



مركز تمويل التنمية للمغرب العربي
INSTITUT DE FINANCEMENT
DU DÉVELOPPEMENT DU MAGHREB ARABE
www.ifid.org.tn

LES CAHIERS DE L'IFID

N°2 : Avril 2021

- 1** Has income diversification proved its worth as a vehicle in driving Tunisian banks' financial performance and stability?
- 2** Le phénomène de la Transmission des Variations du Taux de Change à l'Inflation en Tunisie: Approche ARDL
- 3** Cash-Based Compensation and Systemic Risk: Evidence from the Tunisian Banking Sector
- 4** Real exchange rate misalignments and Current-account balance: Evidence from Tunisia A copula approach
- 5** Impact du passage aux normes IFRS pour le secteur des assurances : Cas de la Réévaluation de l'actif de placement d'une compagnie d'assurance Tunisienne
- 6** Exigences en fonds propres en Assurance non vie sous solvabilité II : Formule Standard avec calibrage des USP : Cas de la Société Nationale d'Assurance (SAA)
- 7** Implémentation de l'appétence aux risques de souscription non vie dans une compagnie d'assurance
- 8** Evaluation de la performance d'un réseau d'agences directes d'assurance
Cas: CASH Assurances

RESPONSABLE DES CAHIERS DE L'I.F.I.D
Adnène Gallas

COORDINATION
Khaled Zouari

Comité de Lecture

(Par ordre alphabétique des noms)

PROFESSEURS UNIVERSITAIRES

Olfa Ben Ouda
Salah Boumaiza
Néji Bouslama
Jameleddine Chichti
Mohamed Daouas
Riadh El Ferketeji
Marjène Gana
Dorra Hmaied
Farouk Kriaa
Mongi Safra
Abderrazak Zouari
Amel Zenaidi

PROFESSIONNELS DE LA BANQUE

Chokri Ghanmi Ben Abda
Radhouane Gouja

PROFESSIONNELS DE L'ASSURANCE

Sami Guellouz
Mohamed Najed Ksouri
Mohamed Zouari

L'IFID n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les différents articles. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

SOMMAIRE

Présentation de la Revue de l'IFID par le professeur **Abderrazak ZOUARI**

1. Has income diversification proved its worth as a vehicle in driving Tunisian banks' financial performance and stability?.....1

Samar ABDELLAOUI/Amen BANK

2. Le phénomène de la Transmission des Variations du Taux de Change à l'Inflation en Tunisie: Approche ARDL.....13

Eya BEN GEDHIFA/Banque Centrale de Tunisie

3. Cash-Based Compensation and Systemic Risk: Evidence from the Tunisian Banking Sector.....27

Imen FREDJ | Banque Centrale de Tunisie

4. Real exchange rate misalignments and Current-account balance: Evidence from Tunisia A copula approach.....47

Rihab ZOGHLAMI/ Banque Centrale de Tunisie

5. Impact du passage aux normes IFRS pour le secteur des assurances : Cas de la Réévaluation de l'actif de placement d'une compagnie d'assurance Tunisienne.....67

Mohamed ALI TRABELSI/ASSURANCES Maghreb

6. Exigences en fonds propres en Assurance non vie sous solvabilité II : Formule Standard avec calibrage des USP : Cas de la Société Nationale d'Assurance (SAA).....85

Ibtissem BOURECHAK/Ministère des Finances Algérie

7. Implémentation de l'appétence aux risques de souscription non vie dans une compagnie d'assurance113

Bessem HAMMOUDA/MAE ASSURANCES

8. Evaluation de la performance d'un réseau d'agences directes d'assurance

Cas : CASH Assurances133

Yasmine TALBI/Cash ASSURANCES

Ce numéro de la revue de l'IFID est très riche en enseignements autant dans les domaines touchant à la politique de change qu'au secteur bancaire ou encore au secteur des assurances. Je voudrais tout d'abord féliciter les auteurs ainsi que les responsables actuels de l'IFID qui ont fait en sorte que cette revue perdure tout en fournissant sans cesse aux lecteurs des études de qualité et utiles.

Ce numéro est composé de 8 études dont :

- Deux analysent, pour le cas tunisien, aussi bien le phénomène de la transmission des variations du Taux de Change à l'inflation que les mésalignements du taux de change réel et leurs effets sur la balance courante ;

- Deux autres concernent le secteur bancaire à savoir, en premier lieu, l'effet de la diversification des revenus des banques tunisiennes sur la performance financière et la stabilité de ces dites banques, et, en second lieu, l'étude et l'analyse des effets du « Cash-Based Compensation » sur le risque systémique des banques tunisiennes,

- Enfin, les quatre autres études concernent le secteur des Assurances en Algérie et en Tunisie avec 2 sous ensembles : dans un premier temps, quelles sont les exigences en matière de Fonds Propres en Assurance non vie sous Solvabilité II et le cas de la réévaluation de l'actif de placement d'une compagnie d'assurance sous l'effet du passage aux normes IFRS, et dans un deuxième temps deux études qui s'intéressent à l'implémentation de l'appétence aux risques de souscription Non Vie dans une compagnie d'assurance et l'évaluation de la performance d'un réseau d'agences directs d'assurance.

La lecture de ces études de qualité nous permet de tirer les enseignements suivants :

1- L'étude intitulée « Le phénomène de la transmission des variations du taux de change à l'inflation en Tunisie: approche ARDL » (Eya Ben Ghedifa, BCT) concerne la transmission des variations du taux de Change à l'inflation. L'étude en question montre que l'intensification des pressions inflationnistes et les fortes dépréciations du Dinar durant la période post-révolution ont joué un rôle important dans l'amplification du degré de transmission des mouvements du Taux de Change en Tunisie. La Banque Centrale de Tunisie ajuste son taux d'intérêt à court terme sur la base de la dépréciation continue du taux de Change effectif Nominal (TCEN) et montre ses effets sur les prix à la consommation. Même si les conditions économiques et institutionnelles au passage à un nouveau cadre monétaire basé sur l'ancrage ferme sur l'inflation font défaut actuellement, l'on s'attend à une implantation progressive d'un cadre de ciblage d'inflation sur le long terme, cela suppose le respect d'un certain nombre de conditions économiques et institutionnelles préalables inexistantes pour le moment.

2- Dans son étude intitulée « Real exchange rate misalignments and current-account : Evidence from Tunisia, A copula approach » (Rihab Zoghalmi, BCT), l'auteur traite des effets d'un mésalignement du taux de change réel sur le compte courant. Il a démontré que lorsque le mésalignement prend la forme d'une surévaluation de la monnaie, il diminue la rentabilité des industries dans lesquelles les prix relatifs sont réduits et nuisent ainsi aux activités échangeables. Ensuite, si les prix des biens orientés vers l'exportation ne sont pas compétitifs en raison de la surévaluation du dinar, une crise du compte courant peut s'ensuivre, d'autant plus que la demande extérieure de biens locaux est fortement élastique au prix. De surcroît, la surévaluation conduit à une détérioration systématique du compte courant surtout lorsque des mesures d'ajustement interne (comme la compression des salaires) ne sont pas mises en place pour corriger la perte de compétitivité. En effet, afin de surmonter le déficit courant, les autorités tunisiennes ont procédé à une dépréciation de la monnaie nationale chaque fois qu'elles le jugeaient nécessaire. L'amélioration attendue du compte courant n'est pas automatique pour des raisons développées dans l'étude qui conclut que dans les économies où les anticipations inflationnistes ne sont pas bien ancrées, il est difficile de parvenir à une dépréciation durable du taux de change réel, car la dépréciation nominale sera compensée par une inflation plus élevée que ses partenaires commerciaux

3- L'étude intitulée « Has income diversification proved its worth as a vehicle in driving Tunian Banks' financial performance and stability? (Samar Abdellaoui, Amen Bank) essaie de répondre à la question suivante : Dans quelle mesure la diversification des revenus des banques tunisiennes constitue un moteur de la performance financière et de stabilité de ces dernières ? L'étude fournit deux résultats majeurs : Premièrement, les revenus hors intérêts favorisent la performance des banques et renforcent leur stabilité financière. Ainsi, la diversification des revenus bancaires semble être un facteur de performance et de stabilité des banques tunisiennes. Deuxièmement, cette proposition s'applique à toutes les banques qu'elles soient publiques ou privées même si l'impact commercial à long terme sur la stabilité est amplifié pour les banques privées. Ce résultat est un plaidoyer pour l'importance, pour les banques tunisiennes, de s'orienter vers des activités non traditionnelles telles que le trading, l'assurance, les services financiers et les changes afin d'améliorer leurs performances et leur stabilité.

4- L'étude intitulée « Cash-Based Compensation and Systemic Risk: Evidence from the Tunisian Banking Sector » (Imen Fredj, BCT), affirme que les principaux déclencheurs d'une crise financière sont la faiblesse et l'inefficacité des mécanismes de gouvernance bancaire, notamment en ce qui concerne la rémunération des hauts dirigeants et la relation de cette dernière avec la prise de risque. En effet, une relation positive et significative entre la rémunération et le risque systémique suggère que les directeurs généraux des banques sont plus disposés à prendre des risques. Il convient de dire que des efforts sont encore nécessaires pour améliorer les pratiques de gouvernance et promouvoir la transparence bancaire afin de garantir la solidité du secteur. Une incitation managériale exagérée est corrélée à une prise de risque excessive ce qui peut créer des externalités négatives sur le secteur bancaire. D'ailleurs, à juste titre, les régulateurs financiers internationaux ont souligné le rôle central de la rémunération des dirigeants dans le développement de la crise financière de 2008-2009. Ainsi, l'auteur propose de concevoir une structure de rémunération optimale pour définir des politiques qui pourraient empêcher les banques de prendre des «risques imprudents» et réduire les externalités négatives potentielles sur le système financier.

5- Dans son étude portant sur « l'impact du passage aux normes IFRS pour le secteur des assurances : Cas de la Réévaluation de l'actif de placement d'une compagnie d'assurance Tunisienne », (Mohamed Ali Trabelsi, Assurance Maghrébia), l'auteur affirme que la transition attendue du secteur des assurances en Tunisie vers les normes IFRS nécessite la préparation d'une feuille de route pour être à la hauteur des enjeux multiples et importants non seulement sur la comptabilité et la communication financière, mais également sur les plans opérationnels, organisationnels et stratégiques. L'étude analyse l'impact de la réévaluation de l'actif de placement selon les normes IFRS sur les résultats d'une compagnie d'assurance tunisienne obligée de passer d'une évaluation basée sur le principe du « coût historique » à une évaluation basée sur la « valeur économique » des actifs. Les résultats ont montré l'existence d'écarts de réévaluation touchant les différentes lignes réévaluées, ce qui implique principalement qu'une réallocation stratégique et tactique de l'actif de placement de la compagnie devrait être engagée préalablement à la transition afin d'éviter les impacts susceptibles de peser lourdement sur l'équilibre financier de la compagnie notamment l'existence d'une situation de déséquilibre entre les provisions techniques et l'actif admis en leur représentation.

6- L'étude intitulée « Exigences en fonds propres en Assurance non vie sous solvabilité II : Formule Standard avec calibrage des USP : Cas de la Société Nationale d'Assurance (SAA) » (Ibtissem Bourechak, Ministère des Finances Algérien) pose une question importante pour le secteur des assurances : Quel impact aura sur une compagnie d'assurance le passage du régime de Solvabilité I à Solvabilité II ? Afin de répondre à cette question, l'étude a tenté d'appliquer les exigences quantitatives du pilier I de solvabilité II sur la Société Nationale d'Assurance « SAA ». En Algérie, le régime de solvabilité en vigueur est inspiré des normes de solvabilité I jugées dépassées et insuffisantes, d'où la nécessité de passer à un régime qui prend en compte la vision risque comme c'est le cas sur le marché mondial des assurances. Le passage vers le régime Solvabilité II en Algérie, reste tributaire de la mobilisation des capitaux supplémentaires par les compagnies d'assurance, d'une réforme au niveau comptable (IFRS / vision de la juste valeur), d'un développement technologique, d'un renforcement des

moyens et outils de gestion des risques et d'un personnel de qualité. De plus, il sera nécessaire de redynamiser le marché financier pour pouvoir garantir un meilleur climat pour une introduction d'un tel système de Solvabilité « SII » en Algérie, système basé sur la notion de risque et de juste valeur.

7- Dans son étude intitulée « Implémentation de l'appétence aux risques aux souscriptions Non Vie dans une compagnie d'assurance (Bessem Hammouda, MAE), l'auteur relève que lors de la mise en œuvre de la directive Solvabilité II, la gestion des risques prend une nouvelle dimension dans les Compagnies d'assurances. En effet, l'étude montre que la diversification entre les branches d'activité non-vie pourrait réduire le « Capital de Solvabilité Requis global non-vie » (SCR). Les résultats obtenus montrent qu'avec la diversification de son activité, la compagnie d'assurance diminue son besoin en capital de solvabilité requis. Ensuite, l'auteur effectue une analyse de sensibilité, du SCR, à la prime émise brute, à la sinistralité et à la réassurance en mesurant l'impact sur la souscription non-vie de ces facteurs de risque. L'analyse de la sensibilité du « SCR-primés et provisions » aux facteurs de risques montre que le risque de souscription est plus sensible à la sinistralité (risque de provisions) qu'au risque de primes.

Enfin, l'appétence aux risques comme outil de pilotage et de gestion des compagnies d'assurance étant un sujet d'actualité à travers le monde, il serait bénéfique pour ce secteur en Tunisie de l'intégrer et pour les compagnies de la place de reformuler leurs processus de prise de décision opérationnelle et stratégique.

