le test d'hétéroscédasticité de Breush-Pagan spécifique au modèle à effet aléatoire suivant la commande « xttest0 » a donné un p-value inférieure au seuil de 5% ce qui nous impose de rejeter l'hypothèse nulle de homoscedasticité.

Le test d'autocorrélation des erreurs de Wald suivant la commande « xtserial... » a rendu un p-value supérieure au seuil de 5% : ceci implique la validité de l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation.

La méthode la plus adéquate pour estimer un tel modèle est le recours à la méthode des moindres carrés généraux (MCG) avec la commande STATA «xtgls variables ,panel (hetero) », car elle permet de corriger l'hétéroscédasticité.

Après avoir appliqué cette méthode, nous avons pu estimer le modèle. Les résultats de cette estimation sont résumés dans les tableaux ci-dessous :

Tableau 15 et 16

Tableau 17 : Résultats des estimations du modèle

| Variable | EA1 |
|----------------------------|-------------------------|
| Constantte | 0.00976*** (0.00356) |
| PIB | -0.127* (0.0750) |
| Monnaie locale | 0.0216 (0.0502) |
| Taux d'intérêt réel | 0.177** (0.0837) |
| NPL,t-1 | -0.106*** (0.0299) |
| Test de Wald Chi2 | 0.000 |

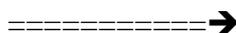


Tableau 18 : Significativité des variables

| Variable | EA1 |
|----------------------------|-------|
| PIB | S- |
| Monnaie locale | NS |
| Taux d'intérêt réel | S+ |
| NPL,t-1 | S- |
| Test de Wald Chi2 | 0.000 |

*** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%, * significatif au seuil de 10% et l'absence de * est synonyme de non significativité de la variable

D'après le tableau, le modèle estimé est globalement significatif. La p-value du test de Wald est inférieure à 5% ce qui nous amène à rejeter l'hypothèse nulle de non significativité globale.

Les p-values des coefficients des variables « PIB », « Taux d'intérêt réel » et « NPLt-1 » sont inférieurs au seuil de 10%, 5% et 1%, ce qui nous mène à rejeter l'hypothèse nulle de non significativité de ces coefficients. Concernant le signe des coefficients de ces 3 variables :

- Le coefficient du « PIB » affiche un signe négatif, donc cette variable diminue le taux des NPL.

- Le coefficient de « Taux d'intérêt réel » a un signe positif, donc elle augmente le taux des NPL.

- Le signe du coefficient de la variable « NPLt-1 » est négatif, cela veut dire que les NPL à l'année t ont tendance à augmenter moins, voire diminuer quand les NPL de l'année précédente sont élevés.

- Le coefficient de « L'appréciation de la monnaie locale » est non significatif. Cela souligne l'absence d'un effet clair de cette variable sur les NPL.

Nous avons testé aussi la présence d'effets d'interactions entre les variables explicatives. Les coefficients associés aux effets d'interaction se sont révélés non significatifs.

1.2. Modèles spécifiques

Les tests effectués spécification de Hausman sur les modèles spécifiques nous ont permis de trouver 7 modèles à effet aléatoire et un seul modèle à effet fixe :

Tableau 19 : Résultats des spécifications des modèles

| Modèle | M1 | M2 | M3 | M4 | M5 | M6 | M7 | M8 |
|---------------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| Spécification | EA1 | EA2 | EA3 | EA4 | EA5 | EA6 | EA7 | EF1 |

1.2.1 Modèle à effet aléatoire

Pour ces modèles, Le test de multicollinéarité a dégagé des valeurs des VIF inférieures à 4 et une moyenne inférieure à 10. Cela exclut l'hypothèse d'existence de multicollinéarité.

Le test de Hausman a dégagé un p-value $> 5\%$.

Le test de Breush-Pagan avec la commande « xttest0 » a dégagé une p-value de chi-deux inférieure à 5% qui conduit à rejeter l'hypothèse nulle d'homoscédasticité

Le test de Wald avec la commande « xtserial variables » a rendu un p-value inférieure à 5%. Cela conduit à rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation.

Dans ce cas, la méthode de moindres carrés générale (MCG) avec la commande « xtgls variables , panel(hetero) corr(ar1) » est la plus adéquate pour corriger l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation.

Les résultats de ces tests sont résumés dans ce tableau :

Tableau 20 : Résultats des tests de spécification des modèles à effet aléatoire

| Modèle | EA1 | EA2 | EA3 | EA4 | EA5 | EA6 | EA7 |
|---------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Test de spécification | Hausman |
| Test d'hétéroscédasticité | OUI |
| Test d'autocorrélation | OUI |
| Methode d'estimation | MCG |

Source : Travail de l'auteur

Après avoir appliqué cette méthode, nous avons pu estimer les 7 modèles à effet aléatoire. Les résultats des estimations sont résumés dans le tableau suivant :

Tableau 21 : Résultats des estimations des modèles à effet aléatoire

| Variable | EA1 | EA2 | EA3 | EA4 | EA5 | EA6 | EA7 |
|----------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| | | | | | | | |

| | | | | | | | |
|---------------------------------|---------------------------|----------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------------|-----------------------|---------------------------|
| Constantte | 0.222*** (0.0245) | 0.227*** (0.0218) | 0.284*** (0.0310) | 0.284*** (0.0376) | 0.211*** (0.0240) | 0.265*** (0.0353) | 0.217*** (0.0208) |
| Provision | -0.106*** (0.0185) | -0.0964*** (0.0173) | -0.102*** (0.0190) | -0.112*** (0.0199) | -0.121*** (0.0203) | -0.120*** (0.0204) | -0.104*** (0.0193) |
| Ratio FP | -0.427*** (0.119) | -0.330*** (0.117) | -0.418*** (0.128) | -0.464*** (0.134) | | | |
| Solvabilité | | | | | -0.279*** (0.0803) | -0.313*** (0.0843) | -0.200*** (0.0764) |
| ROA | 0.448 (0.336) | | | 0.157 (0.374) | 0.603 (0.371) | 0.350 (0.391) | |
| ROE | | -0.104*** (0.0228) | -0.108*** (0.0233) | | | | -0.0979*** (0.0222) |
| Taille | -5.91e-09** (1.56e-09) | -4.65e-09*** (1.58e-09) | | | -4.69e-09*** (1.52e-09) | | -3.65e-09** (1.51e-09) |
| Revenus hors intérêt | | | -0.191*** (0.0615) | -0.206*** (0.0684) | | -0.190*** (0.0695) | |
| Concentration du capital | 0.00609 (0.00688) | 0.00700 (0.00661) | 0.00687 (0.00944) | 0.00659 (0.00990) | 0.00985 (0.00847) | 0.0117 (0.0101) | 0.00970 (0.00839) |
| Participation publique | 0.0872*** (0.0190) | 0.0760*** (0.0189) | 0.0420** (0.0175) | 0.0441** (0.0193) | 0.0842*** (0.0196) | 0.0495** (0.0196) | 0.0729*** (0.0191) |
| Test de Wald Chi2 | 0.00*** | 0.00*** | 0.00*** | 0.00*** | 0.00*** | 0.00*** | 0.00*** |

*** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%, * significatif au seuil de 10% et l'absence de * est synonyme de non significativité de la variable

Le tableau indique que les 7 modèles estimés sont globalement significatifs. La p-value du test de Wald est toujours inférieure à 5% ce qui nous amène à rejeter l'hypothèse nulle de non significativité globale.

Les p-values des coefficients des variables « Provision », « Ratio FP », « Solvabilité », « ROE », « Taille », « Revenus hors intérêt » et « Participation publique » sont inférieurs au seuil de 5% et 1%, ce qui nous mène à rejeter l'hypothèse nulle de non significativité de ces coefficients. Concernant le signe des coefficients de ces variables :

- Les coefficients des variables « Provision », « Ratio FP », « Solvabilité », « ROE », « Taille », « Revenus hors intérêt » ont un signe négatif, donc elles diminuent le taux des NPL.

- Le coefficient de la variable «Participation publique » a un signe positif, donc elle augmente le taux des NPL.

- Les variables « ROA » et « Concentration de capital » sont non significatives dans les 7 modèles, ce qui souligne l'absence d'un impact considérable sur les NPL.

A la fin de chaque régression, nous avons testé aussi la présence d'effets d'interactions entre les variables explicatives. Les coefficients associés aux effets d'interaction se sont révélés non significatifs sauf 2 cas ; L'interaction de la variable « Participation publique » avec la variable « Concentration de capital » et l'interaction de la variable « Participation publique » avec la variable « Taille ». Cela signifie que plus l'Etat détient de contrôle dans le capital de la banque, plus celle-ci souffre de l'accumulation des NPL. Respectivement, plus la banque publique est de grande taille plus elle détient des actifs défectueux.

1.2.2 Modèle à effet fixe

Pour ce modèle aussi, Le test de multicolinéarité a dégagé des valeurs des VIF inférieures à 4 et une moyenne inférieure à 10. Cela exclut l'hypothèse d'existence de multicolinéarité.

Mais le test de Hausman a dégagé un p-value < au seuil de 5%.

La démarche suivie pour appliquer le test de Breush-Pagan dédié aux modèles à effet fixe est la suivante :

- Régresser le modèle à effet fixe avec la commande « xtreg variables, fe ».
- Récupérer les résidus du modèle avec la commande « predict résidu ».
- Générer les carrés des résidus avec la commande « gen R2=résidu^2 ».
- Régresser les variables explicatives sur le carrés des résidus (« reg... »).

Le résultat de ce test a dégagé un p-value de Fisher inférieur au seuil de 5% ce qui conduit à rejeter l'hypothèse nulle de non significativité globale. Donc l'hypothèse d'existence d'hétéroscédasticité est validée.

Le test de Wald avec la commande « xtserial variables » a rendu un p-value inférieure à 5%. Cela conduit à rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation.

Dans ce cas, la méthode de moindres carrés générale (MCG) avec la commande « xtgls variables , panel(hetero) corr(ar1) » est la plus adéquate pour corriger l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation.

Les résultats de ces tests sont résumés dans le tableau suivant :

Tableau 22 : Résultats des tests de spécification du modèle à effet fixe

| | |
|--------------------------|-----|
| Modèle spécifique | EF1 |
|--------------------------|-----|

| | |
|----------------------------------|---------|
| Test de spécification | Hausman |
| Test d'hétéroscédasticité | OUI |
| Test d'autocorrélation | OUI |
| Methode d'estimation | MCG |

L'application de cette méthode, nous a permis d'estimer le modèle à effet fixe. Les résultats de l'estimation sont résumés dans le tableau suivant :

Tableau 23 : Résultats des estimations du modèle à effet fixe

| Variable | EF1 |
|---------------------------------|------------------------|
| Constante | 0.268*** (0.0291) |
| Provision | -0.107*** (0.0195) |
| Ratio FP | |
| Solvabilité | -0.250*** (0.0804) |
| ROA | |
| ROE | -0.0984*** (0.0219) |
| Taille | |
| Revenus hors intérêt | -0.184*** (0.0635) |
| Concentration du capital | 0.0116 (0.00972) |

| | |
|-------------------------------|-----------------------|
| Participation publique | 0.0466*** (0.0177) |
| Test de Wald Chi2 | 0.00*** |

*** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%, * significatif au seuil de 10% et l'absence de * est synonyme de non significativité de la variable

Le tableau indique que le modèle estimé est globalement significatif. La p-value du test de Wald est toujours inférieure à 5% ce qui nous amène à rejeter l'hypothèse nulle de non significativité globale.

Les p-values des coefficients des variables « Provision », « Solvabilité », « ROE », « Taille », « Revenus hors intérêt » et « Participation publique » sont inférieurs au seuil de 5% et 1%, ce qui nous mène à rejeter l'hypothèse nulle de non significativité de ces coefficients.

Concernant le signe des coefficients de ces variables :

- Les coefficients des variables « Provision », « Solvabilité », « ROE », « Taille », « Revenus hors intérêt » ont un signe négatif, donc elles diminuent le taux des NPL.
- Le coefficient de la variable « Participation publique » a un signe positif, donc elle augmente le taux des NPL.
- La variable « Concentration de capital » est non significative dans le modèle, soulignant l'absence d'un impact considérable sur les NPL.

A la fin de la régression, nous avons testé aussi la présence d'effets d'interactions entre les variables explicatives. Nous sommes parvenus au mêmes résultat trouvés avec les modèles à effet aléatoire, à savoir l'existence d'un effet d'interaction de la variable « Participation publique » avec la variable « Concentration de capital » et de la variable « Participation publique » avec la variable « Taille ».

Le tableau suivant résume les effets des variables spécifiques sur le taux des NPL :

Tableau 24 : Significativité du modèle et des variables spécifiques explicatives

| Variable | EA1 | EA2 | EA3 | EA4 | EA5 | EA6 | EA7 | EF1 |
|--------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| Provision | S- |
| Ratio FP | S- | S- | S- | S- | | | | |
| Solvabilité | | | | | S- | S- | S- | S- |

| | | | | | | | | |
|-------------------------------------|----|----|----|----|----|----|----|----|
| ROA | NS | | | NS | NS | NS | | |
| ROE | | S- | S- | | | | S- | S- |
| Taille | S- | S- | S- | | | | S- | |
| Diversification | | | | S- | S- | S- | | S- |
| Concentration du capital | NS |
| Participation publique | S+ |

Section 2: Interprétation économique des résultats empiriques :

Comme nous l'avons déjà prévu au début du chapitre 4, cette deuxième section est consacrée aux interprétations économiques des résultats trouvées dans la première section et aux limites de notre analyse, dans la deuxième section.

2.1 Interprétations économiques :

Nous allons décortiquer les résultats en abordant la relation de la qualité des actifs bancaires mesurée par le taux des NPL avec chaque variable introduite dans les 9 modèles. Cela va nous permettre de :

- Comprendre les dynamiques existantes entre le phénomène des NPL et l'environnement macro-économiques de la Tunisie
- Comprendre les effets de certaines spécificités relatives à la gestion, le comportement et la gouvernance des banques tunisiennes sur l'évolution des NPL

2.1.1 Qualité des actifs et taux de croissance du PIB :

Assez conforme à la théorie, les résultats que l'on a trouvé confirment une relation négative significative entre le taux de croissance du PIB et les prêts non performants (Salas & Suarina, 2002; Rajan & Dhal, 2003; Fofack, 2005; Jimenez & Saurina, 2006; Khemraj & Pacha, 2009, Dash & Kabra, 2010 ; Espinoza & Prasad, 2010). Ceci dit, l'amélioration de l'économie réelle est génératrice d'une réduction des portefeuilles de prêts non performants

des banques. Cela s'explique par une situation financière aisée des emprunteurs.

L'amélioration des revenus de ces derniers les permet de rembourser leurs crédits à l'échéance. Par contre en période de récession, la capacité de remboursement des agents économiques se détériore. Cela conduit à une augmentation des NPL. Par ailleurs, l'effet trouvé de la croissance du PIB n'est pas très significatif. En effet, en périodes de crise, les concours des banques sont orientés vers la consolidation du portefeuille des bons du Trésor traduisant ainsi une préférence des banques pour les financements les moins risqués. Ce comportement leur garantit une certaine rentabilité et surtout il leur fait éviter une accumulation de créances douteuses.

A cet effet, le secteur bancaire étant sur le chemin de la convergence vers les normes de Bâle 3 doit se soucier de l'adoption du coussin contra-cyclique dédié à la couverture contre les aléas de la croissance du PIB.

2.1.2 Qualité des actifs et valeur de la monnaie locale :

L'appréciation de la monnaie locale a deux effets divergeant. D'un côté, elle diminue le coût des importations pour les emprunteurs des banques, ce qui se traduit par un assainissement de leur situation financière. De l'autre coté elle nuit à la compétitivité des exportations vu leur structure décrite dans le premier chapitre et la pression exercée par les concurrents tels que le Maroc et la Chine. Cela donc explique l'effet non significatif trouvé de la monnaie locale sur les NPL.

2.1.3 Qualité des actifs et taux d'intérêt réel :

Nos résultats empiriques ont confirmé la relation avancée dans la revue de littérature (Fofack (2005), Khemraj & Pacha (2009), Dash et Kabra (2010) , Bofondi & Ropele (2011)). En effet, le taux d'intérêt affecte positivement le montant des créances douteuses. Cette relation s'explique par la diminution de la capacité des emprunteurs à faire face à leurs engagements due à la surcharge d'intérêt.

2.1.4 Qualité des actifs et aléa moral :

Les résultats de notre étude empirique montrent que l'aléa moral n'est pas important dans le comportement des banques. En effet, il s'est avéré que les banques limitent leur prise de risque quand elles disposent d'un taux NPL élevé. Par conséquent, les NPL tendent à augmenter moins rapidement, voire diminuer.

2.1.5 Qualité des actifs et sélection adverse :

Bien que nous n'avons pas spécifié une variable pour ce facteur dans notre modèle, nous pouvons utiliser les autres facteurs pour avoir des déductions ; La théorie d'asymétrie

d'information est basée sur deux composantes. La première qui est l'aléa moral n'est pas révélée importante d'après notre analyse. On peut donc conclure que c'est la deuxième composante qui est prépondérante dans les comportements des agents. Ce constat devient plus solide si on ajoute la remarque concernant l'effet positif du taux d'intérêt sur les NPL. Donc le taux d'intérêt excessif et non correctement ajusté sur les risques contribue à l'accentuation de la sélection adverse qui se traduit par l'existence de mauvais emprunteurs.

Soucieuse de ce phénomène, la BCT a prévu parmi ses programmes de veiller à l'implémentation, par toutes les banques, d'un système de notation interne des contreparties dans toutes ses composantes dans l'optique d'institutionnaliser, à court terme, le processus d'octroi de crédits, d'assurer une tarification ajustée aux risques et de garantir une surveillance efficace des risques.

2.1.6 Qualité des actifs et taux de couverture des NPL par les provisions :

Les résultats de notre étude empirique confirment les travaux de Hasan et Wall (2004) et contredisent les travaux de Boudrigua et al. (2009).

Nous avons trouvé que la provision pour créances douteuses constitue un facteur déterminant qui impacte négativement les NPL. Pour les banques tunisiennes un niveau de couverture élevé s'explique par une politique de crédit prudente qui limite la survenance des NPL. La réglementation a commencé les améliorations visant cette variable depuis 2012 en introduisant la provision additionnelle. Elle continue dans le même sens avec des projets structurants visant la convergence à l'horizon 2020 du cadre prudentiel vers les standards de Bâle 3 pour assurer le passage d'une supervision de conformité vers une supervision basée sur les risques. Ces préparations se traduisent par l'exigence de la mise en place par les banques (circulaire n°2016-06) d'un Système de Notation des contreparties (SNI) en vue de les doter d'un outil efficace d'aide à la décision en matière de gestion du risque de crédit. L'objectif final est de préparer les banques à l'application des approches internes de provisionnement et d'allocation des fonds propres. Il s'agit du provisionnement dynamique (Proactif) qui est basée sur la relation plutôt que la classe de risque. Cela va optimiser l'utilisation de cette variable par les banques.

2.1.7 Qualité des actifs et adéquation des fonds propres :

Les résultats empiriques ont confirmé que l'adéquation des fonds propres est un facteur déterminant de la qualité des actifs. En effet, les ratios de fonds propres et de solvabilité se sont avérés significatifs et négativement liés au taux des NPL. Ces résultats convergent avec ceux des travaux de Berger et DeYoung.

La diminution du ratio des fonds propres s'explique par les retombés des impayés sur les résultats des banques, et par suite sur leurs fonds propre.

L'augmentation du ratio de solvabilité s'explique par une amélioration de la couverture en capital par rapport à un même niveau de risques encourus. Cela veut dire que les actionnaires de la banque ont augmenté leur exposition au risque supporté par la banque. Cette implication se traduit par des exigences plus sévères en matière de qualité des risques et par conséquent des pressions exercées sur le management de la banque.

En plus de ça, la conformité régulière de la banque aux normes réglementaires lui permet d'affirmer sa réputation alors que la divulgation publique de son infraction signalerait au marché la faiblesse de son système de contrôle.

Du point de vue réglementaire, le secteur bancaire a connu des améliorations importantes en la matière à partir de l'exercice 2016, à savoir :

- L'introduction d'une exigence en fonds propres pour la couverture du risque opérationnel selon l'indicateur de base (15% du PNB) .L'impact global de l'introduction de cette mesure s'élève à 1 point de pourcentage en termes de ratio de solvabilité des banques.
- Le resserrement de la limite d'exposition sur les parties liées pour la ramener de 100% à 75% à fin 2017 et à 25% à fin 2018.
- La mise en place des exigences en fonds propres pour la couverture des risques de marché.

Cela nous amène à conclure que la réglementation nationale est consciente de l'importance de ce facteur.

2.1.8 Qualité des actifs et rentabilité :

La relation entre la rentabilité et la qualité des actifs a été étudiée à travers la littérature par notamment Godlewski (2004) et Fofack (2005) et Dimitrios & al (2016).

Les résultats empiriques de notre étude pour ses deux mesures ROA et ROE étaient différents.. La rentabilité s'est avérée significative et négative pour le ROE. En effet les banques ayant un ROE élevé sélectionnent la clientèle plutôt aisée leur permettant de maintenir leur niveau de rentabilité. Alors que les banques à faible ROE s'engagent souvent dans des opérations de financement risquées en raison de leur plan stratégique axé sur les secteurs économiques primordiaux.

Le ratio de la marge d'intérêt rapportée aux engagements n'a pas d'impact sur les NPL. Cela peut s'expliquer par l'existence d'un effet marge plus important que l'effet volume. En d'autres termes, l'importance du taux de marge appliqué par certaines banques peut cacher un volume important d'impayés.

2.1.9 Qualité des actifs et diversification :

La revue de littérature a montré des résultats divergents trouvés par les auteurs. Certains ont trouvé une corrélation négative et d'autres n'ont pas trouvé d'effet significatif entre la diversification et le taux des NPL.

Notre étude empirique a révélé que la diversification a un impact négatif sur le taux des NPL. Ce résultat rejoint la règle de base de la théorie de portefeuille de Markovitz. Il s'agit de la règle de diversification du portefeuille d'actifs financiers, selon laquelle, la diversification du portefeuille d'actifs sert à réduire son risque global.

La diversification pour les banques revêt deux volets : le premier volet concerne la diversification des revenus (intérêt, revenus de portefeuille titre et les commissions), le second volet concerne la diversification du portefeuille de crédit (Par secteur, par zone géographique, ...). Ce dernier peut se traduire par la taille de la banque.

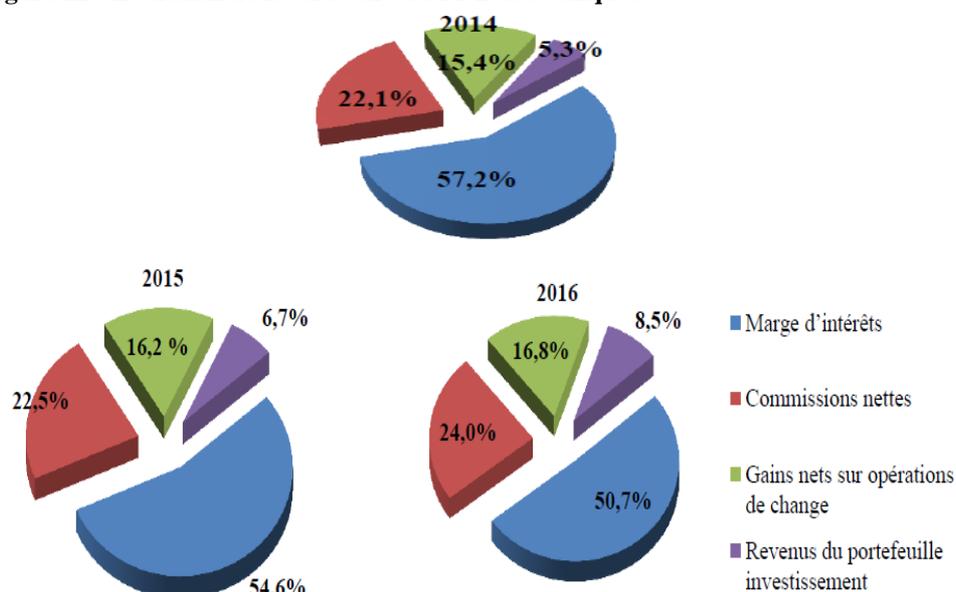
Du point de vue taille, plus cette variable augmente plus la banque réalise des économies d'échelle en termes de coût et d'information collectée sur les agents économiques. C'est ce qui fait l'importance de cette variable pour le taux des NPL.