8- La dernière étude intitulée « Evaluation de la performance d'un réseau d'agences directes d'assurance. Cas : CASH Assurances » (Yasmine Talbi, CASH Assurances) tente d'évaluer la performance du réseau d'agences directes de la CASH Assurances en s'intéressant à son efficacité et essaie de déterminer les facteurs pouvant expliquer les scores d'efficacité technique par une estimation avec des données de panel. L'analyse des résultats montre que les scores d'efficacité de toutes les agences de l'échantillon ont évolué favorablement pendant la période d'étude sauf pour l'année 2018 où le nombre des agences efficaces a diminué ainsi que leur score moyen d'efficacité. En outre, il ressort des résultats de l'estimation que l'efficacité technique globale a une relation positive avec les variables retenues ; l'âge de l'agence, son taux de recouvrement des créances, sa cadence de règlement des sinistres et la part de la branche automobile dans ses affaires.

En se focalisant sur le diagnostic de l'efficacité et de l'efficacité du réseau durant l'année 2019, l'approche retenue a permis de déterminer les sources de l'inefficacité des agences directes et les efforts nécessaires pour améliorer leur performance. De ce fait, la compagnie doit veiller à l'amélioration du taux de recouvrement des créances et de la cadence de règlement des sinistres des agences qui présentent une inefficacité.

Au total, ce numéro de la Revue de l'IFID regroupe un ensemble d'études avec à chaque fois une revue de la littérature et une application empirique utilisant des techniques économétriques. Les résultats de ces études sont significatifs et englobent des enseignements forts pratiques et utiles pour les dirigeants de la Banque Centrale, des Banques et des Compagnies d'Assurance. J'invite aussi bien les chercheurs intéressés par ces thèmes que les professionnels de ce secteur à lire avec intérêt ces contributions. Je ne peux conclure sans remercier les auteurs de ces études, les enseignants et l'équipe dirigeante de l'IFID pour avoir réussi à assurer la pérennité de cette revue et d'en avoir amélioré la qualité.

Professeur *Abderrazak ZOUARI*

Administrateur ABC Bank. Tunisie

Ancien membre du Conseil d'Administration de la BCT

Has income diversification proved its worth as a vehicle in driving Tunisian banks' financial stability?

Samar ABDELLAOUI
AMEN BANK



Abstract

The paper sheds light on the diversification strategy and examines its impact on the banking sector's financial stability. Using a sample of 11 Tunisian commercial banks over the period of 2005 to 2019, our study proves that non-interest income as well as its components boost banks' stability. Therefore, shifting toward non-traditional activities as well as operating in new businesses seems to be a rewarding path for Tunisian banks' in terms of stability and risk reduction.

Key words: diversification; non-interest income; financial stability.

JEL Classification: G11, G20.

Introduction

According to Moody's most recent ratings, the perspectives for the Tunisian economy were under revision¹ with the possibility of downgrading. The Tunisian economy suffers from a high rate of indebtedness, unemployment and, inflation. The recession and the political instability might imply that the state will not be able to support or bail out banks in the case of a crisis or a financial slump. The Tunisian market is heavily bank-based and banks constitute an important engine to the economy. A large number of Tunisian banks are characterized by a low ability to absorb losses due to a low level of capitalization and debt coverage. In response, the Central Bank of Tunisia (CBT) attempted to limit bank reliance on their refinancing with a maximum LTD ratio of 120%. The downward trend and the reduction in available liquidity for banks to borrow, we expect the lending activity to decrease for two reasons: First, banks have to abide by the CBT regulations. Second, they have to raise their capitalization in order to ensure their stability. The question is how can Tunisian banks improve their financial performance without undermining their stability? A trend for Tunisian banks in the last couple of years was to shift to non-interest-based banking activities. We think that the decision to diversify was not a voluntary move but more of a necessary shift in order to remain profitable amidst competition and to maximize their profitability while reducing their risks through diversification.

In this context, the main existing studies focus is on how diversification affects banks' risk and profitability. They provide mixed results. On one hand, it can be beneficial through exploiting managerial skills, economies of scopes, and cross-selling opportunities (Hahm, 2008; Mostk, 2017). On the other hand, agency costs, information asymmetry, growing organizational complexity and the loss of focus (DeYoung and Roland, 2001; Stiroh and Rumble, 2006; Abedifar et al. 2018) could offset diversification benefits. Thus, it is uncertain whether revenue diversification can lead to more stable and profitable banks. Given the inconsistency of the previous studies, we conclude that the diversification effects exist yet its direction still ambiguous.

This leads us to investigate *how income diversification can affect banks' stability in the Tunisian context?*

To reach our aim and give an appropriate answer to our research question. We will start by understanding the theoretical background followed by an empirical investigation based on the Tunisian market context.

¹ <https://fr.tradingeconomics.com/tunisia/rating>

1- Literature review

Diversification strategies in the banking sector were adopted since a couple of decades ago through brokerage subsidiaries in order to deal with all services that can attract potential clients. Benefitting from strong client relations and a stable clientele base, banks didn't find it very hard to sell other services to their customers such as insurance policies. This has given them a competitive edge compared to other financial institutions. Furthermore, when a bank provides its clients with a wide range of products and services they are more likely to stay loyal to their bank which in turn would minimize the chances of leaving for another bank.

Following the study of **Mercieca et al. (2007)**, there are three types of diversification; first, activity diversification when banks operate in several businesses. Second, geographic diversification if banks expand their market locations. Third, it is a combination between both activity and geographic diversification. In our research we will focus on the first type "activity diversification" that generates multiple sources of income; net interest income from the lending activity and non interest income such as commissions, fees, trading income and others.

Focusing on the US banking sector **DeYoung and Roland, (2001)** examined 472 commercial banks from 1988- 1995. They found that the trend toward fee-based activities implies higher revenue volatility. In the same line, **Stiroh, (2004b)** revealed that banks with a high level of non-interest income are riskier because non-traditional income, more precisely, trading income is highly correlated with income volatility. As **Stiroh and Rumble, (2006)** said; "...they may have gotten the diversification idea wrong." They shed light on the dark side of diversification and found a negative association between income diversification and risk-adjusted performance for a sample of 1800 financial holding companies in the US from 1997 to 2002. The paper found that diversification benefits exist but they are offset by the costs of exposure to non-traditional activities which are more volatile and less profitable than traditional ones. **Abedifar et al. (2018)** tested how non-interest income could affect lending quality and banks' interest spread, using a quarterly database of 6921 banks in the US during 2007-2016. Results indicate that non-traditional income increases banks' risk. In addition, smaller banks should not engage in non-interest activities due to their size constrain. As for Australian banks, **Williams, (2016)** used quarterly data from 2002 to 2014 and found a positive link between banks' risk and income diversification. He found that non-interest income does not garner any diversification benefits and it is associated with high systemic risk. Further, diversification through non-interest income complicates banks' activity which suggests an increase in agency costs and information asymmetry, which negatively affects the risk level.

Concerning emerging markets, **Amidu and Wolf, (2013)** examined 55 emerging countries using 978 banks from 2000 to 2007 and found that competition and income diversification positively affect bank stability. Furthermore, well-diversified activities are associated with less risky loan portfolios. **Nguyen et al. (2015)** put into use 32 Vietnamese banks during 2005-2012. They found that if banks operate more in non-traditional activities, they will be more stable by reducing bankruptcy risk. **Nguyen et al. (2012)** used a database of 151 commercial banks from four countries; India, Pakistan, Sri Lanka, and Bangladesh during 19998-2008, and showed that diversifying into non-traditional activities increases banks' stability. **Pennathur et al. (2012)** studied the impact of ownership structure on non-interest income and risk using a database of mixed banks in India (public banks, private domestic and foreign banks) during 2001-2009 and revealed that fee-based income helps public-sector banks to reduce their risk. However, it increases the risk of both private domestic and foreign banks. **Nepali, (2018)** used a database of 20 commercial banks in Nepali over the period 2009-2015 to show the positive relationship between non-interest income and risk-adjusted-performance (return on assets and return on equity). He found that diversification (non-interest income), capitalization (equity to total assets), ownership structure (foreign ownership) are the key factors that drive the risk-return trade-off of the

Nepalese banking market. Regarding the Tunisian context, [Belguith and Bellouma, \(2017\)](#); [Hamdi et al. \(2017\)](#); [Hakimi et al. \(2012\)](#) studies also support the positive effect of diversification on Tunisian banks' stability. [Belguith and Bellouma, \(2017\)](#) analyzed 11 Tunisian banks from 2001 to 2014 and found that the non-interest income effect depends on its correlation with interest income while the positive effect is highly pronounced if non-interest income and net interest income are imperfectly correlated.

Following portfolio theory ([Markowitz 1952](#)), diversifying activity is the way to reduce total risk by eliminating the idiosyncratic one. Hence, diversification reduces risk and in return enhance the financial stability. Furthermore, academic research on emerging market support the positive link between the financial stability and the diversification strategy ([Amidu and Wolf, 2013](#); [Sissy et al. 2017](#); [Hamdi et al. 2017](#)). As [Sissy et al. \(2017\)](#) note "...there is evidence that diversification benefits exist for banks in Africa..." Thus, our hypothesis will be introduced as follows:

Hypothesis : Income diversification affects positively Tunisian financial stability.

To reach our aims and check our hypothesis, the following part will provide empirical evidence that investigates how can revenue diversification affect the Tunisian banking market stability? Therefore, we will run a panel data of 11 commercial banks dating from 2005 to 2019.

2- The research design

2.1. Sample

Our sample includes 11 conventional banks. We picked only listed banks for information accessibility. Our data is hand-collected from the Professional Association of Tunisian Banks, the World Bank for the macroeconomic clues, and banks' financial statements. We will assess the impact of diversification on Tunisian banks from 2005, in which all the necessary variables are accessible, to 2019.

2.2. Variables description

The following **table (1)** describes all the used variables:

Table 1: Dependent and independent variables description and references

Variables	Description	Sign
The Z-score	The sum of the return on assets and the capital ratio divided by the standard deviation of ROA will be introduced to measure banks' stability (Stiroh, 2004; Sanya and wolf, 2011; Edirisuriya et al. 2015; Nguyen et al. 2015; Belgniith and Bellouma, 2017; Nisar et al. 2018). It is a clue of the distance to insolvency because it indicates the standard deviation that the ROA has to fall and as a result, the bank becomes insolvent. A high level of Z-score indicator denotes a low level of risk, and in turn high stability.	NA
The non-interest income to total assets (NON)	It will be introduced to account for diversification (Meslier et al. 2014; Edirisuriya et al. 2015). Nisar et al. (2018) studied the banking sector of South Asian countries and find out that the non-interest income ratio has a positive impact on both banks' profitability (ROA) and stability (Z-score).	+
The commissions to total assets (COM)	Edirisuriya et al. (2015); Mostak, (2017) and Nisar et al. (2018) found that fees and commissions' income affect negatively banks' stability. This could be explained by the fact that the most of commissions and fee incomes come from traditional activities. Thus, the non-interest income generating through traditional business might imply a diversification discount (Markowitz, 1952; DeYoung and Rice, 2004; Meslier et al. 2014) and increases income volatility. However, Pennathur et al. (2012) proved that public-Indian banks have to shift toward fee-based activity to reduce their risk' level.	+/-
The short- term trading income to total assets (SHORT). And The long-term trading income to total assets (LONG).	Lepetit et al. (2008) found that trading-income decreases small European banks' risk and enhances their profitability. While, Stiroh, (2004b) reported that relying on trading activities increases banks' risk.	+/-

The net-interest income to total assets (NET)	It accounts for the intermediation- activity which is the banks' core activity. A higher level of the ratio indicates that banks are focusing on the lending-deposit activity. Following Maudos and Guevara, (2004) and Demirguc-Kunt and Huizinga, (1999) works, a higher value of net-interest income ratio implies that the bank is able to make its intermediation activity beneficial. Moreover, banks must be able to reap significant benefits stemming from interest-generating activity to cover all sorts of costs and risks related to intermediation activity (Angbazo, 1997). Indeed, we can assume that a higher net-interest income help banks cover their risk and in return be more stable.	+
The loan loss provision to total assets (LLP)	It can be used as a proxy of credit risk or asset quality. A higher ratio denotes a bad quality of loan portfolio and clients, a high risk-taking, and poor risk management. According to Hsieh et al. (2013) a higher level of loan loss provisions helps banks to minimize their credit risk.	+
The Expenses to total assets (EXP)	A lower ratio of operating income to total assets denotes a high efficiency, and that banks know how to deal and optimize their costs. According to Nguyen et al. (2015), operating in new business lines increases banks' costs such as wages and marketing costs. While an increase in expenses could influence banks' risk.	-
The capital to total assets (CAP)	Banks with high capitalization are more likely to be stable than less-capitalized ones (Berger, 1995; Nguyen et al. 2015; and Nepali, 2018). Anginer and Demirguc-Kunt, (2014) deem that well-capitalized banks are more likely to resist potential shocks and deal with their engagement.	+
The Gross Domestic Product (GDP)	It is a proxy of economic growth. When the economy is doing well, banks have more opportunities for expansion, and being more stable (Nguyen et al. 2012).	+
The inflation rate (INF)	It is more likely to decrease banks' stability (Dhouibi, 2015; Nisar et al. 2018), and its negative effect is deeper when it is not anticipated. A high non anticipated inflation could lead to a mismatch between banks' liabilities and assets which is an inappropriate situation for banks.	-

2.3. Model specification

To catch the effect of the income diversification on bank's risk we will apply the following model:

$$Y_{it} = \alpha + \beta \text{DIV}_{it} + \sum \delta X_{it} + a_i + u_{it} \quad (1)$$

Where **table (2)** describes our model components:

Table 2: Model' specification

Y_{it}	The dependent variable of bank' stability (Z-score) for the bank "i", for the year "t".
$\alpha ; \beta ; \delta$	Model' parameters (constant and coefficient).
DIV	The diversification which is accounted in two ways: <ul style="list-style-type: none"> • The non-interest income ratio. • The non-interest income' components ratios: the commission ratio, the short-term trading profits ratio and the long-term trading profits ratio
X_{it}	A vector of bank specific variables including traditional-income (NET), bank' capitalization (CAP), operating costs (EXP), credit risk (LLP), and macroeconomic factors such as the economic growth (GDP) and inflation rate (INF).
a_i	The fixed effect of bank i.
u_{it}	The idiosyncratic error term.