Du point de vue revenus hors intérêt, bien que la rentabilité des autres activités (Portefeuille titres, bons de trésor, commissions,...) soit plus faible par rapport aux crédits, celles-ci sont beaucoup moins risquées.

Dans ce contexte, les banques mènent une course vers l'extension de leur réseau et le positionnement sur le marché du détail portant le taux de bancarisation à 6400 habitants par agence en 2016 contre 7434 habitants par agence en 2012.

Nous pouvons observer aussi le comportement des banques qui adoptent de plus en plus la stratégie de diversification des revenus avec les figures suivantes :

Figure 11 Figure 12 : Evolution de la structure du PNB des banques



Source : Rapport de supervision BCT

Dans la même optique et sur le plan réglementaire, la loi de 2016 vient de donner le feu vert aux banques commerciales pour exercer les opérations bancaires islamiques et de factoring, ce qui contribue davantage à la diversification des sources de revenus.

2.1.10 Qualité des actifs et concentration du capital :

D'après nos résultats empiriques, l'impact de cette variable n'est pas significatif dans le cas tunisien. Ce résultat confirme la non importance de l'aléa moral dans l'explication du comportement des banques. Donc l'existence des actionnaires détenant des grandes proportions de capital ne semble pas avoir un impact significatif sur le management et la gestion des risques. Cela peut s'expliquer par l'existence de défaillances en termes de gouvernance, tels que la non séparation entre la présidence du conseil d'administration et la direction générale et le faible nombre des membres indépendants du conseil.

La refonte de la loi bancaire en 2016 a consacré les principes de bonne gouvernance ayant trait à la séparation entre les fonctions du président du conseil d'administration et du directeur général, ainsi que les nouvelles limites de prise de participation.

2.1.11 Qualité des actifs et participation publique :

D'après nos résultats empiriques, la présence de l'Etat dans le capital de la banque s'est avérée significativement liée au problème des NPL. Ce résultat est logique étant donné la pression exercée par l'Etat sur les banques publiques pour se conformer aux priorités de son modèle de développement économique. Les secteurs prioritaires tels que le tourisme et l'agriculture accaparent la majorité des NPL du secteur comme le montre le tableau suivant :

Tableau 25 : Part des créances classées sectorielles

| Secteur d'activité | 2015 | 2016 |
|---------------------------------------|-------------|-------------|
| Agriculture | 37,6 | 37,0 |
| Industrie | 16,9 | 16,0 |
| Commerce | 14,9 | 13,9 |
| Tourisme | 54,2 | 51,4 |
| Promotion immobilière | 14,3 | 14,4 |
| Total engagement professionnel | 20,3 | 18,9 |
| Particuliers | 6,5 | 6,4 |

Source : Rapport de supervision bancaire BCT

La latence des impayés de ces deux secteurs s'explique, en premier lieu par le caractère coûteux et long du processus de recouvrement en raison de la difficulté de liquidation des biens réels pris en hypothèque. En second lieu, ces expositions sont qualifiés par une performance hautement procyclique c'est à dire saisonnière avec une inadéquation du provisionnement et du traitement réglementaire.

Le comportement des banques publiques s'explique aussi par le support de l'Etat (Safety net), qui encourage la prise de risque selon la logique (Too big to fail).

Finalement consciente de ce phénomène, la réglementation bancaire a prévu parmi ses réformes de 2016 le démarrage du processus de restructuration des banques publiques basé sur des programmes de redressement couvrant les aspects institutionnel, commercial et opérationnel ainsi qu'une approche de résolution de la problématique des créances compromises.

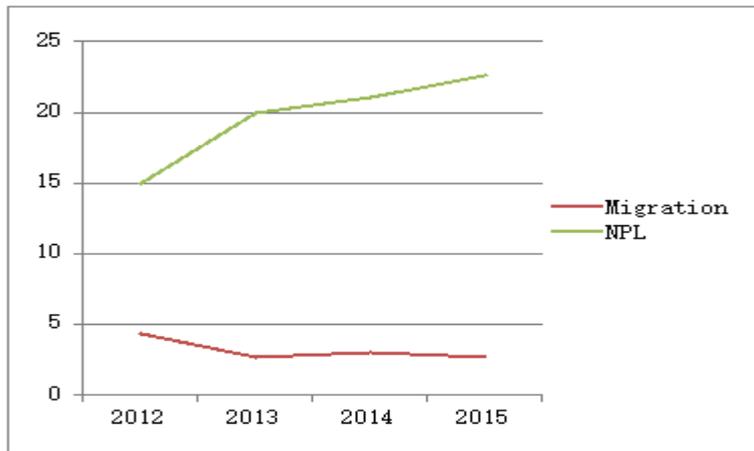
2.2 Limites de la recherche

Tout au long de cette recherche, nous avons utilisé la variable «Taux des NPL» comme un indicateur de référence pour évaluer la qualité des des actifs bancaires. Ceci dit, notre analyse se trouve limitée sur deux niveaux : Le premier concerne l'absence d'une analyse des autres actifs bancaires comme les portefeuilles commercial et d'investissement. Le deuxième concerne les autres variables qui évaluent la qualité tels que les pertes sur créances, les provisions additionnels et le taux de migration des créances.

Pour le premier niveau, mis à part qu'il exige un travail substantiel la matière souffre d'une insuffisance des informations rassemblées et publiées.

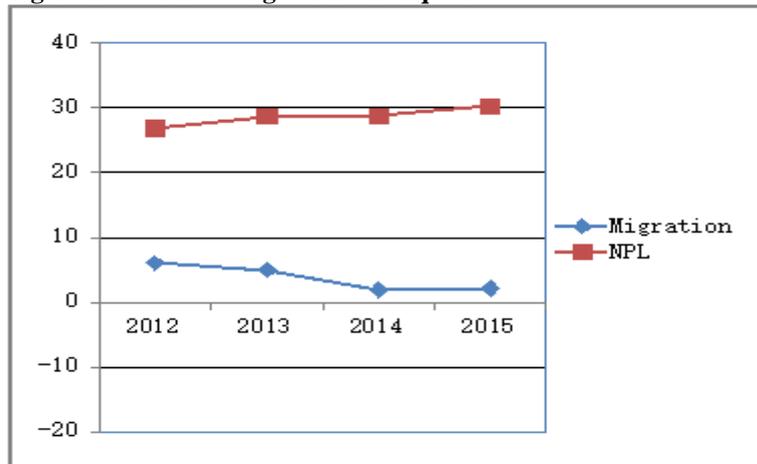
Pour le deuxième niveau, concernant les deux premières variables mentionnées, suite à la consultation des rapports annuels des banques et tout autre forme de publication nous n'avons trouvé que les chiffres y afférents ne sont pas publiés d'une façon régulière. Quant à la troisième variable, nous avons jugé sa pertinence. En effet, étant donné que l'analyse suivant le taux des NPL est une approche en terme de stock, l'analyse suivant le taux de migration est une approche en termes de flux qui peut éliminer l'effet des NPL latentes. Il était donc possible d'obtenir des résultats plus affinés en combinant les deux approches, puis en utilisant une analyse comparative. Nous avons, alors essayé d'obtenir des données sur cette variable auprès de la BCT. Mais les données fournies (Etat de migration des engagements) souffrent de nombreux imprécisions concernant un nombre non négligeable des banques. Ceci était justifié par la sous évolution des systèmes d'information des banques dans les années précédentes, ce qui ne permettait pas de collecter des informations fiables et complètes sur cette variable. Le nombre limité de observations fiables nous a empêché de faire des régressions statistiques à cause des problèmes de colinéarité (Le nombre de variables explicatives est grand par rapport à l'échantillon). Cependant, nous avons comme même essayé de faire quelques remarques en utilisant les données jugées fiables après un effort de vérification. Le point le plus important qui nous a marqué est la présence de divergences entre l'évolution des NPL et des taux de migrations, dans quelques cas comme le montrent les figures suivantes :

Figure 13 : NPL vs Migration : Banque 1



Source : Travail de l'auteur

Figure 14 : NPL vs Migration : Banque 2



Source : Travail de l'auteur

Nous pouvons donc conclure ; Bien que l'approche avec le taux des NPL était la prépondérante dans les travaux de recherche dans la littérature empirique, l'ajout de l'approche par le taux de migration semble pouvoir approfondir l'analyse.

Bibliographie

Annexe

ANNEXE 1 : Tests relatifs au modèle macroéconomique

- Test de colinéarité

. reg vnpl nplt_1 vG vchge pib

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 110 |
|----------|------------|-----|------------|---------------|---|--------|
| Model | .01269113 | 4 | .003172783 | F(4, 105) | = | 6.17 |
| Residual | .053978872 | 105 | .000514084 | Prob > F | = | 0.0002 |
| Total | .066670002 | 109 | .000611651 | R-squared | = | 0.1904 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.1595 |
| | | | | Root MSE | = | .02267 |

| vnpl | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| nplt_1 | -.1143348 | .0280235 | -4.08 | 0.000 | -.1699003 -.0587694 |
| vG | .1984771 | .1227467 | 1.62 | 0.109 | -.044907 .4418611 |
| vchge | .0557745 | .0737115 | 0.76 | 0.451 | -.0903819 .2019309 |
| pib | -.1631769 | .1087875 | -1.50 | 0.137 | -.3788825 .0525286 |
| _cons | .0150427 | .00496 | 3.03 | 0.003 | .0052079 .0248775 |

. estat vif

| Variable | VIF | 1/VIF |
|----------|------|----------|
| pib | 1.10 | 0.908707 |
| vG | 1.06 | 0.945702 |
| nplt_1 | 1.04 | 0.958965 |
| vchge | 1.00 | 0.997999 |
| Mean VIF | 1.05 | |

- Test de Hausman

. xtreg vnpl pib nplt_1 vG vchge, fe

```

Fixed-effects (within) regression           Number of obs   =       110
Group variable: Code                       Number of groups =        10

R-sq:                                       Obs per group:
    within = 0.2614                          min =           11
    between = 0.1116                          avg =          11.0
    overall = 0.1813                          max =           11

                                           F(4,96)         =        8.49
corr(u_i, Xb) = -0.4509                     Prob > F         =       0.0000
    
```

| vnpl | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|---------|-----------|-----------------------------------|-------|-------|----------------------|
| pib | -.0998219 | .1011686 | -0.99 | 0.326 | -.3006401 .1009962 |
| nplt_1 | -.1949806 | .0396987 | -4.91 | 0.000 | -.2737818 -.1161794 |
| vG | .1805222 | .1110941 | 1.62 | 0.107 | -.0399978 .4010422 |
| vchge | .0554462 | .0665887 | 0.83 | 0.407 | -.0767312 .1876237 |
| _cons | .0241805 | .0056641 | 4.27 | 0.000 | .0129373 .0354237 |
| sigma_u | .01346958 | | | | |
| sigma_e | .02048242 | | | | |
| rho | .3019 | (fraction of variance due to u_i) | | | |

F test that all u_i=0: F(9, 96) = 3.63 Prob > F = 0.0006

. est store fixed

```
. xtreg vnpl pib nplt_1 vG vchge, re

Random-effects GLS regression              Number of obs   =       110
Group variable: Code                      Number of groups =        10

R-sq:                                     Obs per group:
    within = 0.2579                        min =           11
    between = 0.1116                       avg =          11.0
    overall = 0.1873                       max =           11

Wald chi2(4) =       30.55
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                Prob > chi2     =       0.0000
```

| vnpl | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
|---------|-----------|-----------------------------------|-------|-------|----------------------|
| pib | -.1331626 | .1009108 | -1.32 | 0.187 | -.3309441 .064619 |
| nplt_1 | -.1525407 | .0333368 | -4.58 | 0.000 | -.2178795 -.0872018 |
| vG | .189971 | .1123813 | 1.69 | 0.091 | -.0302923 .4102343 |
| vchge | .055619 | .0674268 | 0.82 | 0.409 | -.0765351 .1877731 |
| _cons | .0193717 | .0059223 | 3.27 | 0.001 | .0077641 .0309793 |
| sigma_u | .00918865 | | | | |
| sigma_e | .02048242 | | | | |
| rho | .1675354 | (fraction of variance due to u_i) | | | |