Our methodology is based on two steps. First we will test the effect of income diversification in general. Second, we will test the effect of each component (short-long term trading, and commissions) on banks' stability.

Step 1: The non-interest income' effect on banks' stability

$$Z\text{-score}_{it} = \alpha + \beta \text{NON}_{it} + \delta_1 \text{NET}_{it} + \delta_2 \text{CAP}_{it} + \delta_3 \text{EXP}_{it} + \delta_4 \text{LLP}_{it} + \delta_5 \text{GDP}_t + \delta_6 \text{INF}_t + a_i + u_{it} \quad (2)$$

Step 2: The non-interest income components' effect on banks' stability

$$Z\text{-score}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{COM}_{it} + \beta_2 \text{SHORT}_{it} + \beta_3 \text{LONG}_{it} + \delta_1 \text{NET}_{it} + \delta_2 \text{CAP}_{it} + \delta_3 \text{EXP}_{it} + \delta_4 \text{LLP}_{it} + \delta_5 \text{GDP}_t + \delta_6 \text{INF}_t + a_i + u_{it} \quad (3)$$

To reach our purposes, the necessary tests have been done to prove that the Generalized Least Squares (GLS) seems to be the best estimation.

3. Findings and discussions

In the following section, we will discuss our results and investigate the income diversification effects on the stability of Tunisian listed banks.

3.1. Descriptive statistics

The following **table (3)** describes our variables for the 11 Tunisian banks over the study period.

Table 3: Summary statistics

	Mean	St.Dev	Min	Max	Skewness	Kurtosis
Z-score	22.154	16.232	-4.996	55.823	0.377	-1.029
NON	.019	.005	.007	.031	-0.117	-0.732
COM	.01	.003	.001	.02	0.054	-0.021
SHORT	.006	.004	0	.021	1.321	1.657
LONG	.003	.003	0	.012	1.018	0.658
NET	.024	.007	.008	.041	-0.353	-0.253
CAP	.101	.063	-.016	.489	3.242	14.71
LLP	.059	.03	.01	.182	2.104	5.109
EXP	.021	.006	.011	.042	0.608	-0.212
GDP	2.792	1.967	-1.917	6.71	-0.507	0.897
INF	4.733	1.341	2.1	7.3	0.121	-0.075

The Z-score presents on average 22.154. The Tunisian banking system suffers from instability with a high level of standard deviation (16.232). This could be explained by a range from -4.996 to 55.823. Hence, the Tunisian banking market encompasses both stable and risky banks.

The income structure of Tunisian banks (the net-interest and the non-interest incomes) is changing. On one hand, the non-interest-income to total assets ratio (NON) reported an average of 1.9% with a range from 0.7% to 3.1% and a standard deviation of 0.005. On the other hand, the net interest income to total assets (NET) averaged at 2.4% with a range from 0.8% to 4.1%, and a standard deviation of 0.007. The average rate of the NON (1.9%) and the NET (2.4%) are very close. These statistics provide clear evidence that Tunisian banks diversify their income and focus less on lending activity. The commissions to total assets ratio has a mean value of 1% with a range from 0.1% to 2%. These statistics prove that the income structure is more related to bank services and fee-based activities. Hence banks are shifting toward non-traditional businesses. The SHORT ratio reported an average of 0.6% with a standard deviation of 0.004. This means that short-term trading (commercial portfolio) presents 0.6% of total assets. Consequently, Tunisian banks are focusing more on the commercial portfolio than the investment one. This ratio reaches a minimum of zero (banks did not trade) and a maximum of 2.1% (banks are focusing on trading). The LONG ratio statistics show that the gains from the investment portfolio to total assets has a mean value of 0.3% with a range from zero to 1.2%, and a standard deviation of 0.003. These low statistics prove that Tunisian banks are not motivated to invest in long-term stocks in the financial market. This could be explained by the deterioration of the Tunisian economic context, which led banks to prefer short-term trading as it is less risky than long-term trading.

On average, the capital ratio presents 10.1%. According to the Tunisian banking circular of 2018, Tunisian banks have to hold at least a capital ratio of 10%. Consequently, Tunisian banks comply with Tunisian standards. While this ratio reaches a minimum of -1.6 and a maximum of 48.9% with a standard deviation of 0.63. The negative value is due to the negative amount of total equity for some banks as UIB in 2007 and STB in 2013-2014. Regarding the LLP ratio, the loan loss provisions reported an average of 5.9% with a range from 1% to 18.2% and a standard deviation of 3%. The average rate reaches almost 6%. As for the banks' expenses, the operating costs averaged at 2.1%, with a low standard deviation of 0.006 and a range from 1.1% to 4.2%.

The GDP rate reported a mean value of 2.792 with a range from -1.917 to, 6.71. These statistics are related to the Tunisian economic context which has been in deterioration since the revolution. Hence, this could explain the high standard deviation of 1.967. The inflation rate averaged at 4.733 with a range from 2.1 to 7.3 and a standard deviation of 1.341. This large difference between the min and the max could be explained by the upward trend of inflation these last years.

3.2. Main results and discussions

The following part will present and interpret our regressions' results. **Table (4)** pointed out the diversification – stability nexus. **Column 1** provides evidence on the sign of diversification effect in general while **column 2** displays the regression results of the non-interest income components' effects.

Table 4: The random effect regressions results

Z-score	Model 1	Model 2
NON	2.398*** (0.563)	-
COM	-	2.740** (1.331)
SHORT	-	2.257*** (0.819)
LONG	-	3.887*** (1.165)
NET	1.316*** (0.506)	1.281** (0.58)
CAP	1.222*** (0.057)	1.190*** (0.077)
EXP	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)
LLP	0.010 (0.067)	0.013 (0.78)
GDP	0.119 (0.080)	0.158* (0.092)
INF	-0.349*** (0.131)	-0.444*** (0.158)
Constant	2.25 (4.423)	3.698 (3.008)
Obs.	165	165

(*),(**),(***) represent statistical significance respectively at 1%, 5% and 10%.

The non-interest income (NON) has a positive impact on stability. The more the bank' income is coming from non-interest income, the more it is stable. At 1% level of significance, Tunisian banks' stability will grow up by 2.398% if they increase their non-interest income by 1%. These results confirm our prediction and corroborate with the studies of [Nisar et al. \(2018\)](#). Additionally, [Hamdi et al. \(2017\)](#) and [Nguyen et al. \(2015\)](#) revealed that banks with a higher share of non-interest income are more likely to be less risky banks. The positive sign could be interpreted by the fact that the non-interest income is more certain (like fees from ATM's and bancassurance) and does not correlate with interest fluctuation as interest-income generating activities.

The net interest income (NET) is positively correlated to Tunisian banks' stability at 1% level of significance. Tunisian banks' activity still relies heavily on intermediation activity. Thus, as the net-

interest income is higher, the bank is more able to cover its risk (Angbazo, 1997). In light of our findings, we can assume that a higher net-interest income contributes to enhance Tunisian banks' stability.

Bank capitalization (CAP) displays also a significant positive sign at 1% level of significance. Well-capitalized banks are more likely to absorb any potential shocks (Anginer and Demirgüç-Kunt, 2014). Hence, a high level of capitalization helps banks to be more stable. Our results corroborate with several studies such as Nisar et al. (2018); Nguyen et al. (2015); and Nepali, (2018). In light of our results, holding a high level of capital contributes to Tunisian banks' stability since the capital requirement is one of the most important prudential standards in the Tunisian banking regulation. Thus, we can confirm that well-capitalized Tunisian banks are more likely to be stable.

Controversy to what we expected the operating costs, the LLP and the GDP are non significant. As for the inflation rate, it reports a negative impact at 1% level of significance. Hence, a higher level of inflation affects negatively Tunisian banks' stability. We could explain our results by the fact that an increase of inflation rate has a direct and positive impact on the monetary market rate, and subsequently, a decrease in the purchasing power, and an increase in the probability of default by borrowers. Our results support the work of Nisar et al. (2018).

Column 2 in table (4) shows the results concerning how can diversification strategy affects Tunisian banks' stability through using the non-interest income components. The three components of non-interest income display a positive and significant impact on the Z-score. This means that diversification strategy through shifting into non-generating interest business aids Tunisian banks to reduce their risk and enhance their stability. For the trading income, Tunisian financial market is neither developed nor volatile. Hence, the Tunisian banks' volatility could be anticipated. Furthermore, trading income is not correlated to interest-income so diversification through securities could decrease risk and subsequently enhance banks' stability. Our results support the studies of Lepetit et al. (2008) and Nisar et al. (2018).

As for commission income, our results are inconsistent with Edirisuriya et al. (2015); Mostak, (2017) and Nisar et al. (2018). However, they are in the same line as Kohler, (2018) findings and Pennathur et al. (2012) for public banks. Our results may be explained by the fact that commissions contribute to Tunisian banks' performance and that the more the bank is profitable, the more it is stable (Lassoued and Sassi, 2017). As for controls, the GDP became significant. As we expected, when an economy is doing well, Tunisian banks will be more stable.

Based on our results, we can confirm our hypothesis, which suggests that Tunisian banks' stability is positively correlated with income diversification strategy.

Conclusion

Overall, our findings suggest that income diversification has a positive effect on banks' stability which is in the same vein as Nisar et al. (2018) and Nguyen et al. (2012) for South Asian banks, Hamdi et al. (2017) for Tunisian banks, Meslier et al. (2014) for banks in Philippines, Mostak, (2017) for Indian banks and Sissy et al. (2017) for 29 African countries. Hence, under a competitive and unstable context with a large wave of innovation, income diversification seems to be the way for Tunisian banks to compete and survive. Furthermore, we think that Tunisian banks should shift toward non-traditional activities such as trading, insurance, financial services and foreign exchange in order to enhance their stability. In light of our results, the non-interest income, the net-interest income, bank capitalization and inflation are the key factors that drive Tunisian banks' stability.

References

- Abedifar, P., Molyneux, P., & Tarazi, A. (2018). Non-interest income and bank lending. *Journal of Banking & Finance*, 87, 411-426.
- Ahamed, M. Mostak. 2017. Asset quality, non-interest income, and bank profitability: Evidence from Indian banks. *Economic Modelling* 63: 1–14.
- Amidu, M., & Wolfe, S. (2013). Does bank competition and diversification lead to greater stability? Evidence from emerging markets. *Review of Development Finance*, 3(3), 152-166.
- Angbazo, L. (1997). Commercial bank net interest margins, default risk, interest-rate risk, and offbalance sheet banking. *Journal of Banking and Finance*, 21, 55–87.
- Anginer, D., Demirgüç-Kunt, A. (2014). Bank capital and systemic stability. Policy Research Working Paper No. 6948, The World Bank, Washington, DC.
- Belguith, H., & Bellouma, M. (2017). Income Structure, Profitability and Stability in the Tunisian Banking Sector. *International Journal of Engineering Research and Science*, 3(5). 31- 45.
- Demirguc-Kunt, A. and Huizinga, H. (1999). Determinants of Commercial Bank Interest Margins and Profitability: Some International Evidence. *The World Bank Economic Review*, 13, 379–408.
- DeYoung, R. and Rice, T. (2004a). Noninterest Income and Financial Performance at U.S. Commercial Banks. *The Financial Review*, 39, 101-127.
- DeYoung, R., & Roland, K. P. (2001). Product mix and earnings volatility at commercial banks: Evidence from a degree of total leverage model. *Journal of Financial Intermediation*, 10(1), 54-84.
- Dhouibi, R. (2015). “Determinants of Tunisian Banks’ Profitability”; *International Journal of Finance and Accounting*; 4(6), 324-332.
- Edirisuriya, P., Gunasekarage, A., & Dempsey, M. (2015). Australian Specific Bank Features and the Impact of Income Diversification on Bank Performance and Risk. *Australian Economic Papers*, 54(2), 63-87.
- Hahn, J. H. (2008). Determinants and consequences of non-interest income diversification of commercial banks in OECD countries. *East Asian Economic Review*, 12(1), 3-31.
- Hakimi, A. Hamdi, H. & Djelassi, M. (2012). Modelling the non-interest income at Tunisian Banks. *Asian Economics and Financial Review*, 1(2), 88–99.
- Hamdi, H., Hakimi, A., & Zaghdoudi, K. (2017). Diversification, bank performance and risk: have Tunisian banks adopted the new business model?. *Financial innovation*, 3(1), 22.
- Hsieh, M.-F., Chen, P.-F., Lee, C.-C., & Yang, S.-J. (2013). How Does Diversification Impact Bank Stability? The Role of Globalization, Regulations, and Governance Environments. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 42(5), 813–844.
- Köhler, M. (2018). « An analysis of non-traditional activities at German savings banks – Does the type of fee and commission income matter? », working paper.
- Lassoued, N., & Sassi, H. (2017). Income diversification, bank stability and owners identity: international evidence from emerging economies. *International Journal of Corporate Governance*, 8(1), 61.