. hausman fixed

| | Coefficients | | | |
|--------|--------------|-----------|---------------------|-----------------------------|
| | (b) fixed | (B) . | (b-B) Difference | sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E. |
| pib | -.0998219 | -.1331626 | .0333407 | .0072181 |
| nplt_1 | -.1949806 | -.1525407 | -.0424399 | .0215556 |
| vG | .1805222 | .189971 | -.0094488 | . |
| vchge | .0554462 | .055619 | -.0001728 | . |

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned} \chi^2(4) &= (b-B)' [(V_b-V_B)^{-1}] (b-B) \\ &= 3.88 \\ \text{Prob}>\chi^2 &= 0.4230 \\ & (V_b-V_B \text{ is not positive definite}) \end{aligned}$$

- Test d'hétéroscédasticité

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$vnpl[Code,t] = Xb + u[Code] + e[Code,t]$$

Estimated results:

| | Var | sd = sqrt(Var) |
|------|----------|----------------|
| vnpl | .0006117 | .0247316 |
| e | .0004195 | .0204824 |
| u | .0000844 | .0091886 |

Test: Var(u) = 0

$$\begin{aligned} \text{chibar2}(01) &= 11.40 \\ \text{Prob} > \text{chibar2} &= 0.0004 \end{aligned}$$

- Test d'autocorrélation des erreurs

```
. xtserial vnpl pib nplt_1 vG vchge

Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first-order autocorrelation
      F( 1,      9) =      3.461
      Prob > F =      0.0958
```

- Estimation du modèle par MCG

```
Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares
Panels:      heteroskedastic
Correlation: no autocorrelation

Estimated covariances      =      10      Number of obs      =      110
Estimated autocorrelations =      0      Number of groups   =      10
Estimated coefficients     =      5      Time periods       =      11
                               Wald chi2(4) =      23.05
                               Prob > chi2  =      0.0001
```

| vnpl | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| pib | -.1271189 | .0750085 | -1.69 | 0.090 | -.2741329 .0198951 |
| nplt_1 | -.1057163 | .0299113 | -3.53 | 0.000 | -.1643414 -.0470912 |
| vG | .1774699 | .0837106 | 2.12 | 0.034 | .0134 .3415397 |
| vchge | .0215735 | .0502314 | 0.43 | 0.668 | -.0768782 .1200252 |
| _cons | .0097637 | .0035625 | 2.74 | 0.006 | .0027813 .0167461 |

ANNEXE 2 : Tests relatifs au modèle spécifique à effet aléatoire 1

- Test de multicollinéarité

```
. reg npl prv fp roa Taille ccap public
```

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 120 |
|----------|------------|-----|------------|---------------|---|--------|
| Model | .393815169 | 6 | .065635862 | F(6, 113) | = | 22.39 |
| Residual | .331243742 | 113 | .002931361 | Prob > F | = | 0.0000 |
| | | | | R-squared | = | 0.5431 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.5189 |
| Total | .725058911 | 119 | .006092932 | Root MSE | = | .05414 |

| npl | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| prv | -.2342131 | .0388683 | -6.03 | 0.000 | -.3112182 -.157208 |
| fp | -.8009646 | .1833417 | -4.37 | 0.000 | -1.164198 -.4377316 |
| roa | .3177814 | .4877315 | 0.65 | 0.516 | -.6485027 1.284066 |
| Taille | -3.79e-09 | 2.23e-09 | -1.69 | 0.093 | -8.21e-09 6.41e-10 |
| ccap | -.0076388 | .012969 | -0.59 | 0.557 | -.0333327 .0180551 |
| public | .0456437 | .0159864 | 2.86 | 0.005 | .0139718 .0773156 |
| _cons | .362432 | .0328846 | 11.02 | 0.000 | .2972817 .4275822 |

```
. estat vif
```

| Variable | VIF | 1/VIF |
|----------|------|----------|
| public | 2.20 | 0.455164 |
| ccap | 1.66 | 0.601152 |
| fp | 1.36 | 0.735510 |
| Taille | 1.32 | 0.756157 |
| prv | 1.30 | 0.771413 |
| roa | 1.30 | 0.771427 |
| Mean VIF | 1.52 | |

- Test de Hausman

```
. xtreg npl prv fp roa Taille ccap public,fe
note: public omitted because of collinearity
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =      120
Group variable: Code                  Number of groups =       10

R-sq:                                  Obs per group:
    within = 0.3400                      min =          12
    between = 0.3025                     avg =         12.0
    overall = 0.3184                      max =          12

F(5,105)                               =      10.82
corr(u_i, Xb) = 0.0351                  Prob > F        =      0.0000
```

| npl | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|---------|-----------|-----------------------------------|-------|-------|----------------------|-----------|
| prv | -.1912425 | .0392514 | -4.87 | 0.000 | -.2690707 | -.1134143 |
| fp | -.5770974 | .2446807 | -2.36 | 0.020 | -1.062254 | -.0919408 |
| roa | -.666651 | .8891146 | -0.75 | 0.455 | -2.429601 | 1.096299 |
| Taille | -3.14e-09 | 3.03e-09 | -1.04 | 0.302 | -9.14e-09 | 2.86e-09 |
| ccap | .0359299 | .0177718 | 2.02 | 0.046 | .0006917 | .071168 |
| public | 0 | (omitted) | | | | |
| _cons | .3265983 | .0343709 | 9.50 | 0.000 | .2584472 | .3947494 |
| sigma_u | .05134309 | | | | | |
| sigma_e | .04470495 | | | | | |
| rho | .56878415 | (fraction of variance due to u_i) | | | | |

F test that all u_i=0: F(9, 105) = 8.08 Prob > F = 0.0000

```
. est store fixed
```

```
. xtreg npl prv fp roa Taille ccap public,re
```

```
Random-effects GLS regression      Number of obs   =      120
Group variable: Code              Number of groups =       10

R-sq:                                  Obs per group:
    within = 0.3347                      min =          12
    between = 0.6528                     avg =         12.0
    overall = 0.5126                      max =          12

Wald chi2(6)                        =      70.77
corr(u_i, X) = 0 (assumed)          Prob > chi2     =      0.0000
```

| npl | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
|---------|-----------|-----------------------------------|-------|-------|----------------------|-----------|
| prv | -.2074886 | .0366531 | -5.66 | 0.000 | -.2793274 | -.1356497 |
| fp | -.6279587 | .216115 | -2.91 | 0.004 | -1.051536 | -.204381 |
| roa | -.2259636 | .6981885 | -0.32 | 0.746 | -1.594388 | 1.142461 |
| Taille | -2.26e-09 | 2.63e-09 | -0.86 | 0.389 | -7.42e-09 | 2.89e-09 |
| ccap | .022275 | .0156916 | 1.42 | 0.156 | -.00848 | .05303 |
| public | .0596639 | .0277347 | 2.15 | 0.031 | .0053048 | .114023 |
| _cons | .3149739 | .0366196 | 8.60 | 0.000 | .2432008 | .3867469 |
| sigma_u | .03087238 | | | | | |
| sigma_e | .04470495 | | | | | |
| rho | .32290697 | (fraction of variance due to u_i) | | | | |

. hausman fixed

Note: the rank of the differenced variance matrix (4) does not equal the number of expect, or there may be problems computing the test. Examine the output of consider scaling your variables so that the coefficients are on a similar s

| | — Coefficients — | | | |
|--------|------------------|-----------|---------------------|-----------------------------|
| | (b) fixed | (B) . | (b-B) Difference | sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E. |
| prv | -.1912425 | -.2074886 | .0162461 | .0140434 |
| fp | -.5770974 | -.6279587 | .0508613 | .1147298 |
| roa | -.666651 | -.2259636 | -.4406874 | .5505068 |
| Taille | -3.14e-09 | -2.26e-09 | -8.74e-10 | 1.50e-09 |
| ccap | .0359299 | .022275 | .0136549 | .0083433 |

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 1.91
 Prob>chi2 = 0.7520
 (V_b-V_B is not positive definite)

- Test d'hétéroscédasticité

. xttest0

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

npl[Code,t] = Xb + u[Code] + e[Code,t]

Estimated results:

| | Var | sd = sqrt(Var) |
|-----|----------|----------------|
| npl | .0060929 | .0780572 |
| e | .0019985 | .0447049 |
| u | .0009531 | .0308724 |

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 36.50
 Prob > chibar2 = 0.0000

- Test d'autocorrélation des erreurs

. xtserial npl prv fp roa Taille ccap public

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

F(1, 9) = 51.956
 Prob > F = 0.0001

- Estimation du modèle par MCG

```
. xtgls npl prv fp roa Taille ccap public,panels(hetero) corr(ar1)
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares
 Panels: heteroskedastic
 Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.7459)

```
Estimated covariances = 10      Number of obs = 120
Estimated autocorrelations = 1    Number of groups = 10
Estimated coefficients = 7        Time periods = 12
                                   Wald chi2(6) = 94.32
                                   Prob > chi2 = 0.0000
```

| npl | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|-----------|
| prv | -.1064259 | .0184961 | -5.75 | 0.000 | -.1426776 | -.0701742 |
| fp | -.4267822 | .1186374 | -3.60 | 0.000 | -.6593073 | -.1942572 |
| roa | .4480167 | .3364146 | 1.33 | 0.183 | -.2113437 | 1.107377 |
| Taille | -5.91e-09 | 1.56e-09 | -3.78 | 0.000 | -8.97e-09 | -2.84e-09 |
| ccap | .0060904 | .0068834 | 0.88 | 0.376 | -.0074008 | .0195816 |
| public | .0871911 | .0189634 | 4.60 | 0.000 | .0500234 | .1243587 |
| _cons | .2224462 | .0245436 | 9.06 | 0.000 | .1743416 | .2705508 |

- Test d'interaction

```
. sum Taille
```

| Variable | Obs | Mean | Std. Dev. | Min | Max |
|----------|-----|---------|-----------|---------|----------|
| Taille | 120 | 5328912 | 2554567 | 1369014 | 1.42e+07 |

```
. gen moy=r(mean)
```

```
. gen Tmoy=Taille-moy
```

```
. gen pTmoy=public*Tmoy
```

```
gen pc=ccap*public
```

```
. xtgls npl prv fp roa Tmoy pTmoy ccap public,panels(hetero) corr(ar1)
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares
 Panels: heteroskedastic
 Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.6575)

```
Estimated covariances = 10      Number of obs = 120
Estimated autocorrelations = 1    Number of groups = 10
Estimated coefficients = 8        Time periods = 12
                                   Wald chi2(7) = 127.99
                                   Prob > chi2 = 0.0000
```

| npl | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|-----------|
| prv | -.1169504 | .0190466 | -6.14 | 0.000 | -.1542811 | -.0796196 |
| fp | -.4923041 | .1123531 | -4.38 | 0.000 | -.7125121 | -.2720961 |
| roa | .3671739 | .3132191 | 1.17 | 0.241 | -.2467242 | .981072 |
| Tmoy | -7.22e-09 | 1.35e-09 | -5.33 | 0.000 | -9.88e-09 | -4.57e-09 |
| pTmoy | 1.45e-08 | 5.10e-09 | 2.85 | 0.004 | 4.52e-09 | 2.45e-08 |
| ccap | .0026894 | .0067726 | 0.40 | 0.691 | -.0105846 | .0159634 |
| public | .0498667 | .0187536 | 2.66 | 0.008 | .0131103 | .086623 |
| _cons | .2100929 | .0217693 | 9.65 | 0.000 | .1674257 | .25276 |

```
. xtgls npl prv fp roa pc Taille ccap public,panels(hetero) corr(ar1)
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares
 Panels: heteroskedastic
 Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.6511)

```
Estimated covariances = 10      Number of obs = 120
Estimated autocorrelations = 1    Number of groups = 10
Estimated coefficients = 8        Time periods = 12
                                   Wald chi2(7) = 116.66
                                   Prob > chi2 = 0.0000
```

| npl | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|-----------|
| prv | -.1197501 | .0211868 | -5.65 | 0.000 | -.1612755 | -.0782246 |
| fp | -.5538899 | .1282264 | -4.32 | 0.000 | -.805209 | -.3025708 |
| roa | .3677221 | .3426176 | 1.07 | 0.283 | -.3037961 | 1.03924 |
| pc | .065635 | .0259569 | 2.53 | 0.011 | .0147604 | .1165096 |
| Taille | -6.15e-09 | 1.41e-09 | -4.35 | 0.000 | -8.92e-09 | -3.38e-09 |
| ccap | -.0093648 | .009056 | -1.03 | 0.301 | -.0271143 | .0083847 |
| public | .0672569 | .0187232 | 3.59 | 0.000 | .0305601 | .1039537 |
| _cons | .2614879 | .0263521 | 9.92 | 0.000 | .2098387 | .3131371 |

ANNEXE 3 Tests relatifs au modèle spécifique à effet aléatoire 2

- Test de multicolinéarité