- Lepetit, L., Nys, E., Rous, P. and Tarazi, A. (2008). Bank income structure and risk: An empirical analysis of European banks. *Journal of Banking & Finance*, 32, 1452–1467.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7, 77–91.
- Maudos, J. and Fernandez de Guevara, J. (2004). Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union. *Journal of Banking & Finance*, 28, 2259–2281.
- Mercieca, S., Schaeck, K., & Wolfe, S. (2007). Small European banks: Benefits from diversification?. *Journal of Banking & Finance*, 31(7), 1975-1998.
- Meslier, C., Tacneng, R., & Tarazi, A. (2014). Is bank income diversification beneficial? Evidence from an emerging economy. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 31, 97-126.
- Nepali, S. R. (2018). Income diversification and bank risk-return trade-off on the Nepalese commercial banks. *Asian Economic and Financial Review*, 8(2), 279-293.
- Nguyen, M., Skully, M., & Perera, S. (2012). Market power, revenue diversification and bank stability: Evidence from selected South Asian countries. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(4), 897-912.
- Nguyen, T. C., & Vo, D. V. (2015). Risk and income diversification in the Vietnamese banking system. *Journal of Applied Finance and banking*, 5(1), 93.
- Nisar, S., Peng, K., Wang, S., and Ashraf, B. (2018). The Impact of Revenue Diversification on Bank Profitability and Stability: Empirical Evidence from South Asian Countries. *International Journal of Financial Studies*, 6, 1-25.
- Pennathur, A. K., Subrahmanyam, V., & Vishwasrao, S. (2012). Income diversification and risk: Does ownership matter? An empirical examination of Indian banks. *Journal of Banking & Finance*, 36(8), 2203-2215.
- Sanya, S. and Wolfe, S. (2011). Can Banks in Emerging Economies Benefit from Revenue Diversification? *Journal of Financial Services Research*, 40, 79- 101.
- Sissy, A. M., Amidu, M., & Abor, J. Y. (2017). The effects of revenue diversification and cross border banking on risk and return of banks in Africa. *Research in International Business and Finance*, 40, 1-18.
- Stiroh, K. J. (2004b). Diversification in banking: Is noninterest income the answer?. *Journal of money, Credit and Banking*, 853-882.
- Stiroh, K. J., & Rumble, A. (2006). The dark side of diversification: The case of US financial holding companies. *Journal of banking & finance*, 30(8), 2131-2161.
- Williams, B. (2016). The impact of non-interest income on bank risk in Australia. *Journal of Banking & Finance*, 73, 16

Le phénomène de la Transmission des Variations du Taux de Change À l'Inflation en Tunisie : Approche ARDL

Eya Ben Ghédifa¹
Banque Centrale de Tunisie (BCT)



Résumé

Ce papier examine l'impact sur le court et le long terme des mouvements du taux de change sur l'inflation, appelé dans la littérature économique « Exchange Rate Pass-through », pour le cas spécifique de l'économie tunisienne. La dynamique temporelle de ce phénomène est évaluée par la modélisation autorégressive à retards échelonnés ARDL exploitant des données économiques mensuelles qui couvrent les deux périodes « Pré-révolution » (2000-2010) et « Post-révolution » (2011-2019). Les résultats montrent un accroissement du « Pass-through » du taux de change après la révolution. Cet effet s'avère important, par comparaison internationale et de ce fait il est pris en considération dans la prévision à moyen terme de l'inflation par l'instance monétaire. Il doit favoriser la transition vers un nouveau cadre de conduite de politique monétaire basé sur le ciblage de l'inflation à moyen et à long-terme.

Mots-clés Pass-through du taux de change, inflation, politique monétaire, ARDL, Tunisie.

Introduction

L'accélération du phénomène de la globalisation de l'économie mondiale a mis en lumière l'importance du taux de change, dans le commerce extérieur, comme un prix d'échange entre les monnaies. Les analyses abordant les implications économiques des mouvements de taux de change ont mis en évidence l'influence notable qu'exerce ce taux sur le niveau général des prix intérieurs et, ainsi, son impact inflationniste. Ce phénomène a été connu sous le nom de « Exchange rate Pass-through », qui renseigne sur la variation en pourcentage des prix intérieurs entraînée par une variation de 1 % du taux de change nominal.

Les études menées font ressortir trois canaux permettant de transmettre les variations du taux de change et influer sur les prix des biens domestiques. Ils sont respectivement ; les prix des biens libellés en devise, les prix des biens intermédiaires utilisés dans la production et les prix des biens composant le panier de consommation.

McCarthy (1999) avance, dans son étude, que les mouvements du taux de change se transmettent à l'inflation à travers « la chaîne des prix du Pass-through du taux de change ». Selon son raisonnement, la variation du prix du pétrole fait varier l'output gap² qui entraîne une variation du taux de change. Les fluctuations de ce taux se transmettent aux prix à la consommation, d'une façon complète ou partielle, à travers les variations des prix à l'importation et les prix de vente industriels. Dans la littérature existante, le Pass-through du taux de change est généralement « incomplet ». Ce terme désigne la répercussion partielle de la variation du taux de change sur les prix des importations et ceci s'explique aussi bien par des déterminants microéconomiques que macro-économiques caractérisant la dynamique de transmission, qui sont cités dans la littérature théorique.

Au cours des dernières années, le phénomène de Pass-through du taux de change a pris de l'ampleur, et du fait de son importance et ses implications économiques, il a été placé au centre des débats sur les politiques macroéconomiques. Certains travaux à l'instar de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006) et Edwards (2006) ont examiné la capacité du taux de change comme outil d'ajustement des

¹ benghedifa.eya@gmail.com. L'auteure remercie Mr Mongi SAFRA pour son encadrement et Mr Riadh EL FERKTAJI pour son évaluation. Elle remercie également l'équipe de la Direction de la Stratégie de la Politique Monétaire de la Banque Centrale de Tunisie et spécifiquement ; Mme Rym KOLSI, Mr Moez LAJMI et Aymen MAKNI pour leur aide et leurs conseils avisés.

² L'Output Gap c'est l'écart de production entre la valeur observée du PIB et la valeur de production potentielle.

Le phénomène de la Transmission des Variations du Taux de Change à l'Inflation en Tunisie : Approche ARDL

Eya Ben Ghédifa¹
Banque Centrale de Tunisie (BCT)



Résumé

Ce papier examine l'impact sur le court et le long terme des mouvements du taux de change sur l'inflation, appelé dans la littérature économique « Exchange Rate Pass-through », pour le cas spécifique de l'économie tunisienne. La dynamique temporelle de ce phénomène est évaluée par la modélisation autorégressive à retards échelonnés ARDL exploitant des données économiques mensuelles qui couvrent les deux périodes « Pré-révolution » (2000-2010) et « Post-révolution » (2011-2019). Les résultats montrent un accroissement du « Pass-through » du taux de change après la révolution. Cet effet s'avère important, par comparaison internationale et de ce fait il est pris en considération dans la prévision à moyen terme de l'inflation par l'instance monétaire. Il doit favoriser la transition vers un nouveau cadre de conduite de politique monétaire basé sur le ciblage de l'inflation à moyen et à long-terme.

Mots-clés Pass-through du taux de change, inflation, politique monétaire, ARDL, Tunisie.

Introduction

L'accélération du phénomène de la globalisation de l'économie mondiale a mis en lumière l'importance du taux de change, dans le commerce extérieur, comme un prix d'échange entre les monnaies. Les analyses abordant les implications économiques des mouvements de taux de change ont mis en évidence l'influence notable qu'exerce ce taux sur le niveau général des prix intérieurs et, ainsi, son impact inflationniste. Ce phénomène a été connu sous le nom de « Exchange rate Pass-through », qui renseigne sur la variation en pourcentage des prix intérieurs entraînée par une variation de 1 % du taux de change nominal.

Les études menées font ressortir trois canaux permettant de transmettre les variations du taux de change et influer sur les prix des biens domestiques. Ils sont respectivement ; les prix des biens libellés en devise, les prix des biens intermédiaires utilisés dans la production et les prix des biens composant le panier de consommation.

McCarthy (1999) avance, dans son étude, que les mouvements du taux de change se transmettent à l'inflation à travers « la chaîne des prix du Pass-through du taux de change ». Selon son raisonnement, la variation du prix du pétrole fait varier l'output gap² qui entraîne une variation du taux de change. Les fluctuations de ce taux se transmettent aux prix à la consommation, d'une façon complète ou partielle, à travers les variations des prix à l'importation et les prix de vente industriels. Dans la littérature existante, le Pass-through du taux de change est généralement « incomplet ». Ce terme désigne la répercussion partielle de la variation du taux de change sur les prix des importations et ceci s'explique aussi bien par des déterminants microéconomiques que macro-économiques caractérisant la dynamique de transmission, qui sont cités dans la littérature théorique.

Au cours des dernières années, le phénomène de Pass-through du taux de change a pris de l'ampleur, et du fait de son importance et ses implications économiques, il a été placé au centre des débats sur les politiques macroéconomiques. Certains travaux à l'instar de Gerlach et Gerlach-Kristen

¹ benghedifa.eya@gmail.com. L'auteure remercie Mr Mongi SAFRA pour son encadrement et Mr Riadh EL FERKTAJI pour son évaluation. Elle remercie également l'équipe de la Direction de la Stratégie de la Politique Monétaire de la Banque Centrale de Tunisie et spécifiquement ; Mme Rym KOLSI, Mr Moez LAJMI et Aymen MAKNI pour leur aide et leurs conseils avisés.

² L'Output Gap c'est l'écart de production entre la valeur observée du PIB et la valeur de production potentielle.

effets inflationnistes des chocs et son efficacité en tant que canal de transmission de la politique monétaire aux prix. Un autre courant de littérature s'est orienté vers l'étude de la transmission des chocs de change sur la chaîne des prix et sur l'inflation spécifiquement, en s'inspirant du travail pionnier de McCarthy(1999).

Par ailleurs, la littérature empirique existante souligne l'importance de l'évaluation de l'impact inflationniste des fluctuations du taux de change et son évolution dans le temps car cette analyse est prise en considération dans la formulation de la politique monétaire (Devereux et Engel, 2003 ; Gagnon et Ihrig, 2004). En effet, le degré de transmission des variations du taux de change affecte, d'une part, les prévisions de l'inflation à moyen terme de l'autorité monétaire et, d'autre part, l'orientation future de la politique monétaire et de change.

Dans ce cadre, l'évaluation du Pass-through du taux de change est fondamentale pour l'économie tunisienne, car, en plus des effets mentionnés ci-dessus, l'autorité monétaire a autorisé une plus grande flexibilité du taux de change à partir de 2012 conduisant ainsi à sa dépréciation. Ceci fait accroître, par effet de dynamique de transmission, le niveau général des prix à la consommation et intensifie les pressions inflationnistes. Dans ce cadre, cette étude propose une évaluation du degré de transmission des variations de taux de change à l'inflation sur le court et le long terme. De plus, une comparaison de l'évolution de ce coefficient est faite avant la révolution de 2011 et après cet événement.

La suite de cette étude est structurée comme suit ; la deuxième section porte sur une synthèse de la littérature théorique et empirique sur le Pass-through du taux de change aux prix intérieurs. La troisième section traite les spécificités de l'économie tunisienne à travers une étude des faits stylisés de la politique de change, l'évolution du taux de change effectif nominal et l'inflation. La quatrième section est dédiée à l'examen empirique de l'ampleur du Pass-through de taux de change à l'inflation sur deux horizons temporels différents. L'approche de cointégration de Pesaran et al (2001) est mise en profit avec un passage au modèle ARDL-ECM (Autoregressive Distributed Lag-Error Correction Model). La cinquième et dernière section expose les résultats des examens empiriques menés, en comparant ces derniers avec les aboutissements des études précédentes. Enfin, le papier engage des discussions des implications du degré de Pass-through de taux de change trouvé sur l'économie, la conduite de la politique monétaire et son avenir.

1. Revue de la Littérature

Cette section présente une synthèse des principaux déterminants du Pass-through de taux de change et un bref aperçu des résultats des travaux empiriques menés dans différents pays et en Tunisie.

1.1. Les déterminants du « Pass-through » du taux de change aux prix

Selon la littérature existante, l'ampleur de la transmission dépend de plusieurs facteurs macroéconomiques et microéconomiques dont nous citons ; la concurrence sur les marchés, la crédibilité de la politique monétaire, le niveau de l'inflation et le régime de change adopté. En effet, Campa et Goldberg (2004) avancent que la structure et le degré de concurrence sur les marchés des biens et services jouent un rôle déterminant dans la transmission. Ils expliquent ceci par le comportement des firmes disposant de pouvoir de marché important, dans les marchés à concurrence imparfaite, et qui pratiquent des politiques de discrimination par les prix.

Taylor (2000), Devereux et Yetman (2002) et Gagnon et Ihrig (2004) stipulent dans leurs travaux que le degré de Pass-Through du taux de change tend à diminuer dans une économie caractérisée par un faible taux d'inflation et une politique monétaire crédible. Caramazza (1986) mentionne l'effet de régime de change adopté dans la détermination de la transmission et affirme, que : « le régime de change adopté déterminera la dynamique globale des effets de transmission ainsi que la capacité d'absorption de ces variations de taux de change ».

D'autres facteurs ont été mentionnés dans la littérature tels que ; la structure du panier de consommation citée par Bacchetta et Wincoop (2003) et Corsetti et Debola (2002). Ces auteurs avancent que plus la part des biens importés, constituant le panier de consommation, est grande, plus le degré de transmission est élevé. McCarthy(1999) a, auparavant, mentionné ce facteur dans son travail pionnier.

Il avance que l'impact des mouvements du taux de change sur l'inflation est plus prononcé dans les pays dont la part des importations dans le panier de consommations des ménages est la plus élevée.

Goldfajn et Werlang (2000) mettent en lumière le facteur de développement économique et trouvent des différences significatives entre le degré de Pass-through de taux de change des pays développés, des pays émergents, des pays en développement, des pays OCDE et finalement des pays non OCDE. Les auteurs montrent que les pays émergents et ceux en développement ont un coefficient de transmission plus élevé que celui des pays développés. Sur la même lignée d'études, Zorzi, Hahn et Sanchez (2007) aboutissent à la même conclusion.

1.2. Le « Pass-through » du taux de change dans différents pays

La transmission partielle des variations du taux de change aux prix domestiques a été vérifiée par de nombreuses études, pour la plupart des pays. Ceci concorde avec les idées déjà avancées dans la littérature théorique du Pass-through « incomplet ».

Ben Cheikh et Rault (2015) se sont basés sur les travaux de Campa et Goldberg (2010) pour l'étude de la transmission des fluctuations de taux de change aux prix à l'importation pour un échantillon de douze pays de la Zone Euro. Ils trouvent des coefficients de Pass-through incomplets avec une moyenne de transmission sur l'échantillon sur le court terme et le long terme de respectivement 0,43% et 0,54% pour les 12 pays de la Zone d'Europe. Ce constat était expliqué par l'effet des déterminants microéconomiques à l'instar des stratégies de fixation des prix par les entreprises.

Ghardach (2016) a essayé d'évaluer à long terme le Pass-through du taux de change aux prix à l'importation, en se référant à l'étude de Pesaran, Shin, et Smith (2001), sur un échantillon de quatre pays en voie de développement, fortement dépendants au commerce international et aux importations. L'auteur a trouvé des coefficients de transmission hétérogènes (Maroc (0.97), l'Egypte (0.93), la Tunisie (0.63) et la Turquie (0.47)) et expliquaient ces résultats par les particularités économiques de chaque pays (stabilité de politique monétaire, régime de change, taille du pays) et le niveau élevé de l'inflation caractérisant ces économies.

Un autre courant de littérature s'est focalisé sur l'impact des fluctuations de taux de change sur l'inflation. Nous citons à titre d'exemple ; Chatri, Maarouf et Ragbi (2016) qui ont tentés de mesurer le degré de transmission des variations du taux de change à l'indice des prix à la consommation (IPC) et à ses deux composantes (biens échangeables et biens non échangeables) au Maroc. Ils trouvent une transmission incomplète et en baisse, qui résulte de la modernisation du cadre de politique monétaire. Ces résultats concordent avec ceux d'Abeida et Sghaier (2012).

Lariau, El Said, et Takebe (2016) traitent la même problématique pour l'Angola et le Nigéria. Malgré les caractéristiques communes que partagent ces deux pays à savoir la dépendance de leurs économies à l'exportation du pétrole, les résultats sont hétérogènes. Angola présente un coefficient de transmission élevé mais en baisse progressive suite à la dé-dollarisation de l'économie. Pour le Nigéria, l'impact est très minime et non significatif (puisque une grande part des produits consommables sont produits localement). Ces résultats reflètent les différentes structures des deux économies, malgré leur dépendance aux revenus du pétrole.

Les auteurs Balcilar, Usman et Abdul Agbede (2019) engagent une recherche récente sur le Nigeria et l'Afrique du Sud. Ils trouvent, sur le long terme, un Pass-through de taux de change complet au Nigeria mais incomplet en Afrique du Sud. Les auteurs mettent en avant des explications économiques telles que ; le facteur « rigidité des prix », la crédibilité de la politique monétaire et de l'adoption de la stratégie de ciblage de l'inflation qui réduisent l'intensité de transmission pour l'Afrique du Sud, tant à court terme qu'à long terme.

Certains auteurs à l'instar de Choudhri et Hakura (2001) s'intéressent à la relation entre l'environnement inflationniste et le degré du Pass-through. Ainsi, ils testent l'hypothèse, avancée par Taylor (2000). Ils trouvent une dépendance entre le degré de transmission des variations de taux de change aux prix et l'inflation qui facilite la mise en place d'une politique de ciblage d'un niveau faible d'inflation.

1.3. Le « Pass-through » du taux de change en Tunisie

En se basant sur les approches empiriques d'Edwards (2006) et de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006), Abida et Sghaier (2012) ont essayé d'examiner le lien entre le taux de change effectif nominal et les prix dans le contexte de conduite de politique monétaire pour les deux pays maghrébins : la Tunisie et le Maroc. Pour le cas spécifique de la Tunisie, ils trouvent une transmission faible à l'indice des prix à la consommation respectivement sur le court et le long terme de (0,054) et (0,238). Les résultats sont similaires à ceux de Choudhri et Hakura (2001) et Devereux et Yetman (2002) et ceux de l'étude du FMI (2007). Les auteurs expliquent la faible réactivité des deux indices de prix aux mouvements de TCEN par la rigidité des prix et par la grande part des biens administrés dans le panier de l'IPC (30% à cette époque) comme avancé par les économistes du FMI.

L'étude menée par la BCT (2015) sur les mécanismes de transmission de la politique monétaire met en évidence un coefficient de Pass-through du taux de change de (0,1-0,15) et (0,2-0,3) respectivement sur le court et le long terme pour l'inflation de base et de (0,5-0,7) pour l'indice des prix à la production.

Dahem et Siala Guermazi (2016) évaluent la transmission des mouvements de taux de change à la chaîne des prix, en se référant aux travaux de McCarthy (1999) et Ito et Sato (2006). Ils mettent en lumière une transmission en décroissance progressive sur les composantes de la chaîne des prix (0,82, 0,6 et 0,15 pour les trois indices ; de prix à l'importation (IPM), des prix de ventes industriels (IPVI) et des prix à la consommation (IPC)). Ces résultats concordent avec ceux de Charfi et Kadria (2016), qui aboutissent à la même conclusion ; le degré de Pass-through de taux de change est incomplet et se dégrade sur les trois indices de prix considérés. En plus, il est plus élevé après la date de révolution de 2011.

El Hamiani Khatat, End et Kolsi (2020) examinent, dans une étude très récente menée avec le FMI, la transmission de la politique monétaire en Tunisie sur trois volets. L'intérêt est porté sur l'analyse du Pass-through du taux de change à l'inflation, en lien avec ce travail. Les résultats empiriques montrent que sur le court et le long terme, le degré de Pass-through de taux de change a augmenté, entre 2010 et 2015, suite à l'abandon de la BCT de la règle de stabilisation de taux de change. De plus, la transmission est plus forte, à long terme surtout sur la période 2016-2019, qui était caractérisée par une forte expansion de la croissance monétaire.

2. ÉVOLUTION DU TAUX DE CHANGE ET DE L'INFLATION EN TUNISIE

En vue de maintenir la stabilité macroéconomique, en assurant un niveau faible d'inflation n'affectant pas la compétitivité, au cours des années 1990, la Banque Centrale de Tunisie a adopté une politique de change axée sur le ciblage du taux de change effectif réel (TCER). Ainsi, l'autorité monétaire a dû intervenir à chaque fois qu'elle le jugeait nécessaire à travers l'ajustement du taux de change effectif nominal (TCEN). D'ailleurs, cette politique était réussie et l'objectif était atteint ; l'économie tunisienne maîtrisait l'inflation et enregistrait une croissance soutenue avoisinant 5%.

Suite à la chute de l'euro face au dollar au début des années 2000, la BCT a dû opter pour une dépréciation du taux de change réel pour, d'une part, soutenir les exportations et le tissu économique suite aux événements de septembre 2001 et les attentats de Djerba en 2002. La série de dépréciations du taux de change nominal continuait durant la période 2003-2009 (soit une dépréciation cumulée de (27%), de même pour le TCER (17,7%)).

La dépréciation rapide et continue du taux de change s'est accentuée après la révolution (voir graphique 1) et la BCT a dû introduire une nouvelle politique de change plus flexible pour en faire face. Le régime de change adopté peut être qualifié de « flottement administré » faisant partie des régimes intermédiaires où la Banque Centrale de Tunisie peut intervenir d'une manière discrétionnaire à chaque fois qu'elle le juge nécessaire.

La tendance baissière du taux de change nominal a continué en 2017, soit une dépréciation de 11,5% par rapport à sa valeur à la fin de l'année 2016. De plus, la situation économique était caractérisée par l'essoufflement de la compétitivité et la récession de l'activité dans la Zone Européenne qui a affecté

les exportations vers l'Europe. Le mois de mai 2017 a été marqué par la transition de la Tunisie à un régime de taux "Crawl-like arrangement" et ce, selon la classification du FMI³.

Ce n'est que vers la fin de 2019 que le taux de change effectif du dinar a connu une appréciation de 6,7% en comparaison avec le taux du mois de décembre 2018. Le taux de change effectif réel, de sa part, a connu une appréciation plus prononcée de 11,4% suite à l'inflation plus prononcée en Tunisie qu'à l'étranger. Ceci est lié à l'augmentation de la liquidité en devises au niveau du marché des changes qui provenait essentiellement des recettes touristiques.

En ce qui concerne la dynamique de l'inflation en Tunisie (voir graphique (1)), cet indicateur économique clé a vécu maints changements avec l'évolution des objectifs poursuivis par la Banque Centrale de Tunisie.

Depuis toujours, l'inflation était maintenue à des niveaux modérés par rapport à des économies similaires bien que depuis la révolution les pressions inflationnistes se sont accentuées. Certaines analyses attribuent cette évolution aux actions initiées par la BCT qui, pour éviter un « Credit Crunch », elle a essayé de satisfaire le besoin en liquidité des banques.

La tendance haussière de l'inflation empruntée à partir de 2016, était rompue en 2019. Cette décélération de l'inflation globale était soutenue par les actions de la politique monétaire à travers le resserrement de refinancement et par l'effet de l'appréciation du dinar vis-à-vis des principales devises, qui a impacté spécifiquement l'inflation sous-jacente.

Graphique 1:Évolution en pourcentage de variation annuelle du LTCEN et du LIPC (2000-2019)



Source : INS et Calcul de l'Auteure

Les deux variables TCEN et IPC sont désaisonnalisées et exprimées en logarithmes. Le taux de change effectif est défini par le prix d'un dinar en devises (sa baisse vaut dépréciation).

3. DÉMARCHE MÉTHODOLOGIQUE

3.1. Présentation des données

L'analyse empirique exploite des données économiques mensuelles qui couvrent les deux périodes ; avant la révolution (2000m1-2010m12) et après la révolution (2011m1-2019m12). Le choix des variables était effectué par référence aux différentes études mettant en évidence les origines monétaires et structurelles de l'inflation en Tunisie et des expériences économétriques effectuées de

³ Fonds Monétaire International. (2018). Rapport annuel sur les « Arrangements et restrictions de change ».

plusieurs modèles afin de retenir la meilleure spécification. Le tableau (1) ci-dessous présente les variables retenues :

Tableau 1:Présentation des variables

Variable	Définition	Signe attendu
IPC	Indice des prix à la consommation	
TCEN⁴	Indice du Taux de Change Effectif Nominal	(-)
IPVI	Indice des prix de vente industriels	(+)
M3	Masse monétaire au sens M3	(+)
IPI⁵	Indice de la Production Industrielle	(+)
TMM	Taux du Marché Monétaire	(-)

La base de données ⁶ était récupérée auprès de l'Institut National des Statistiques (INS) et de la Banque Centrale de Tunisie (BCT). La variable TMM était retenue comme variable exogène en suivant les études précédentes et du fait qu'elle a contribué à l'amélioration des résultats économétriques trouvés.

3.2. Méthodologie économétrique

En premier lieu, nous testons la stationnarité des variables en niveau et en différence première par le test de racine unitaire Augmented Dickey Fuller (ADF) et le test de Phillips Perron (PP) sur les deux périodes de l'étude. Ensuite, nous identifions le « Lag » ou retard optimal qui minimise le critère d'information AIC (Akaike Information Criterion).

▪ **Approche de Cointégration de Pesaran et al. (2001) et modélisation ARDL:**

Le modèle autorégressif à retards échelonnés ARDL combine les particularités des modèles autorégressifs (AR) et des modèles à retards échelonnés (DL) et fait partie des modèles dynamiques qui présentent la particularité de traiter la dynamique temporelle. Cette approche n'est pas possible sur les séries à ordre d'intégration supérieur à 1. Toutefois, elle est valable pour des séries présentant des ordres d'intégration similaires (I(0) ou I(1)) ou différents (I(0) et I(1)).

Le modèle adopté pour l'estimation ARDL, sur les deux périodes, est exprimé par l'équation (6) ci-dessous ;

$$LIPC_t = a_o + \sum_{k=1}^p a_{1k} \Delta LIPC_{t-k} + \sum_{k=0}^{q1} a_{2k} \Delta LTCEN_{t-k} + \sum_{k=0}^{q2} a_{3k} \Delta LM3_{t-k} + \sum_{k=0}^{q3} a_{4k} \Delta LIPI_{t-k} + b_1 LIPC_{t-1} + b_2 LTCEN_{t-1} + b_3 LM3_{t-1} + b_4 LIPI_{t-1} + b_5 TMM + \epsilon_t \quad (6)$$

Où ; Δ est un opérateur de différence première de la variable, a_o est une constante, a_{1k}, \dots, a_{4k} représentent les coefficients de court terme, $b_1 \dots b_5$ représentent les coefficients de long terme. Les termes p et q représentent respectivement le retard optimal de la variable LIPC et le retard optimal respectif de chaque variable explicative. ϵ_t est un terme d'erreur. L'existence de cointégration entre les variables est vérifiée par le test aux bornes « Bounds Test » de Pesaran et al. (2001). En effet, il y a cointégration si la valeur de la statistique F est supérieure au bornes supérieures. Si la condition précédente est vérifiée une estimation d'un modèle à correction d'erreurs est effectuée.

⁴ Le Taux de change effectif nominal (TCEN) est un indice de taux de change reflétant la moyenne géométrique des taux de change nominaux du pays par rapport aux monnaies de ses principaux partenaires commerciaux, pondérées par leur poids dans les échanges. Ce choix permet une évaluation globale de l'impact des variations de taux de change des transactions externes sur les prix à la consommation.