```
. reg npl prv fp roe Taille ccap public
```

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 120 |
|----------|------------|-----|------------|---------------|---|--------|
| Model | .409349496 | 6 | .068224916 | F(6, 113) | = | 24.42 |
| Residual | .315709415 | 113 | .002793889 | Prob > F | = | 0.0000 |
| | | | | R-squared | = | 0.5646 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.5415 |
| Total | .725058911 | 119 | .006092932 | Root MSE | = | .05286 |

| npl | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| prv | -.2106661 | .03922 | -5.37 | 0.000 | -.2883681 -.1329641 |
| fp | -.7670816 | .177086 | -4.33 | 0.000 | -1.117921 -.4162423 |
| roe | -.1200157 | .0489737 | -2.45 | 0.016 | -.2170414 -.02299 |
| Taille | -2.58e-09 | 2.19e-09 | -1.18 | 0.241 | -6.92e-09 1.76e-09 |
| ccap | -.0053522 | .0126049 | -0.42 | 0.672 | -.0303248 .0196204 |
| public | .0370961 | .0149398 | 2.48 | 0.014 | .0074977 .0666944 |
| _cons | .360438 | .0303376 | 11.88 | 0.000 | .3003338 .4205423 |

```
. estat vif
```

| Variable | VIF | 1/VIF |
|----------|------|----------|
| public | 2.01 | 0.496731 |
| ccap | 1.65 | 0.606534 |
| prv | 1.38 | 0.722107 |
| Taille | 1.33 | 0.749246 |
| fp | 1.33 | 0.751420 |
| roe | 1.21 | 0.824835 |
| Mean VIF | 1.49 | |

- Test de Hausman

```
. xtreg npl prv fp roe Taille ccap public,fe
note: public omitted because of collinearity

Fixed-effects (within) regression              Number of obs   =       120
Group variable: Code                          Number of groups =        10

R-sq:                                         Obs per group:
    within = 0.4415                               min =          12
    between = 0.2586                             avg =         12.0
    overall = 0.3385                               max =          12

                                         F(5,105)       =       16.60
corr(u_i, Xb) = 0.0211                       Prob > F       =       0.0000
```

| npl | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|---------|-----------|-----------------------------------|-------|-------|----------------------|-----------|
| prv | -.1589915 | .0352046 | -4.52 | 0.000 | -.2287956 | -.0891874 |
| fp | -.4741628 | .2218836 | -2.14 | 0.035 | -.9141169 | -.0342087 |
| roe | -.1835306 | .0412946 | -4.44 | 0.000 | -.2654102 | -.101651 |
| Taille | -6.10e-10 | 2.69e-09 | -0.23 | 0.821 | -5.95e-09 | 4.73e-09 |
| ccap | .0408517 | .016316 | 2.50 | 0.014 | .0085 | .0732033 |
| public | 0 | (omitted) | | | | |
| _cons | .2806551 | .0294872 | 9.52 | 0.000 | .2221875 | .3391227 |
| sigma_u | .05289537 | | | | | |
| sigma_e | .04112298 | | | | | |
| rho | .62328088 | (fraction of variance due to u_i) | | | | |

F test that all u_i=0: F(9, 105) = 10.21 Prob > F = 0.0000

. est store fixed

```
. xtreg npl prv fp roe Taille ccap public,re
```

```
Random-effects GLS regression              Number of obs   =       120
Group variable: Code                      Number of groups =        10

R-sq:                                         Obs per group:
    within = 0.4374                               min =          12
    between = 0.5896                             avg =         12.0
    overall = 0.5227                               max =          12

                                         Wald chi2(6)    =       95.74
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                 Prob > chi2    =       0.0000
```

| npl | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
|---------|-----------|-----------------------------------|-------|-------|----------------------|-----------|
| prv | -.1706132 | .0347757 | -4.91 | 0.000 | -.2387724 | -.1024541 |
| fp | -.5322743 | .2025449 | -2.63 | 0.009 | -.9292549 | -.1352937 |
| roe | -.1708631 | .0417094 | -4.10 | 0.000 | -.252612 | -.0891142 |
| Taille | -4.45e-10 | 2.49e-09 | -0.18 | 0.858 | -5.33e-09 | 4.44e-09 |
| ccap | .0286412 | .0148096 | 1.93 | 0.053 | -.000385 | .0576675 |
| public | .0576891 | .0269382 | 2.14 | 0.032 | .0048913 | .1104869 |
| _cons | .2811444 | .0324346 | 8.67 | 0.000 | .2175738 | .344715 |
| sigma_u | .03102796 | | | | | |
| sigma_e | .04112298 | | | | | |
| rho | .36277112 | (fraction of variance due to u_i) | | | | |

. hausman fixed

Note: the rank of the differenced variance matrix (4) does not equal the number of coefficients, or there may be problems computing the test. Examine the output of your consider scaling your variables so that the coefficients are on a similar scale.

| | Coefficients | | | |
|--------|--------------|-----------|---------------------|-----------------------------|
| | (b) fixed | (B) . | (b-B) Difference | sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E. |
| prv | -.1589915 | -.1706132 | .0116218 | .005478 |
| fp | -.4741628 | -.5322743 | .0581114 | .0905974 |
| roe | -.1835306 | -.1708631 | -.0126675 | . |
| Taille | -6.10e-10 | -4.45e-10 | -1.64e-10 | 1.02e-09 |
| ccap | .0408517 | .0286412 | .0122104 | .0068475 |

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 1.17
 Prob>chi2 = 0.8825
 (V_b-V_B is not positive definite)

- Test d'hétéroscédasticité

. xttest0

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

npl[Code,t] = Xb + u[Code] + e[Code,t]

Estimated results:

| | Var | sd = sqrt(Var) |
|-----|----------|----------------|
| npl | .0060929 | .0780572 |
| e | .0016911 | .041123 |
| u | .0009627 | .031028 |

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 56.07
 Prob > chibar2 = 0.0000

- Test d'autocorrélation des erreurs

. xtserial npl prv fp roe Taille ccap public

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

F(1, 9) = 45.661
 Prob > F = 0.0001

- Estimation du modèle par MCG

```
. xtgls npl prv fp roe Taille ccap public,panels(hetero) corr(ar1)
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: heteroskedastic

Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.7759)

```
Estimated covariances = 10      Number of obs = 120
Estimated autocorrelations = 1    Number of groups = 10
Estimated coefficients = 7        Time periods = 12
                                   Wald chi2(6) = 121.78
                                   Prob > chi2 = 0.0000
```

| npl | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| prv | -.0964483 | .0173247 | -5.57 | 0.000 | -.130404 - .0624925 |
| fp | -.3299474 | .1170781 | -2.82 | 0.005 | -.5594163 - .1004785 |
| roe | -.1035129 | .0228048 | -4.54 | 0.000 | -.1482094 - .0588163 |
| Taille | -4.65e-09 | 1.58e-09 | -2.95 | 0.003 | -7.75e-09 -1.56e-09 |
| ccap | .0069994 | .0066149 | 1.06 | 0.290 | -.0059655 .0199644 |
| public | .0759848 | .018858 | 4.03 | 0.000 | .0390238 .1129458 |
| _cons | .2272928 | .0217535 | 10.45 | 0.000 | .1846568 .2699289 |

- Test d'interaction

```
. xtgls npl prv fp roe pc Taille ccap public,panels(hetero) corr(ar1)
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: heteroskedastic

Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.6607)

```
Estimated covariances = 10      Number of obs = 120
Estimated autocorrelations = 1    Number of groups = 10
Estimated coefficients = 8        Time periods = 12
                                   Wald chi2(7) = 161.63
                                   Prob > chi2 = 0.0000
```

| npl | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| prv | -.1056021 | .0195037 | -5.41 | 0.000 | -.1438287 - .0673755 |
| fp | -.4652256 | .1214641 | -3.83 | 0.000 | -.7032908 - .2271603 |
| roe | -.120177 | .0244378 | -4.92 | 0.000 | -.1680742 - .0722798 |
| pc | .0722807 | .0256722 | 2.82 | 0.005 | .0219641 .1225972 |
| Taille | -4.64e-09 | 1.38e-09 | -3.35 | 0.001 | -7.35e-09 -1.93e-09 |
| ccap | -.0088519 | .0085323 | -1.04 | 0.300 | -.0255749 .0078712 |
| public | .0562919 | .0177818 | 3.17 | 0.002 | .0214403 .0911434 |
| _cons | .2619057 | .0227292 | 11.52 | 0.000 | .2173572 .3064542 |

```
. xtgls npl prv fp roe pTmoy Tmoy ccap public, panels(hetero) corr(ar1)
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: heteroskedastic

Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.6941)

```
Estimated covariances      =      10      Number of obs      =      120
Estimated autocorrelations =      1      Number of groups   =      10
Estimated coefficients     =      8      Time periods      =      12
                               Wald chi2(7)      =      168.52
                               Prob > chi2      =      0.0000
```

| npl | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| prv | -.1038991 | .016859 | -6.16 | 0.000 | -.1369422 - .070856 |
| fp | -.3820212 | .1083006 | -3.53 | 0.000 | -.5942865 - .1697559 |
| roe | -.1100627 | .0232665 | -4.73 | 0.000 | -.1556643 - .0644611 |
| pTmoy | 1.43e-08 | 4.90e-09 | 2.92 | 0.003 | 4.71e-09 2.39e-08 |
| Tmoy | -5.67e-09 | 1.42e-09 | -4.01 | 0.000 | -8.45e-09 -2.90e-09 |
| ccap | .0045175 | .0059755 | 0.76 | 0.450 | -.0071943 .0162292 |
| public | .0415289 | .0176935 | 2.35 | 0.019 | .0068504 .0762075 |
| _cons | .2150464 | .0175111 | 12.28 | 0.000 | .1807254 .2493675 |

ANNEXE 4 Tests relatifs au modèle spécifique à effet aléatoire 3

- Test de multicollinéarité

. reg npl prv fp roe div ccap public

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 120 |
|----------|------------|-----|------------|---------------|---|--------|
| | | | | F(6, 113) | = | 31.45 |
| Model | .45348057 | 6 | .075580095 | Prob > F | = | 0.0000 |
| Residual | .271578342 | 113 | .002403348 | R-squared | = | 0.6254 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.6056 |
| Total | .725058911 | 119 | .006092932 | Root MSE | = | .04902 |

| npl | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| prv | -.2213167 | .0358678 | -6.17 | 0.000 | -.2923772 -.1502561 |
| fp | -.7139405 | .160567 | -4.45 | 0.000 | -1.032053 -.3958284 |
| roe | -.1348702 | .0446747 | -3.02 | 0.003 | -.2233788 -.0463617 |
| div | -.4028775 | .0901387 | -4.47 | 0.000 | -.5814585 -.2242965 |
| ccap | .0291914 | .014039 | 2.08 | 0.040 | .0013775 .0570052 |
| public | .0188864 | .0131127 | 1.44 | 0.153 | -.0070922 .044865 |
| _cons | .4540288 | .0356142 | 12.75 | 0.000 | .3834706 .5245869 |

. estat vif

| Variable | VIF | 1/VIF |
|----------|------|----------|
| ccap | 2.38 | 0.420600 |
| div | 2.04 | 0.490910 |
| public | 1.80 | 0.554668 |
| prv | 1.35 | 0.742704 |
| fp | 1.27 | 0.786224 |
| roe | 1.17 | 0.852664 |
| Mean VIF | 1.67 | |