⁵ L'indice de la production industrielle (IPI) est un indicateur économique qui mesure la production réelle. Selon la littérature, cet indice est pris comme un proxy de l'activité économique (Senhadji, Saadi et Kpodar (2007) ; Khemiri et Ben Ali (2012) ; Marrakchi Charfi et Kadria(2016) ; Dahem et Siala Guermazi (2016)).

⁶ Les séries temporelles ont été désaisonnalisées sauf la masse monétaire M3 et le TMM. Toutes les variables sont exprimées en logarithme pour avoir des coefficients sous forme d'élasticités, sauf pour la variable TMM. La variable LIPI a subi un traitement de lissage pour réduire ses fluctuations.

4. RÉSULTATS ET DISCUSSIONS

Les résultats des deux tests de stationnarité respectivement ; le test ADF et le test PP montrent que les différentes variables ne sont pas stationnaires en niveau ($p\text{-value} > 5\%$), cependant elles sont stationnaires en différence première (voir annexe 1).

4.1. Résultats de la modélisation ARDL

Les résultats du test de Cointégration « aux bornes » mettent en évidence l'existence de cointégration entre les variables retenues (voir annexe 2) sur les deux périodes. En effet la valeur de la statistique F est supérieure à la borne supérieure (I(1)) au seuil de significativité de 1% pour les deux périodes d'estimation.

Modèle ARDL-ECM : Période 2000m1-2010m12

Les résultats de la modélisation⁷ sur la première période d'étude montrent que, sur le court terme, l'inflation est sensible à une variation du TMM. En effet, une hausse de 10% de ce taux fait baisser l'inflation de 0.5% (voir annexe 3). Ce résultat reflète l'impact, certes minime mais significatif, du TMM comme cible opérationnelle impactée directement par le taux directeur de la politique monétaire. Par ailleurs, le taux de change n'a pas d'effet significatif sur l'inflation, à court terme et ce résultat est attendu et déjà prouvé par les études précédentes.

La relation de long terme est représentée par l'équation (11) ci-dessous :

$$\text{LIPC} = -0.1113 \cdot \text{LTCEN} + 0.2279 \cdot \text{LM3} + 0.0931 \cdot \text{LIPI} - 1.0403 + \text{EC} \quad (11)$$

[-1.068] [6.187] [1.048] [-0.841]

La production affecte légèrement l'inflation avec un impact ne dépassant pas 10%. De son côté, le degré du Pass-through du taux de change à l'IPC, demeure plus prononcé. En effet, une appréciation du taux de change de 10% conduit à une baisse des pressions inflationnistes de 1.1%. Ce résultat est proche du coefficient de transmission trouvé par la BCT (0.10%) pour la même période d'étude. La composante monétaire de l'inflation est très significative ce qui justifie la stratégie adoptée par la BCT, avant 2010, en termes de ciblage de l'agrégat monétaire M3.

Modèle ARDL-ECM : Période 2011m1-2019m12

Sur le court terme, les résultats du modèle⁸ estimé mettent en évidence une vitesse d'ajustement lente de 0.105 (contre 0.09 pour la première période). De plus, sur cet horizon l'inflation est affectée par la variation de la masse monétaire M3 et du TMM. Cependant, le taux de change n'exerce pas un effet significatif sur l'IPC (voir annexe 3). La dynamique de long terme est représentée par l'équation (12) ci-dessous :

$$\text{LIPC} = -0.2350 \cdot \text{LTCEN} + 0.5442 \cdot \text{LM3} + 0.0552 \cdot \text{LIPI} - 8.0611 + \text{EC} \quad (12)$$

[-2.149] [10.23] [0.0473] [-5.13]

Sur le long terme, les résultats mettent en lumière un accroissement de l'impact monétaire inflationniste après la révolution. Ce constat justifie l'importance accordée par l'autorité d'émission monétaire au suivi, à la prévision et au contrôle de la liquidité bancaire.

Le Pass-through du taux de change à l'inflation a connu une hausse remarquable sur la période post-révolution soit 0.23% (contre 0.11 % avant la révolution) comme réponse à une dépréciation de 1% du TCEN. Ce résultat est proche de celui trouvé par [El Hamiani Khatat et Kolsi \(2020\)](#) soit un degré de transmission de 0.20 sur la période post-révolution (2011-2019).

Dans ce qui suit, nous engageons des discussions sur la transmission partielle des variations du taux de change en Tunisie et l'amplification de ce phénomène après la révolution. De plus, nous mettons

⁷ Le modèle optimal est ARDL (1, 1, 0, 0) minimisant le critère AIC, où l'ordre des variables est LIPC, LTCEN, LIPI et LM3, la variable TMM étant exogène.

⁸ Le modèle optimal est ARDL (1, 5, 1, 2), minimisant le critère AIC, où l'ordre des variables est LIPC, LTCEN, LIPI et LM3, la variable TMM étant exogène.

en lumière les implications d'un tel degré de Pass-through sur l'économie et l'avenir de la politique monétaire en Tunisie.

4.2. Discussions

D'une part, la transmission « incomplète » des variations de taux de change est due essentiellement à la structure du panier de l'indice des prix à la consommation, avec un poids important des prix administrés et subventionnés par l'État. Ceci assure une rigidité des prix et minimise l'effet des chocs leur affectant à très court terme. Par ailleurs, la transmission significative des mouvements de taux de change à l'inflation à long terme est à l'origine même de la dynamique du Pass-through du taux de change à la chaîne des prix. En effet, un choc sur le taux de change impacte en premier lieu les prix à l'importation qui répercutent ce choc aux prix de vente industriels qui répercutent, à leur tour, le choc aux prix à la consommation.

D'autre part, l'amplification de la répercussion des mouvements de taux de change aux prix à la consommation après la révolution peut être attribuée à la limitation des interventions de la Banque Centrale de Tunisie sur le marché des changes et son abandon de la politique de stabilisation du taux de change après les événements de 2011, et notamment depuis 2007, en association avec les recommandations du FMI. La conséquence était une plus grande flexibilité et, ainsi, un impact inflationniste plus prononcé. De plus, il est à noter que la Tunisie a connu, depuis 2011, une expansion monétaire qui a conduit, en plus de l'effet de l'accroissement de la masse salariale sans contrepartie en termes de productivité, à accroître les pressions inflationnistes.

Enfin, ces dernières années la Tunisie était caractérisée par un niveau d'inflation historique ce qui a engendré un degré de transmission très élevé, en effet, la relation d'interdépendance entre le phénomène de Pass-through de taux de change et l'environnement inflationniste était prouvé empiriquement par diverses études à l'instar de Taylor (2000), Barhoumi et Jouini (2008) et Kadria et Djelassi (2012).

La relation entre la dépréciation du taux de change et l'inflation est devenue un cercle vicieux susceptible d'affecter la conduite de la politique monétaire et de change et constitue un danger sur l'économie d'une manière générale. En effet, les niveaux élevés des déficits jumeaux (déficit budgétaire et déficit courant) caractérisant la Tunisie conduisent à une dépréciation à court terme de la monnaie nationale, sous contrôle des capitaux, qui se répercute sur la chaîne des prix et in fine sur l'inflation, par le phénomène du Pass-through du taux de change, ce qui est de nature à aggraver les déficits futurs. Avec le changement de l'environnement économique en Tunisie et l'instabilité connue ces dernières années une nouvelle orientation de politique monétaire s'impose.

Conclusion

Ce papier évalue l'ampleur de la transmission des mouvements du taux de change à l'inflation sur le court et le long terme et l'évolution du Pass-through de taux de change durant les deux périodes 2000-2010 et 2011-2019. En s'inspirant des études récentes menées dans différents pays et en Tunisie la question était abordée selon l'approche ARDL sous sa forme de correction d'erreur.

L'étude empirique a donné des résultats proches de ceux trouvés par les études antérieures. En effet, sur la première période d'étude (2000-2010) le coefficient de Pass-through du taux de change a été faible et peu significatif soit (-0.11). Après la révolution de 2011, ce phénomène a pris de l'ampleur ; le coefficient d'élasticité du taux d'inflation par rapport au taux de change s'est établi à (-0.23) selon la modélisation ARDL. En effet, la période suivant la révolution était marquée par l'intensification des pressions inflationnistes historiques accompagnées par les fortes dépréciations du dinar. Ces facteurs ont joué un rôle important dans l'amplification du degré de transmission des mouvements de taux de change en Tunisie.

Ces évolutions majeures concernant la répercussion de la dépréciation de la monnaie aux prix à la consommation et la dépréciation continue du TCEN, malgré son rebondissement au cours de l'année 2019, sont prises en compte dans les prévisions de l'inflation de l'autorité monétaire sur le moyen terme. Sur cette base, la Banque Centrale de Tunisie ajuste son taux d'intérêt de court terme.

Il convient de mentionner que l'amélioration du cadre technique de prévision de l'inflation au niveau de la BCT et l'amélioration de la maîtrise des canaux de transmission de la politique monétaire (El Hamiani Khatat, End et Kolsi (2020)) facilitent la transition à un nouveau cadre de politique monétaire basé sur l'ancrage ferme de l'inflation. Ce dernier suppose le respect d'un nombre de conditions économiques et institutionnelles préalables qui manquent encore en Tunisie. Toutefois, l'économie tunisienne, peut être classifiée comme candidat potentiel pour l'implantation progressive d'un cadre de ciblage d'inflation sur le long terme.

Références bibliographiques

- Abida, Z., & Sghaier, I. (2012). Transmission des variations du taux de change aux prix : Évidence empirique pour la Tunisie et le Maroc. *Global Journal on Management and Business Research*, 12(2), 76-88.
- Bacchetta, P. & Van Wincoop, V. (2003). Why do consumer prices react less than import prices to exchange rates. *Journal of European Economic Association*, 662-670.
- Balcilar, M. & Usman, O. & Abdul Agbede, E. (2019). Revisiting the Exchange Rate Pass-Through to Inflation in Africa's Two Largest Economies: Nigeria and South Africa. *African Development Review*, 31(2), 245–257.
- Banque Centrale de Tunisie. (2014). Les mécanismes de transmission de la politique monétaire.
- Banque Centrale de Tunisie. (2018). Périodique de conjoncture, 128-Juillet.
- Barhoumi, K. & Jouini, J. (2008). Revisiting the decline in the exchange rate pass-through: Further evidence from developing countries. *Economics Bulletin*, 3 (20), 1–10.
- Ben Cheikh, N. & Rault, C. (2015). Recent Estimates of Exchange Rate Pass-Through to Import Prices in the Euro Area. CESifo Working Paper, n° 5341.
- Campa, J. & Goldberg, L. (2005). Exchange rate pass-through into import prices. *The Review of Economics and Statistics*, 87(4), 679–690.
- Caramazza, F. (1986). The interaction between exchange rate changes and inflation. *Bank of Canada Review*, 3-14.
- Charfi, F. & Kadria, M. (2016). Incomplete exchange rate Pass-through transmission to prices : An SVAR model for Tunisia. *Annals of Financial Economics*, n° 4.
- Chatri, A. & Maarouf, A. & Ragbi, A. (2016). An empirical investigation of the exchange rate pass-through to prices in Morocco. MPRA Paper n° 71757.
- Choudhri, E. & Hakura, D. (2001). Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter? . *Journal of International Money and Finance*, 25, 614–639.
- Corsetti, G. & Dedola, L. (2003). Macroeconomics of international price discrimination CEPR, Discussion Papers, 3710.
- Dahem, A. & Guermazi, F. (2016). Exchange Rate Pass-through and Monetary Policy in Transition Economy : Evidence from Tunisia with disaggregated VAR analysis ». MPRA Paper, n° 74179.
- Devereux, M. B & Yetman, J. (2002). Price Setting and Exchange Rate Pass-Through: Theory and Evidence. In *Price Adjustment and Monetary Policy*, actes d'une conférence tenue à la Banque du Canada, novembre 2002. Ottawa: Banque de Canada, 347-71.
- Devereux, M. B. & Engel, C. (2003). Monetary policy in the open economy revisited. *Review of Economic Studies*, 70, 765–783.
- Edwards, S. (2006). The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited". NBER Working Paper, 12163.
- El Hamiani Khatat, M. & Nicolas End, N. & Kolsi, R. (2020) Tunisia Monetary Policy Since the Arab Spring: The Fall of the Exchange Rate Anchor and Rise of Inflation Targeting. IMF Working Paper, WP/20/167.
- Engle, F. R. & Granger, C. W.J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Fonds Monétaire International. (2007). « Tunisia: Selected Issues », IMF Country Report.
- Fonds Monétaire International. (2018). Rapport annuel sur les « Arrangements et restrictions de change ».
- Gagnon, J. E. & Ihrig, J. (2004). Monetary policy and exchange rate pass through. *International Journal of Finance and Economics*, 9(4), 315-338
- Gerlach, S. & Gerlach-Kristen, P. (2006). Monetary policy regimes and macroeconomic outcomes: Hong Kong and Singapore. BIS Working Paper, n°204.

- Ghardach, J. (2016). The Exchange Rate Pass-Through To Import Prices: A Panel Evidence From Developing Countries. MPRA Paper, n°64938.
- Goldfajn I. et Werlang S. (2000). The pass-through from depreciation to inflation: a panel study », PUCRIO Department of Economics Working Paper, n°423.
- Ito, T. & Sato, K. (2006). Exchange Rate Changes and Inflation in Post-Crisis Asian Economies: VAR Analysis of the Exchange Rate Pass-Through. Research Institute of Economy, Trade and Industry Discussion Paper, 018.
- Kadria, M. & Mouldi, D. (2012). The Inflation Targeting Policy and Exchange Rate Pass-through: A Panel VAR Model Analysis in the Emerging Countries. MPRA Paper n°.60721.
- Lariou, A. & El-Said, M. & Takebe, M. (2016). An Assessment of the Exchange Rate Pass-Through in Angola and Nigeria. IMF Working Papers , 191.
- McCarthy, J. (1999). Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in some Industrialized Economies. Bank of International Settlements Working Paper, n° 79.
- Observatoire Tunisien de l'économie (2018) : « L'indépendance de la Banque Centrale Tunisienne : enjeux et impacts sur le système financier tunisien », Etude réalisée par l'Observatoire Tunisien de l'économie en 2018
- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R. (2001) Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Taylor, J. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44(7), 1389-140.
- Zorzi, M. & Hahn, E. & Sánchez, M. (2007). Exchange Rate Pass-through in Emerging Markets. European Central Bank Working Paper, n°739.

ANNEXE 1: Résultats des tests Augmented Dickey Fuller et Phillips Perron

Test Augmented Dickey Fuller (ADF)					
Variables	2000m01-2010m12		2011m01-2019m12		Ordre d'intégration
	Niveau	Différence première	Niveau	Différence première	
LIPC	2,5653 (1,0000)	-10,8401* (0,0000)	2,2969 (1,0000)	-8,3033* (0,0000)	I(1)
LTCEN	0,1386 (0,9675)	-11,10* (0,0000)	-0,2475 (0,9277)	-6,6397* (0,0000)	I(1)
LIPVI	0,4754 (0,9853)	-7,4471* (0,0000)	1,0659 (0,9970)	-7,4729* (0,0000)	I(1)
LM3	0,8361 (0,9943)	-9,5692* (0,0000)	1,1504 (0,9977)	-10,8356* (0,0000)	I(1)
LIPI	-1,2207 (0,6642)	-13,412*1 (0,0000)	-1,5089 (0,5253)	-9,4367* (0,0000)	I(1)
TMM	-2,125 (0,6679)	-5,8455* (0,0000)	1,0815 (0,9972)	-7,9593* (0,0000)	I(1)

Valeurs : t-statistic, (.) Probabilités ; * : stationnaire à 1%

Test Phillips Perron (PP)					
Variables	2000m01-2010m12		2011m01-2019m12		Ordre d'intégration
	Niveau	Différence première	Niveau	Différence première	
LIPC	2,7279 (1,0000)	-10,8456* (0,0000)	2,7229 (1,0000)	-8,2421* (0,0000)	I(1)
LTCEN	0,2680 (0,9758)	-11,229* (0,0000)	-0,2482 (0,9276)	-6,8493* (0,0000)	I(1)
LIPVI	0,5242 (0,9870)	-7,5644 (0,0000)*	0,6350 (0,9901)	-7,5107* (0,0000)	I(1)
LM3	1,2544 (0,9984)	-13,1765 (0,0000)	3,5042 (1,0000)	-14,3620* (0,0000)	I(1)
LIPI	-2,4977 (0,1183)	-31,3259* (0,0001)	-3,7901 (0,0041)	-13,2550* (0,0000)	I(1)
TMM	-1,4176 (0,5719)	-11,0007* (0,0000)	0,4068 (0,9824)	-8,1404* (0,0000)	I(1)

Valeurs : t-statistic, (.) Probabilités ; * : stationnaire à 1%

ANNEXE 2: Test « aux Bornes » de Pesaran et al. (2001)

Sample: 2000m01-2010m12				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	6.135769	10%	2.37	3.2
K	3	5%	2.79	3.67
		2.5%	3.15	4.08
		1%	3.65	4.66
Sample: 2011m01-2019m12				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	7.143929	10%	2.37	3.2
K	3	5%	2.79	3.67
		2.5%	3.15	4.08
		1%	3.65	4.66

ANNEXE 3: Dynamique de court terme ARDL-ECM

Sample: 2000M01 2010M12				
ARDL Approach to Cointegrating				
Dependent Variable: D(LIPC)				
Selected Model: ARDL(1, 1, 0, 0)				
Error Correction Model : short run coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTCEN)	0.064417	0.034884	1.846595	0.0672
TMM	-0.047966	0.016947	-2.830373	0.0054
CointEq.(-1)	-0.088482	0.015837	-5.586908	0.0000
Sample: 2011M01 2019M12				
ARDL Approach to Cointegrating				
Dependent Variable: D(LIPC)				
Selected Model: ARDL(1, 5, 1, 2)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTCEN)	0.013236	0.015738	0.841019	0.4025
D(LTCEN(-1))	-0.025570	0.016866	-1.516088	0.1329
D(LTCEN(-2))	-0.005071	0.016991	-0.298484	0.7660
D(LTCEN(-3))	0.030256	0.016896	1.790678	0.0766
D(LTCEN(-4))	0.042925	0.017199	2.495810	0.0143
D(LM3)	0.014372	0.017691	0.812396	0.4186
D(LIPI)	-0.052783	0.023502	-2.245923	0.0271
D(LIPI(1))	0.044034	0.023303	1.889632	0.0619
TMM	-0.041854	0.020142	-2.077980	0.0404
CointEq.(-1)	-0.105247	0.017247	-6.102428	0.0000

Cash-Based Compensation and Systemic Risk: Evidence from the Tunisian Banking Sector

Imen Fredj

Central Bank of Tunisia (CBT)



Abstract:

Weak and ineffective bank governance mechanisms are identified as the main triggers of a financial crisis. One of the main issues raised by researchers is the role of executive compensation in encouraging risk-taking. We conduct this research to determine whether executive compensation is an incentive for risk-taking and contributes to the overall systemic risk. Based on the agency theory and the moral hazard hypothesis, compensation is assumed to be an incentive for interest alignment. Our results show that managers are more willing to take risks that may increase systemic risk levels. In doing so, we have used the total compensation of bank managers and three measures of systemic risk (MES, LRMES, and SRISK) to gauge the contribution of Tunisian banks to systemic risk. Our sample includes 10 large Tunisian listed banks over the period 2009-2019. Indeed, a positive and significant relationship between compensation and systemic risk suggests that bank managing directors are more willing to take risks. It is worth saying that efforts are still needed to improve governance practices and to promote banking transparency to ensure the soundness of the banking sector.

Keywords: systemic risk, executive compensation, bank-risk taking.

Introduction:

“Compensation practices at some banking organizations have led to misaligned incentives and excessive risk-taking, contributing to bank losses and financial instability.”

Chairman Ben S. Bernanke

(Board of Governors of the Federal Reserve System, 2009a)

In the aftermath of the global financial crisis of 2008, regulators, bank supervisors, and policymakers have argued that executive compensation leading to excessive risk is among the main factors that contribute to the development of the financial crisis (**Board of Governors of the Federal Reserve System 2009b, 2010; Basel Committee on Banking Supervision, 2010**).

Moreover, the financial crisis has revealed that excessive risk-taking resulting in higher systemic risk had adverse consequences on financial stability, social well-being, and economic growth. Generally, the compensation package of top managers is designed to alleviate agency problems between managers and shareholders. Nevertheless, regarding the banking sector, compensation incentives tend to promote excessive risk-taking and encourage top managers to be risk-seeking (**Bai and Elyasiani, 2013; Gande and Kalpathy, 2017**).

A large stream of research has addressed the effects of managerial compensation on bank performance and risk-taking.

For instance, **Guo et al. (2015)** examine the link between CEO compensation and risk-taking and find that higher default risk and stock return volatility are associated with incentive compensation. However, in contrast to previous studies, **Bharati and Jia (2018)** argue that systemic risk is negatively related to the sensitivity of CEO pay to stock return. They postulate that the link between pay for performance sensitivity and systemic risk is nonexistent. Thus, it is shown that previous studies report mixed results about whether managers' compensation affects risk-taking and systemic risk.

Systemic risk can be described as the risk of the presence of a tough systemic event that can adversely affect financial institutions. Based on prior literature that addresses the effects of the managerial compensation package on bank risk-taking, we presume that compensation may influence the level of systemic risk. According to the agency theory, compensation is generally designed for interest alignment by increasing managerial risk appetite so that managers will undertake risky and value-enhancing investments. Indeed, the agency theory postulates that compensation can reduce the difference between the risk preferences of shareholders and those of executives by inducing managers to take more risks (Pathan, 2009). According to Fahlenbrach and Stulz (2011), greater alignment incentives between managers and shareholders can have adverse consequences on financial stability. Given the moral hazard problem which is basically linked to the too big to fail phenomenon, government support through implicit or explicit government guarantee, the presence of deposit insurance, and even managerial compensation may encourage top managers to adopt risky strategies and decisions that can lead to a higher level of systemic risk (Acharya et al., 2010). Furthermore, it is worth saying that managers and executives of systemically financial institutions do pay neither for the adverse consequences that they are responsible for nor for their excessive risk-taking. Hence, compensation may increase not only the individual risk of the financial institutions, but it helps increase the level of systemic risk and create negative externalities on the financial sector.

Accordingly, the main purpose of this study is to provide empirical evidence on the impact of cash-based compensation on systemic risk levels in the Tunisian banking sector. This sector is large, and the number of financial institutions is up to 42 of which 23 are resident banks and 7 are non-resident banks. The Central Bank is working to further strengthen the soundness of banks to ensure the stability of the banking system. Nevertheless, several shortcomings are detected. In fact, the Central Bank does not exert enough control on governance practices in banks. Indeed, evaluating banking corporate governance is complex and the regulators tend to rely on subjective supervisory judgments that make the assessment less subject to precise quantifications. For this reason, the Central Bank tends several times to rise up developments in the governance area to align with international standards. In fact, since the issuance of the 2011-06 Central Bank circular, the CBT has reviewed the regulatory framework to improve banks' governance practices, committees' responsibilities, transparency, and reporting. Furthermore, a review of financial banks' reporting reveals some missing information regarding remuneration policy. Some components such as annual bonuses and perks are hidden; only the aggregate amount of managers' remuneration is disclosed. The variable component of the remuneration is assumed to assess accurately the pay for performance sensitivity and risk-taking behavior. So, we wonder whether the remuneration explains the risk-taking behavior of managers and influences, at large, the systemic risk.

This study will consequently extend our understanding of whether the remuneration of top managers triggers systemic risk. Doing so, in our empirical analysis, we use data on 10 listed Tunisian banks over the period 2009-2019. Following the prior literature, we measure CEO compensation as cash-based compensation, and we use the market-based approach to gauge systemic risk level.

While it contributes to the extant literature, to the best of our knowledge, the current paper seems to be the first that questions the relationship between cash-based compensation and systemic risk in the Tunisian banking sector. Furthermore, we attempt to address the endogeneity problem by using the system GMM estimator. Moreover, our study highlights another methodological contribution as we carry out some robustness checks. In fact, we use an alternative measure of systemic risk namely, the SRISK as provided by Acharya et al. (2012, 2017) and Brownlees and Engle (2017). Furthermore, as we fail to obtain data about the variable component of managers' remuneration and under the hypothesis that fixed salary varies rigidly over time, we use the variation of remuneration as a proxy of the variable component.

The remainder of this paper proceeds as follows. Section 2 reviews the related literature on the linkage between managerial compensation and systemic risk. Section 3 presents the data and the variables used in our empirical analysis. Section 4 describes the method and reports the findings. Finally, section 5 summarizes the results and concludes the paper.

1. Related Literature

Our study is based on several strands of research. In addition to those examining the link between managerial compensations to firm performance and risk-taking behavior, our study will draw on a large view to take systemic risk into consideration instead of only examining the individual bank risk.

Non-financial institutions are fundamentally different from financial institutions regarding their business models, the degree of opaqueness, their exposure to authority supervision, and their duties to respect several standards. In addition, within the banking industry, the high concern is drawn to the existence of a deposit insurance system, regarded as depositor protection. Furthermore, compared to non-financial companies, managerial compensation seems to be more regulated in the banking regulatory framework in the sense that banks should implement remuneration committee in order to fix the adequate compensation plan. Hence, many pieces of research are warranted on the implication of managerial compensation on the stability of the financial institution and on the banking industry, at large.

Regarding the Tunisian banking sector and based on the circular 2016-48, banks should implement remuneration committees that can design properly the compensation package of managers and set fixed and variable components of the remuneration. Furthermore, faced with the large pay gap between CEOs of private banks and those of public banks, the Ministry of Finance announced in 2015 the decision to increase the salaries of the managing directors of the three public banks, named STB, BH, and BNA. A decision that is reported in the governmental decree n ° 2015-968 dated 6 August 2015 and that is part of a general reform aimed at improving governance within these banks.

Based on the literature review, top executive compensations are supposed to mitigate agency problems and to align the interest between managers and shareholders. However, the compensation package may generate excessive risk-taking in the banking industry (**Gande and Kalpathy, 2017**).

Generally, stakeholders including, depositors are focusing on risk minimization, whereas shareholders are more likely to accept the risk to maximize their claims. With the purpose to minimize the divergence of interest, the agency theory proposes a range of incentive alignment and it recommends the design of executive compensation packages. Indeed, the agency theory postulates that compensation can reduce the difference between the risk preferences of shareholders and those of executives by inducing managers to take more risks (**Pathan, 2009**).

For deeper analysis, in contrast to shareholders who opt for risk-seeking strategies, managers may prefer less risk for several reasons. Unlike investors, the wealth of managers is mostly based on the bank they manage and, hence, they are constrained by their bank-specific investments. Consequently, managers are supposed to protect it internally by selecting safe assets or by diversification (**Smith and Stulz, 1985**). Shareholders are more likely to diversify their portfolios in the financial market, whereas managers are dedicated to doing so at the bank level (**May, 1995**). Furthermore, the cost of bankruptcy may induce bank managers to select safe assets rather than risky projects (**Weisbach et al., 2005**). To mitigate this agency problem, bank shareholders will incentivize managers to invest in all projects reporting net present value irrespective of their risk (**May, 1995**); and thus, the design of compensation as an incentive may help align the interests between the agent and the principles.