- Test de Hausman

```
. xtreg npl prv fp roe div ccap public,fe
note: public omitted because of collinearity
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =      120
Group variable: Code                  Number of groups =      10

R-sq:                                  Obs per group:
    within = 0.4412                      min =          12
    between = 0.2832                     avg =         12.0
    overall = 0.3516                      max =          12

corr(u_i, Xb) = 0.0386                  F(5,105)       =      16.58
                                          Prob > F       =      0.0000
```

| npl | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|---------|-----------|-----------------------------------|-------|-------|----------------------|-----------|
| prv | -.1620021 | .0326942 | -4.96 | 0.000 | -.2268286 | -.0971756 |
| fp | -.4694181 | .2215758 | -2.12 | 0.036 | -.908762 | -.0300743 |
| roe | -.1849715 | .040879 | -4.52 | 0.000 | -.2660271 | -.103916 |
| div | -.000659 | .1463083 | -0.00 | 0.996 | -.2907613 | .2894432 |
| ccap | .0396196 | .0180601 | 2.19 | 0.030 | .0038097 | .0754295 |
| public | 0 | (omitted) | | | | |
| _cons | .2801186 | .0494894 | 5.66 | 0.000 | .1819903 | .3782469 |
| sigma_u | .05208038 | | | | | |
| sigma_e | .04113301 | | | | | |
| rho | .61584629 | (fraction of variance due to u_i) | | | | |

F test that all u_i=0: F(9, 105) = 6.50 Prob > F = 0.0000

```
. est store fixed
. xtreg npl prv fp roe div ccap public,re
```

```
Random-effects GLS regression      Number of obs   =      120
Group variable: Code              Number of groups =      10

R-sq:                              Obs per group:
    within = 0.4282                      min =          12
    between = 0.7041                     avg =         12.0
    overall = 0.5805                      max =          12

corr(u_i, X) = 0 (assumed)          Wald chi2(6)   =      101.58
                                          Prob > chi2   =      0.0000
```

| npl | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
|---------|-----------|-----------------------------------|-------|-------|----------------------|-----------|
| prv | -.1772986 | .0329124 | -5.39 | 0.000 | -.2418057 | -.1127916 |
| fp | -.5563238 | .1972821 | -2.82 | 0.005 | -.9429895 | -.169658 |
| roe | -.1676022 | .0411288 | -4.08 | 0.000 | -.2482131 | -.0869912 |
| div | -.1854054 | .1247672 | -1.49 | 0.137 | -.4299447 | .0591339 |
| ccap | .0388668 | .0166635 | 2.33 | 0.020 | .0062068 | .0715267 |
| public | .0471858 | .0235957 | 2.00 | 0.046 | .0009391 | .0934325 |
| _cons | .3364133 | .0467321 | 7.20 | 0.000 | .2448201 | .4280065 |
| sigma_u | .02723924 | | | | | |
| sigma_e | .04113301 | | | | | |
| rho | .30485069 | (fraction of variance due to u_i) | | | | |

```
. hausman fixed
```

| | Coefficients | | (b-B) Difference | sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E. |
|------|--------------|-----------|---------------------|-----------------------------|
| | (b) fixed | (B) . | | |
| prv | -.1620021 | -.1772986 | .0152965 | . |
| fp | -.4694181 | -.5563238 | .0869056 | .1008743 |
| roe | -.1849715 | -.1676022 | -.0173694 | . |
| div | -.000659 | -.1854054 | .1847464 | .0764149 |
| ccap | .0396196 | .0388668 | .0007528 | .0069638 |

```

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

      chi2(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
              =      10.13
Prob>chi2 =      0.0716
(V_b-V_B is not positive definite)

```

- Test d'hétéroscédasticité

```
. xttest0
```

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

```
npl[Code,t] = Xb + u[Code] + e[Code,t]
```

Estimated results:

| | Var | sd = sqrt(Var) |
|-----|----------|----------------|
| npl | .0060929 | .0780572 |
| e | .0016919 | .041133 |
| u | .000742 | .0272392 |

```

Test: Var(u) = 0
      chibar2(01) =      19.76
Prob > chibar2 =      0.0000

```

- Test d'autocorrélation des erreurs

```
. xtserial npl prv fp roe div ccap public
```

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

```

F( 1,      9) =      44.113
Prob > F =      0.0001

```

- Estimation du modèle par MCG

```
. xtgls npl prv fp roe div ccap public,panels(hetero) corr(ar1)
```

```
Cross-sectional time-series FGLS regression
```

```
Coefficients: generalized least squares
```

```
Panels: heteroskedastic
```

```
Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.7345)
```

```
Estimated covariances = 10 Number of obs = 120
Estimated autocorrelations = 1 Number of groups = 10
Estimated coefficients = 7 Time periods = 12
Wald chi2(6) = 118.98
Prob > chi2 = 0.0000
```

| npl | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| prv | -.102098 | .0189842 | -5.38 | 0.000 | -.1393064 -.0648896 |
| fp | -.4175559 | .1280846 | -3.26 | 0.001 | -.6685971 -.1665146 |
| roe | -.1082573 | .0232662 | -4.65 | 0.000 | -.1538582 -.0626565 |
| div | -.1909044 | .0615157 | -3.10 | 0.002 | -.311473 -.0703358 |
| ccap | .0068667 | .0094405 | 0.73 | 0.467 | -.0116363 .0253698 |
| public | .0419574 | .0174909 | 2.40 | 0.016 | .0076759 .0762388 |
| _cons | .2836052 | .0310027 | 9.15 | 0.000 | .2228411 .3443694 |

- Test d'interaction

```
. xtgls npl prv fp roe pc div ccap public,panels(hetero) corr(ar1)
```

```
Cross-sectional time-series FGLS regression
```

```
Coefficients: generalized least squares
```

```
Panels: heteroskedastic
```

```
Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.6192)
```

```
Estimated covariances = 10 Number of obs = 120
Estimated autocorrelations = 1 Number of groups = 10
Estimated coefficients = 8 Time periods = 12
Wald chi2(7) = 175.43
Prob > chi2 = 0.0000
```

| npl | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| prv | -.1146622 | .0191283 | -5.99 | 0.000 | -.1521529 -.0771715 |
| fp | -.5393155 | .1200126 | -4.49 | 0.000 | -.7745358 -.3040951 |
| roe | -.1245718 | .0250916 | -4.96 | 0.000 | -.1737503 -.0753932 |
| pc | .0805654 | .0254521 | 3.17 | 0.002 | .0306801 .1304507 |
| div | -.2055737 | .0570471 | -3.60 | 0.000 | -.3173839 -.0937635 |
| ccap | -.0069558 | .0093094 | -0.75 | 0.455 | -.0252017 .0112902 |
| public | .022589 | .0165576 | 1.36 | 0.172 | -.0098633 .0550413 |
| _cons | .3212818 | .0295301 | 10.88 | 0.000 | .2634039 .3791597 |

- Test de multicollinéarité

```
. reg npl prv fp roa div ccap public
```

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 120 |
|----------|------------|-----|------------|---------------|---|--------|
| Model | .431878644 | 6 | .071979774 | F(6, 113) | = | 27.74 |
| Residual | .293180267 | 113 | .002594516 | Prob > F | = | 0.0000 |
| | | | | R-squared | = | 0.5956 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.5742 |
| Total | .725058911 | 119 | .006092932 | Root MSE | = | .05094 |

| npl | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| prv | -.2531797 | .0356087 | -7.11 | 0.000 | -.323727 - .1826323 |
| fp | -.7201487 | .168036 | -4.29 | 0.000 | -1.053058 - .387239 |
| roa | .1547265 | .4533463 | 0.34 | 0.734 | -.7434342 1.052887 |
| div | -.3963665 | .0936479 | -4.23 | 0.000 | -.5818999 - .210833 |
| ccap | .0264645 | .0146382 | 1.81 | 0.073 | -.0025363 .0554653 |
| public | .0235935 | .0141551 | 1.67 | 0.098 | -.0044503 .0516373 |
| _cons | .455394 | .0388996 | 11.71 | 0.000 | .3783268 .5324612 |

```
. estat vif
```

| Variable | VIF | 1/VIF |
|----------|------|----------|
| ccap | 2.39 | 0.417648 |
| div | 2.04 | 0.490984 |
| public | 1.95 | 0.513844 |
| fp | 1.29 | 0.774986 |
| roa | 1.27 | 0.790284 |
| prv | 1.23 | 0.813490 |
| Mean VIF | 1.69 | |

- Test de Hausman

```
. hausman fixed
```

| | Coefficients | | | |
|------|--------------|-----------|---------------------|-----------------------------|
| | (b) fixed | (B) . | (b-B) Difference | sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E. |
| prv | -.2116222 | -.2221258 | .0105036 | .0071891 |
| fp | -.57889 | -.6277304 | .0488405 | .1237163 |
| roa | -.4290891 | -.210777 | -.2183121 | .5252019 |
| div | -.0507594 | -.205284 | .1545247 | .0893297 |
| ccap | .0323325 | .0326165 | -.0002841 | .0083896 |

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(5) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
 = 2.27
 Prob>chi2 = 0.8110
 (V_b-V_B is not positive definite)

- Test d'hétéroscédasticité

```
. xttest0

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

npl[Code,t] = Xb + u[Code] + e[Code,t]

Estimated results:

```

| | Var | sd = sqrt(Var) |
|-----|----------|----------------|
| npl | .0060929 | .0780572 |
| e | .0020171 | .0449117 |
| u | .0008641 | .0293963 |

```

Test:  Var(u) = 0
      chibar2(01) = 12.55
      Prob > chibar2 = 0.0002

```

- Test d'autocorrélation des erreurs

```
. xtserial npl prv fp roa div ccap public

Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first-order autocorrelation
F( 1, 9) = 38.800
Prob > F = 0.0002
```

- Estimation du modèle par MCG

```
. xtgls npl prv fp roa div ccap public,panels(hetero) corr(ar1)

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares
Panels: heteroskedastic
Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.7505)

Estimated covariances = 10      Number of obs = 120
Estimated autocorrelations = 1    Number of groups = 10
Estimated coefficients = 7        Time periods = 12
                                   Wald chi2(6) = 77.80
                                   Prob > chi2 = 0.0000
```

| npl | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| prv | -.1119476 | .0198574 | -5.64 | 0.000 | -.1508675 -.0730278 |
| fp | -.4640023 | .1340521 | -3.46 | 0.001 | -.7267396 -.201265 |
| roa | .1573566 | .3744949 | 0.42 | 0.674 | -.57664 .8913532 |
| div | -.2064211 | .0684261 | -3.02 | 0.003 | -.3405339 -.0723084 |
| ccap | .006586 | .0099027 | 0.67 | 0.506 | -.012823 .025995 |
| public | .0440598 | .0192852 | 2.28 | 0.022 | .0062616 .081858 |
| _cons | .2841666 | .0375645 | 7.56 | 0.000 | .2105417 .3577916 |

- Test d'interaction

```
. xtgls npl prv fp roa pc div ccap public,panels(hetero) corr(ar1)
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares
 Panels: heteroskedastic
 Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.6477)

```
Estimated covariances = 10      Number of obs = 120
Estimated autocorrelations = 1    Number of groups = 10
Estimated coefficients = 8        Time periods = 12
                                   Wald chi2(7) = 116.64
                                   Prob > chi2 = 0.0000
```

| npl | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| prv | -.1254573 | .0204549 | -6.13 | 0.000 | -.1655481 -.0853665 |
| fp | -.5974636 | .1320473 | -4.52 | 0.000 | -.8562717 -.3386556 |
| roa | -.0037436 | .3506173 | -0.01 | 0.991 | -.690941 .6834537 |
| pc | .068334 | .0259242 | 2.64 | 0.008 | .0175234 .1191446 |
| div | -.2393099 | .064685 | -3.70 | 0.000 | -.3660901 -.1125297 |
| ccap | -.0055942 | .0101273 | -0.55 | 0.581 | -.0254432 .0142549 |
| public | .0231276 | .018447 | 1.25 | 0.210 | -.0130279 .0592831 |
| _cons | .331514 | .0363611 | 9.12 | 0.000 | .2602476 .4027805 |

ANNEXE 6 Tests relatifs au modèle spécifique à effet aléatoire 5

- Test de multicolinéarité

```
. reg npl prv sol roa Taille ccap public
```

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 120 |
|----------|------------|-----|------------|---------------|---|--------|
| | | | | F(6, 113) | = | 22.12 |
| Model | .391611107 | 6 | .065268518 | Prob > F | = | 0.0000 |
| Residual | .333447804 | 113 | .002950866 | R-squared | = | 0.5401 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.5157 |
| Total | .725058911 | 119 | .006092932 | Root MSE | = | .05432 |

| npl | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|-----------|
| prv | -.2364286 | .038913 | -6.08 | 0.000 | -.3135224 | -.1593348 |
| sol | -.6058385 | .1419622 | -4.27 | 0.000 | -.8870912 | -.3245858 |
| roa | .2536917 | .4875059 | 0.52 | 0.604 | -.7121454 | 1.219529 |
| Taille | -1.71e-09 | 2.18e-09 | -0.78 | 0.435 | -6.04e-09 | 2.61e-09 |
| ccap | -.0026595 | .0127041 | -0.21 | 0.835 | -.0278286 | .0225097 |
| public | .0379042 | .016367 | 2.32 | 0.022 | .0054781 | .0703302 |
| _cons | .3514656 | .0323191 | 10.87 | 0.000 | .2874356 | .4154956 |

```
. estat vif
```

| Variable | VIF | 1/VIF |
|----------|------|----------|
| public | 2.29 | 0.437129 |
| ccap | 1.59 | 0.630649 |
| sol | 1.33 | 0.749542 |
| prv | 1.29 | 0.774761 |
| roa | 1.29 | 0.777279 |
| Taille | 1.26 | 0.796751 |
| Mean VIF | 1.51 | |

- Test de Hausman

```
. hausman fixed
```

Note: the rank of the differenced variance matrix (4) does not equal the number of expect, or there may be problems computing the test. Examine the output c consider scaling your variables so that the coefficients are on a similar

| | Coefficients | | | |
|--------|--------------|-----------|---------------------|-----------------------------|
| | (b) fixed | (B) . | (b-B) Difference | sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E. |
| prv | -.1708785 | -.189701 | .0188225 | .0120531 |
| sol | -.5560479 | -.5510468 | -.0050011 | .0390352 |
| roa | -.4402808 | -.116792 | -.3234889 | .5071627 |
| Taille | -2.52e-09 | -1.37e-09 | -1.15e-09 | 1.39e-09 |
| ccap | .0425198 | .0277422 | .0147776 | .0078597 |

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 4.83
 Prob>chi2 = 0.3057
 (V_b-V_B is not positive definite)

- Test d'hétéroscédasticité

. xttest0

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$npl[Code,t] = Xb + u[Code] + e[Code,t]$$

Estimated results:

| | Var | sd = sqrt(Var) |
|-----|----------|----------------|
| npl | .0060929 | .0780572 |
| e | .0018423 | .0429217 |
| u | .000943 | .0307075 |

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 56.43
 Prob > chibar2 = 0.0000

- Test d'autocorrélation des erreurs

. xtserial npl prv sol roa Taille ccap public

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

F(1, 9) = 43.772
 Prob > F = 0.0001

- Estimation du modèle par MCG

. xtgls npl prv sol roa Taille ccap public, panels(hetero) corr(ar1)

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: heteroskedastic

Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.7675)

| | | | | | |
|----------------------------|---|----|------------------|---|--------|
| Estimated covariances | = | 10 | Number of obs | = | 120 |
| Estimated autocorrelations | = | 1 | Number of groups | = | 10 |
| Estimated coefficients | = | 7 | Time periods | = | 12 |
| | | | Wald chi2(6) | = | 77.94 |
| | | | Prob > chi2 | = | 0.0000 |

| npl | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| prv | -.1210248 | .0203248 | -5.95 | 0.000 | -.1608607 - .0811888 |
| sol | -.2786973 | .0802638 | -3.47 | 0.001 | -.4360114 - .1213832 |
| roa | .6029089 | .3705963 | 1.63 | 0.104 | -.1234466 1.329264 |
| Taille | -4.69e-09 | 1.52e-09 | -3.09 | 0.002 | -7.66e-09 -1.72e-09 |
| ccap | .0098538 | .0084692 | 1.16 | 0.245 | -.0067456 .0264531 |
| public | .0842432 | .0195814 | 4.30 | 0.000 | .0458644 .1226219 |
| _cons | .21063 | .02397 | 8.79 | 0.000 | .1636496 .2576104 |

- Test d'interaction

```
. xtgls npl prv sol roa Taille pc ccap public, panels(hetero) corr(ar1)
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: heteroskedastic

Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.6315)

```
Estimated covariances = 10      Number of obs = 120
Estimated autocorrelations = 1    Number of groups = 10
Estimated coefficients = 8        Time periods = 12
                                   Wald chi2(7) = 118.04
                                   Prob > chi2 = 0.0000
```

| npl | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| prv | -.1411964 | .0217018 | -6.51 | 0.000 | -.1837311 -.0986616 |
| sol | -.4110917 | .0878232 | -4.68 | 0.000 | -.583222 -.2389614 |
| roa | .479863 | .3552587 | 1.35 | 0.177 | -.2164312 1.176157 |
| Taille | -4.37e-09 | 1.36e-09 | -3.21 | 0.001 | -7.03e-09 -1.70e-09 |
| pc | .0775555 | .0265072 | 2.93 | 0.003 | .0256023 .1295086 |
| ccap | -.0108506 | .009471 | -1.15 | 0.252 | -.0294134 .0077123 |
| public | .0550773 | .0184614 | 2.98 | 0.003 | .0188936 .091261 |
| _cons | .2613685 | .0250667 | 10.43 | 0.000 | .2122387 .3104983 |

```
. xtgls npl prv sol roa pTmoy Tmoy ccap public, panels(hetero) corr(ar1)
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: heteroskedastic

Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.6697)

```
Estimated covariances = 10      Number of obs = 120
Estimated autocorrelations = 1    Number of groups = 10
Estimated coefficients = 8        Time periods = 12
                                   Wald chi2(7) = 121.55
                                   Prob > chi2 = 0.0000
```

| npl | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| prv | -.1395424 | .0201945 | -6.91 | 0.000 | -.1791229 -.0999619 |
| sol | -.3474502 | .0788489 | -4.41 | 0.000 | -.5019912 -.1929091 |
| roa | .5631685 | .3316137 | 1.70 | 0.089 | -.0867825 1.21312 |
| pTmoy | 1.53e-08 | 4.81e-09 | 3.18 | 0.001 | 5.88e-09 2.48e-08 |
| Tmoy | -6.21e-09 | 1.22e-09 | -5.07 | 0.000 | -8.61e-09 -3.81e-09 |
| ccap | .0057523 | .0077779 | 0.74 | 0.460 | -.0094922 .0209968 |
| public | .0460825 | .018519 | 2.49 | 0.013 | .009786 .082379 |
| _cons | .2113082 | .0225696 | 9.36 | 0.000 | .1670727 .2555438 |

ANNEXE 7 Tests relatifs au modèle spécifique à effet aléatoire 6

- Test de multicolinéarité

. reg npl prv sol roa div ccap public

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 120 |
|----------|------------|-----|------------|---------------|---|--------|
| Model | .430447228 | 6 | .071741205 | F(6, 113) | = | 27.52 |
| Residual | .294611684 | 113 | .002607183 | Prob > F | = | 0.0000 |
| | | | | R-squared | = | 0.5937 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.5721 |
| Total | .725058911 | 119 | .006092932 | Root MSE | = | .05106 |

| npl | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|-----------|
| prv | -.2480581 | .0361318 | -6.87 | 0.000 | -.3196418 | -.1764744 |
| sol | -.5634743 | .1338242 | -4.21 | 0.000 | -.8286041 | -.2983444 |
| roa | .1589716 | .4546757 | 0.35 | 0.727 | -.7418229 | 1.059766 |
| div | -.3717494 | .0941464 | -3.95 | 0.000 | -.5582705 | -.1852284 |
| ccap | .0293164 | .0145107 | 2.02 | 0.046 | .0005682 | .0580647 |
| public | .0226417 | .0142536 | 1.59 | 0.115 | -.0055972 | .0508806 |
| _cons | .4428788 | .0384663 | 11.51 | 0.000 | .36667 | .5190875 |

. estat vif

| Variable | VIF | 1/VIF |
|----------|------|----------|
| ccap | 2.34 | 0.427094 |
| div | 2.05 | 0.488171 |
| public | 1.96 | 0.509241 |
| sol | 1.34 | 0.745236 |
| roa | 1.27 | 0.789506 |
| prv | 1.26 | 0.793962 |
| Mean VIF | 1.70 | |

- Test de Hausman

. hausman fixed

| | Coefficients | | (b-B) Difference | sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E. |
|------|--------------|-----------|---------------------|-----------------------------|
| | (b) fixed | (B) . | | |
| prv | -.1869414 | -.19958 | .0126386 | .0034806 |
| sol | -.5621199 | -.5506004 | -.0115196 | .0434495 |
| roa | -.2342425 | -.1246101 | -.1096324 | .4802756 |
| div | -.0275822 | -.1785266 | .1509443 | .0819816 |
| ccap | .0388331 | .0373935 | .0014396 | .00783 |

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 8.20
 Prob>chi2 = 0.1455
 (V_b-V_B is not positive definite)

- Test d'hétéroscédasticité

. xttest0

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$npl[Code,t] = Xb + u[Code] + e[Code,t]$$

Estimated results:

| | Var | sd = sqrt(Var) |
|-----|----------|----------------|
| npl | .0060929 | .0780572 |
| e | .0018549 | .0430682 |
| u | .0008428 | .0290303 |

Test: Var(u) = 0

chibar2 (01) = 23.48
 Prob > chibar2 = 0.0000

- Test d'autocorrélation des erreurs

. xtserial npl prv sol roa div ccap public

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

F(1, 9) = 36.223
 Prob > F = 0.0002

- Estimation du modèle par MCG

. xtgls npl prv sol roa div ccap public,panels(hetero) corr(ar1)

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: heteroskedastic

Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.7820)

| | | | | | |
|----------------------------|---|----|------------------|---|--------|
| Estimated covariances | = | 10 | Number of obs | = | 120 |
| Estimated autocorrelations | = | 1 | Number of groups | = | 10 |
| Estimated coefficients | = | 7 | Time periods | = | 12 |
| | | | Wald chi2(6) | = | 73.14 |
| | | | Prob > chi2 | = | 0.0000 |

| npl | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| prv | -.1199732 | .0204139 | -5.88 | 0.000 | -.1599838 -.0799627 |
| sol | -.3125141 | .0842826 | -3.71 | 0.000 | -.4777049 -.1473233 |
| roa | .3499844 | .3909559 | 0.90 | 0.371 | -.4162751 1.116244 |
| div | -.1903407 | .0694678 | -2.74 | 0.006 | -.3264951 -.0541862 |
| ccap | .0116727 | .0101276 | 1.15 | 0.249 | -.008177 .0315223 |
| public | .0495392 | .019599 | 2.53 | 0.011 | .0111257 .0879526 |
| _cons | .2652115 | .0352824 | 7.52 | 0.000 | .1960593 .3343638 |

- Test d'interaction

```
. xtgls npl prv sol roa pc div ccap public,panels(hetero) corr(ar1)
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: heteroskedastic

Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.6731)

```
Estimated covariances      =      10      Number of obs      =      120
Estimated autocorrelations =      1      Number of groups   =      10
Estimated coefficients      =      8      Time periods      =      12
                                Wald chi2(7)      =      121.10
                                Prob > chi2      =      0.0000
```

| npl | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| prv | -.1402581 | .0201962 | -6.94 | 0.000 | -.179842 - .1006742 |
| sol | -.4311907 | .0851945 | -5.06 | 0.000 | -.5981689 - .2642125 |
| roa | .2345441 | .3602186 | 0.65 | 0.515 | -.4714714 .9405596 |
| pc | .0746619 | .0257091 | 2.90 | 0.004 | .024273 .1250507 |
| div | -.210942 | .0624304 | -3.38 | 0.001 | -.3333032 - .0885807 |
| ccap | -.0022215 | .009364 | -0.24 | 0.812 | -.0205747 .0161316 |
| public | .0280558 | .0178059 | 1.58 | 0.115 | -.0068431 .0629547 |
| _cons | .3138897 | .033219 | 9.45 | 0.000 | .2487817 .3789976 |

ANNEXE 8 Tests relatifs au modèle spécifique à effet aléatoire 7

- Test de multicolinéarité

```
reg npl prv sol roe Taille ccap public
```

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 120 |
|----------|------------|-----|------------|---------------|---|--------|
| Model | .397714737 | 6 | .06628579 | F(6, 113) | = | 22.88 |
| Residual | .327344174 | 113 | .002896851 | Prob > F | = | 0.0000 |
| | | | | R-squared | = | 0.5485 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.5246 |
| Total | .725058911 | 119 | .006092932 | Root MSE | = | .05382 |

| npl | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| prv | -.2250736 | .0393124 | -5.73 | 0.000 | -.3029586 -.1471886 |
| sol | -.5410361 | .1441852 | -3.75 | 0.000 | -.826693 -.2553793 |
| roe | -.0794574 | .0514739 | -1.54 | 0.125 | -.1814364 .0225216 |
| Taille | -9.49e-10 | 2.18e-09 | -0.43 | 0.665 | -5.27e-09 3.38e-09 |
| ccap | -.0001956 | .0125979 | -0.02 | 0.988 | -.0251543 .0247632 |
| public | .0334568 | .015496 | 2.16 | 0.033 | .0027565 .0641571 |
| _cons | .3483798 | .0303005 | 11.50 | 0.000 | .288349 .4084106 |

```
estat vif
```

| Variable | VIF | 1/VIF |
|----------|------|----------|
| public | 2.09 | 0.478728 |
| ccap | 1.59 | 0.629586 |
| sol | 1.40 | 0.713307 |
| prv | 1.34 | 0.745204 |
| roe | 1.29 | 0.774170 |
| Taille | 1.28 | 0.782501 |
| Mean VIF | 1.50 | |

- Test de Hausman

```
. hausman fixed
```

Note: the rank of the differenced variance matrix (4) does not equal the number of coeff
 expect, or there may be problems computing the test. Examine the output of your
 consider scaling your variables so that the coefficients are on a similar scale.

| | Coefficients | | | |
|--------|--------------|-----------|---------------------|-----------------------------|
| | (b) fixed | (B) . | (b-B) Difference | sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E. |
| prv | -.1477379 | -.1628444 | .0151065 | .0040895 |
| sol | -.4140771 | -.4194647 | .0053876 | .0273896 |
| roe | -.1585533 | -.1462629 | -.0122904 | . |
| Taille | -5.24e-10 | -2.96e-12 | -5.21e-10 | 9.61e-10 |
| ccap | .0452216 | .0326508 | .0125708 | .0066414 |

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          = 5.21
Prob>chi2 = 0.2662
(V_b-V_B is not positive definite)
```

- Test d'hétéroscédasticité


```
. xtgls npl prv sol roe pc Taille ccap public, panels(hetero) corr(ar1)
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: heteroskedastic

Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.6378)

```
Estimated covariances = 10      Number of obs = 120
Estimated autocorrelations = 1    Number of groups = 10
Estimated coefficients = 8        Time periods = 12
                                Wald chi2(7) = 149.51
                                Prob > chi2 = 0.0000
```

| npl | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| prv | -.1216803 | .0205985 | -5.91 | 0.000 | -.1620526 -.0813079 |
| sol | -.3124321 | .0843284 | -3.70 | 0.000 | -.4777128 -.1471514 |
| roe | -.1060526 | .0262777 | -4.04 | 0.000 | -.1575558 -.0545493 |
| pc | .0772853 | .0262057 | 2.95 | 0.003 | .025923 .1286476 |
| Taille | -3.02e-09 | 1.34e-09 | -2.25 | 0.024 | -5.65e-09 -3.96e-10 |
| ccap | -.0101094 | .0090356 | -1.12 | 0.263 | -.0278189 .0076001 |
| public | .0480294 | .0175596 | 2.74 | 0.006 | .0136133 .0824455 |
| _cons | .2569438 | .0222069 | 11.57 | 0.000 | .2134191 .3004686 |

```
. xtgls npl prv sol roe pTmoy Tmoy ccap public, panels(hetero) corr(ar1)
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: heteroskedastic

Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.6822)

```
Estimated covariances = 10      Number of obs = 120
Estimated autocorrelations = 1    Number of groups = 10
Estimated coefficients = 8        Time periods = 12
                                Wald chi2(7) = 153.91
                                Prob > chi2 = 0.0000
```

| npl | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| prv | -.1201077 | .0191703 | -6.27 | 0.000 | -.1576807 -.0825346 |
| sol | -.2497732 | .0755212 | -3.31 | 0.001 | -.3977919 -.1017544 |
| roe | -.1011802 | .0238239 | -4.25 | 0.000 | -.1478743 -.0544862 |
| pTmoy | 1.50e-08 | 4.61e-09 | 3.26 | 0.001 | 6.00e-09 2.41e-08 |
| Tmoy | -4.65e-09 | 1.25e-09 | -3.73 | 0.000 | -7.09e-09 -2.20e-09 |
| ccap | .0055239 | .0074882 | 0.74 | 0.461 | -.0091527 .0202005 |
| public | .036006 | .0172794 | 2.08 | 0.037 | .002139 .0698729 |
| _cons | .2178406 | .0192391 | 11.32 | 0.000 | .1801327 .2555485 |

ANNEXE 9 Tests relatifs au modèle spécifique à effet fixe 1

- Test de multicolinéarité

```
. reg npl prv sol roe div ccap public
```

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 120 |
|----------|------------|-----|------------|---------------|---|--------|
| Model | .439612848 | 6 | .073268808 | F(6, 113) | = | 29.01 |
| Residual | .285446063 | 113 | .002526071 | Prob > F | = | 0.0000 |
| | | | | R-squared | = | 0.6063 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.5854 |
| Total | .725058911 | 119 | .006092932 | Root MSE | = | .05026 |

| npl | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|-----------|
| prv | -.2324647 | .0364803 | -6.37 | 0.000 | -.3047388 | -.1601906 |
| sol | -.4925805 | .1349667 | -3.65 | 0.000 | -.7599739 | -.225187 |
| roe | -.091633 | .0472902 | -1.94 | 0.055 | -.1853235 | .0020574 |
| div | -.380072 | .09272 | -4.10 | 0.000 | -.5637671 | -.1963768 |
| ccap | .0330138 | .0143136 | 2.31 | 0.023 | .004656 | .0613716 |
| public | .0209411 | .013476 | 1.55 | 0.123 | -.0057573 | .0476396 |
| _cons | .4398538 | .0360158 | 12.21 | 0.000 | .3685 | .5112076 |

```
. estat vif
```

| Variable | VIF | 1/VIF |
|----------|------|----------|
| ccap | 2.35 | 0.425280 |
| div | 2.05 | 0.487648 |
| public | 1.81 | 0.551976 |
| sol | 1.41 | 0.709878 |
| prv | 1.33 | 0.754635 |
| roe | 1.25 | 0.799810 |
| Mean VIF | 1.70 | |

- Test de Hausman

```
. hausman fixed
```

| | Coefficients | | (b-B) Difference | sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E. |
|------|--------------|-----------|---------------------|-----------------------------|
| | (b) fixed | (B) . | | |
| prv | -.1502167 | -.1677732 | .0175565 | . |
| sol | -.4121392 | -.4239149 | .0117757 | .0297678 |
| roe | -.1600147 | -.1418361 | -.0181786 | . |
| div | .0101458 | -.1628496 | .1729955 | .0709676 |
| ccap | .0434326 | .0422392 | .0011934 | .0065635 |

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 79.46
 Prob>chi2 = 0.0000
 (V_b-V_B is not positive definite)

- Test d'hétéroscédasticité

```
. xtreg npl prv sol roe div ccap public, fe
note: public omitted because of collinearity
```

Fixed-effects (within) regression
 Group variable: Code

Number of obs = 120
 Number of groups = 10

R-sq: within = 0.4627
 between = 0.2153
 overall = 0.3238

Obs per group: min = 12
 avg = 12.0
 max = 12

F(5,105) = 18.08
 Prob > F = 0.0000

corr(u_i, Xb) = -0.0033

| npl | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|---------|-----------|-----------------------------------|-------|-------|----------------------|
| prv | -.1502167 | .0323069 | -4.65 | 0.000 | -.2142754 -.086158 |
| sol | -.4121392 | .1384501 | -2.98 | 0.004 | -.6866603 -.1376181 |
| roe | -.1600147 | .0415897 | -3.85 | 0.000 | -.2424794 -.07755 |
| div | .0101458 | .14311 | 0.07 | 0.944 | -.2736149 .2939065 |
| ccap | .0434326 | .0177627 | 2.45 | 0.016 | .0082125 .0786526 |
| public | 0 | (omitted) | | | |
| _cons | .2686626 | .0451885 | 5.95 | 0.000 | .1790622 .3582631 |
| sigma_u | .05438826 | | | | |
| sigma_e | .04033536 | | | | |
| rho | .64516187 | (fraction of variance due to u_i) | | | |

F test that all u_i=0: F(9, 105) = 8.24 Prob > F = 0.0000

```
. predict residu
(option xb assumed; fitted values)
```

```
. gen r2=residu^2
```

```
. reg r2 prv sol roe div ccap public
```

| Source | SS | df | MS | Number of obs = | 120 |
|----------|------------|-----|------------|-----------------|----------|
| Model | .021496543 | 6 | .003582757 | F(6, 113) | = 295.82 |
| Residual | .001368559 | 113 | .000012111 | Prob > F | = 0.0000 |
| | | | | R-squared | = 0.9401 |
| | | | | Adj R-squared | = 0.9370 |
| Total | .022865102 | 119 | .000192144 | Root MSE | = .00348 |

| r2 | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|--------|-------|----------------------|
| prv | -.0406723 | .002526 | -16.10 | 0.000 | -.0456767 -.0356679 |
| sol | -.1346062 | .0093454 | -14.40 | 0.000 | -.153121 -.1160913 |
| roe | -.0603829 | .0032745 | -18.44 | 0.000 | -.0668702 -.0538956 |
| div | -.0154294 | .0064201 | -2.40 | 0.018 | -.0281488 -.0027099 |
| ccap | .0105318 | .0009911 | 10.63 | 0.000 | .0085682 .0124953 |
| public | -.0050372 | .0009331 | -5.40 | 0.000 | -.0068858 -.0031885 |
| _cons | .0683003 | .0024938 | 27.39 | 0.000 | .0633596 .0732409 |

- Test d'autocorrélation des erreurs

```
. xtserial npl prv sol roe div ccap public
```

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

F(1, 9) = 36.719
 Prob > F = 0.0002

- Estimation du modèle par MCG

```
. xtgls npl prv sol roe div ccap public,panels(hetero) corr(ar1)
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

```
Coefficients: generalized least squares
Panels:      heteroskedastic
Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.7656)
```

```
Estimated covariances = 10      Number of obs = 120
Estimated autocorrelations = 1    Number of groups = 10
Estimated coefficients = 7        Time periods = 12
                                   Wald chi2(6) = 119.06
                                   Prob > chi2 = 0.0000
```

| npl | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| prv | -.1070253 | .019481 | -5.49 | 0.000 | -.1452073 -.0688433 |
| sol | -.2496797 | .0803654 | -3.11 | 0.002 | -.407193 -.0921663 |
| roe | -.0984045 | .0218721 | -4.50 | 0.000 | -.141273 -.0555359 |
| div | -.1836282 | .0635218 | -2.89 | 0.004 | -.3081287 -.0591277 |
| ccap | .0116222 | .0097222 | 1.20 | 0.232 | -.0074329 .0306772 |
| public | .0465608 | .0177056 | 2.63 | 0.009 | .0118586 .0812631 |
| _cons | .2680738 | .0291109 | 9.21 | 0.000 | .2110174 .3251301 |

- Test d'interaction

```
. xtgls npl prv sol roe div pc ccap public,panels(hetero) corr(ar1)
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

```
Coefficients: generalized least squares
Panels:      heteroskedastic
Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.6619)
```

```
Estimated covariances = 10      Number of obs = 120
Estimated autocorrelations = 1    Number of groups = 10
Estimated coefficients = 8        Time periods = 12
                                   Wald chi2(7) = 164.54
                                   Prob > chi2 = 0.0000
```

| npl | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| prv | -.124198 | .0192065 | -6.47 | 0.000 | -.1618421 -.0865539 |
| sol | -.3420869 | .0814165 | -4.20 | 0.000 | -.5016604 -.1825135 |
| roe | -.1034523 | .024682 | -4.19 | 0.000 | -.1518281 -.0550764 |
| div | -.1834438 | .0580372 | -3.16 | 0.002 | -.2971946 -.0696929 |
| pc | .076682 | .0252544 | 3.04 | 0.002 | .0271843 .1261797 |
| ccap | -.001827 | .0087931 | -0.21 | 0.835 | -.0190612 .0154072 |
| public | .0298604 | .0165786 | 1.80 | 0.072 | -.0026331 .0623539 |
| _cons | .301247 | .028627 | 10.52 | 0.000 | .2451391 .357355 |