Moreover, bank managers can act differently regarding risk-taking incentives. In fact, if managers receive fixed wages, they are more likely to take risks because they will have a little gain if the bank does well, but they may lose their job if the bank goes bankrupt (**Saunders and Cornett, 2006**).

From another conjecture, the agency problem may be more severe in the banking sector for a couple of reasons. Firstly, the opacity and the long maturity of the assets help easily covering the misallocation of resources, at least in the short term. Secondly, the wide dispersion of bank debt among small and uninformed investors may weaken discipline on banks. Thus, since banks can behave less prudently without being easily detected, they have incentives to take risks than other firms in other industries. Furthermore, powerful managers may receive from weak shareholders rents, benefits greater than those obtained under the arm's length leading (Bebchuk et al., 2005). Consequently, managers may peruse excessive risk to maximize their short-term wealth at the expense of long-term shareholders' value (James et al, 1987).

Empirically, a recent study by Iqbal et al. (2019) examines the link between systemic risk and top executive compensation sensitivity to changes in stock price and return volatility. While using a sample of US financial institutions, they find a negative link between systemic risk and the sensitivity of compensation to stock return volatility. However, during the peak of the financial crisis, managerial risk-taking incentives are found to be positively related to systemic risk level. Furthermore, Bai and Elyasiani (2013) and Bharati and Jia (2018) investigate whether CEO incentives generate a bank's default risk, systemic risk, and idiosyncratic risk. While Bai and Elyasiani (2013) postulate that the higher CEO compensation sensitivity to stock return volatility, the higher idiosyncratic risk and systemic risk are, Bharati and Jia (2018) find no conclusive evidence between CEO incentives and bank risk-taking.

Furthermore, a stream of research has employed the contracting theory to design optimal managerial compensation. In fact, based on the contracting hypothesis, banks that report greater growth opportunities are more likely to set equity-based incentives in the manager's compensation package. Thus, compensation may induce executives to engage in more risky activities. This argument gives insight into the extent of agency conflicts, especially between shareholders and deposit insurers. In fact, bank depositors feel safe when a bank gets insolvent simply because their deposits are federally protected. With regard to this federal safety, bank shareholders and even managers will appreciate excessive risk-taking, even if this risk is not deemed to be safe and sound. This is a kind of moral hazard problem that may increase the likelihood of loss exposure. Indeed, Houston and James (1995) suggest that moral-hazard conflict is severe for troubled and for too big to fail banks. In fact, shareholders are less likely to lose in case of bank failure. In addition, too big to fail institutions may receive subsidies to take a greater risk. Overall, the extent of a government bailout is seen to limit the control of depositors and debt holders, and therefore banks will take a greater risk.

With regard to the Tunisian banking system, it is commonly argued that it is plagued with several weaknesses and problems related to under-capitalization, weak reporting and disclosures, deficiencies in the supervisory process, and management risk (Jebnoun, 2015). Based on the arguments listed under the agency theory and the moral hazard hypothesis, banks may take a greater risk; and managers' compensation can promote risk-taking. Thus, our hypothesis is formulated as follows:

H: Managers' compensation is tied to banks' contribution to systemic risk.

2. Data and variables

Our sample is drawn from 10 listed banks on the Tunisian stock exchange (TSE) between 2009 and 2019. Overall, our sample consists of 110 firm-year observations. The period is chosen with reference to data availability. In fact, it is noticed that the remuneration of the managing directors is publicly disclosed since 2009, from which we start collecting data. Data on CEO compensation of listed banks are collected from the financial statements. Control variables are collected either from the Tunisian central bank or from banks' annual reports and financial documents. As for systemic risk measures, we follow the methodology of Acharya et al. (2012; 2017) and Brownlees et al. (2017).

2.1. Systemic risk measures

Regarding systemic risk measures, several risk metrics approaches have been suggested in the literature. These alternatives could be classified into two groups known as accounting-based and market-based systemic risk measures. The first alternative is based on balance sheet variables and oriented backward-looking. While the second alternative uses market data and provides a timelier estimate of the risk. Unlike [Nachnouchi et al. \(2018\)](#) who use the Covar estimation as a proxy of systemic risk, our study attempts to use the two-market-based measures suggested by [Acharya et al. \(2012, 2017\)](#) and [Brownlees et al. \(2017\)](#): marginal expected shortfall (MES) and long-run marginal expected shortfall (LRMES). These two measures are built from publicly available stock market data and try to assess the capital shortfall of each bank based on its return volatility and correlation with the market. In our study, we use the average of daily MES and LRMES as our dependent variables.

[Acharya et al. \(2012\)](#) define MES as the loss of equity capital during a market stress period. The authors postulate that MES can be defined as the daily percentage decrease in equity value when the stock market declines by a certain threshold (C). In other words, in the case of a bank recording a high level of MES, the latter may be bankrupt and almost its capital equity will be depleted during a crisis. [Brownlees and Engle \(2017\)](#) argue that undercapitalized financial institutions are the main contributors to systemic risk. Thus, evaluating systemic risk will be as follows:

$$MES_{i,t+h|t}(C) = -E(R_{i,t+h|t} | R_{m,t+h|t} < C)$$

Where $R_{i,t}$ is the bank stock return, $R_{m,t}$ denotes the return of TUNBANK between t and $t+h$, C is the historical Value at Risk (Threshold of market decline). We take the daily return on the bank index and the daily return on the bank stock. We set t measured in days and h is equal to one day and C equal to -1.743% at a 99% confidence level. So, we obtain daily MES over the period 2009-2019 and it is the one-day loss if the market index declines by 1.743% . The literature suggests a range of modeling alternatives to calculate the MES. Thus, we follow previous studies ([Brownlees and Engle, 2012](#)) and we use the multivariate DCC- GARCH modeling to capture the time-varying dependencies.

The long-run marginal expected shortfall (LRMES) is originally introduced by [Brownlees and Engle \(2012\)](#) and is defined as the long-run MES measured over a period of six months. This risk measure postulates that the banks recording the highest level of LRMES during a given period are the most contributors to the systemic risk and, thus, qualified as systemic risk drivers. To measure LRMES, [Acharya et al. \(2012\)](#) suggest a proxy using the daily MES as follows:

$$LRMES_{it} = 1 - \exp(-k * MES_{it})$$

To examine the robustness of our results, we attempt to conduct additional analyses. We attempt to include an additional variable named SRISK. This latter is a market-based measure and it is proposed by [Acharya et al. \(2012, 2017\)](#). In addition, it extends the MES to take into consideration the size and the liabilities of the financial institutions. The SRISK reflects the expected capital shortfall of the financial institution, conditional on a market stress period or on a financial crisis that affects the whole financial system. The authors argue that the higher the SRISK is (equal to greater capital shortfall), the more is the contribution to the overall systemic risk. Hence, the banks which record higher SRISK are assumed to be systemically risky. According to [Acharya et al. \(2012, 2017\)](#), SRISK is estimated as follows:

$$SRISK_{i,t} = E_{i,t} [k (Debt_{i,t} + Equity_{i,t}) - Equity_{i,t} | Crisis]$$

$$SRISK_{i,t} = k (Debt_{i,t}) - (1-k) (1-LRMES_{i,t}) Equity_{i,t}$$

Where k refers to the prudential capital ratio which is taken to be 10% (8% before 2013, 9% in 2014, and 10% from 2014), LRMES is the long-run marginal expected shortfall, Equity is the market capitalization, and Debt is bank liabilities. Hence, SRISK is the equity capital amount

required by a financial institution within a crisis period in which the value of equity falls regarding the LRMEs while the level of liabilities remains constant. Note that, in the calculation of SRISK, we will ignore banks that record capital surplus (negative value of SRISK) and will take the value of null (Alexey et al., 2017 and Acharya et al., 2012).

2.2. Managers' compensation

As we will be focusing on managers' compensation as a governance mechanism in the Tunisian banking context, we consider the logarithm of cash-based compensation as a proxy for executive pay collected from financial statements. It is worth noting that we considered the reported compensation related to manager turnover.

2.3. Control variables

In our empirical analysis, several control variables are employed to account for the potential effects of the banks' specific features on the level of systemic risk. Hereafter, we will be presenting the measure and its effects.

Firm size (Size) is among the important control variables, especially when comparing between financial institutions. Different sized institutions have different strategies, corporate governance mechanisms, characteristics, range of products, and services (Palvia et al. 2015). Furthermore, the larger institutions are, the more they have greater systemic importance. Following the prior literature, the size is measured by the natural logarithm of total assets (Iqbal et al., 2019). With respect to systemic risk, prior studies find mixed results. While Iqbal et al. (2015) postulate that systemic risk is higher for larger institutions, Mayordomo et al. (2013) find no significant link between bank size and systemic risk. Furthermore, comparing financial institutions requires the measurement of the amount of equity capital. The latter is the interest of both banking regulators and supervisors. In fact, the amount of equity capital is considered as the main factor that can decrease the insolvency risk and the capital ratio is a proxy that can help verify the soundness and the health of financial institutions. The capital ratio (CapR) is calculated as the ratio of equity capital to weighted total assets. Acharya and Thakor (2016) posit that capital ratio is a predominant factor in explaining the systemic risk. Furthermore, Brownlees and Engle (2017) argue that the level of systemic risk is reflected by the degree of undercapitalization of institutions.

Moreover, we control for the performance of the financial institution and we include the return on assets (ROA), calculated as the ratio of net income to total assets. Profitability can be a proxy of management quality and more profitable financial institutions are more likely to set capital buffers and to reduce the systemic risk. Recent studies, such as those of Iqbal et al. (2015) and Berger et al. (2016), find a negative link between systemic risk and profitability.

We follow previous studies like those of Iqbal et al. (2015; 2017) and we include loans to assets ratio (LTA) to control for the business model and the asset structure of the financial institution. Logically, granting loans results in bank risk increase and thus we hypothesize that the LTA ratio is positively linked to systemic risk.

Alike prior recent studies such as those of Iqbal et al. (2015; 2017), we include deposits to assets ratio (DTA) to control for the funding structure of the financial institutions. This ratio indicates the relative portion of assets funded by deposits. Deposits are qualified as a cheaper source of funding and are deemed to decrease the cost of operation that increases profitability. Furthermore, when banks have deposits, they are more likely to grant loans and to invest which increases the bank's risk. Thus, a positive sign between the DTA and systemic risk is expected.

Table 2. 1: Definitions and measures of variables

Variable	Definition	Measures	Authors
MES	Marginal expected shortfall	See Acharya et al. (2012 ;2017)	Acharya et al. (2012 ;2017)
LRMES	Long run marginal expected shortfall	=1-exp(-k*MES)	Acharya et al. (2012 ;2017)
SRISK	Bank's contribution to systemic risk	$SRISK_{i,t} = k (Debt_{i,t}) - (1-k) (1-LRMES_{i,t}) Equity_{i,t}$	Acharya et al. (2012 ;2017)
CEOPay	CEO compensation	Cash compensation	Choi (2014)
Size	Bank size	Logarithm of total assets	Iqbal et al. (2019)
CapR	Capital ratio	Equity capital divided by total assets	Iqbal et al. (2015;2019), Acharya and Thakor (2016)
ROA	Return on assets	Net income scaled by total assets	Iqbal et al. (2015 ;2019), Berger et al. (2016),
LTA	Loans to assets	Loans divided by assets	Iqbal et al. (2015 ;2019)
DTA	Deposits to assets	Deposits divided by assets	Iqbal et al. (2015 ;2019)

3. Empirical results

3.1. Descriptive statistics

Table 3.1 summarizes the descriptive statistics of independent, control, and dependent variables used in our empirical analysis.

Panel A presents the descriptive statistics of systemic risk measures, named MES, LRMES, and SRISK. MES records a minimum of 0.09792 % and a maximum of 0.425% over the period 2009-2019. It is evident that the higher the systemic risk measure is, the more is the contribution of the bank to systemic risk. Based on this output, our sample seems to be heterogeneous and contains banks that show different levels of systemic risk.

Panel B presents the descriptive statistics of the independent variable. The panel shows up the high disparity in CEO pay over the period 2009-2019 between public and private banks with a minimum of 60 mTND and a maximum of 2129 mTND.

Panel C presents the descriptive statistics of the control variables. Our sample is divergent and contains different bank sizes. Turning to the profitability measure, ROA varies substantially from -1.7% to 2.7%. Almost this performance measure indicates the disparities existing between our sampled banks, which are shown through wide spreads. Our Tunisian sampled banks show relatively low performance with an average performance of 1.23%. Under the Basel accord, the minimum capital adequacy ratio that banks should respect is 10%. In Tunisia, it is equal to 8% before 2013, 9% in 2013, and 10% from 2014. The panel shows up that the capital ratio varies from -6.2% to 22%. This finding indicates the high disparity between banks, which display good soundness and stability, and which display bad risk management.

Overall, the descriptive statistics, presented above, suggest that our sample is sufficiently composed of a mixture of large and small banks. Thus, it will minimize the potential problem of sample selection bias (Cuddeback et al., 2004).

Table 3.1: Summary statistics

This table provides summary statistics of all variables used in model specifications. Panel A presents descriptive statistics of our key variables systemic risk measures (MES, LRMES, SRISK). Panel B contains descriptive statistics of the interest variable, CEO pay. Finally, Panel C presents summary statistics of our control variables. The details of variables' description as well as their measures are reported in Table 2.1.

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
<i>Panel A: Dependent variables</i>					
MES	110	.0024452	.0008919	.0009792	.0042579
LRMES	110	.1025278	.0380826	.0158522	.188941
SRISK (MD)	110	134.9087	196.4334	0	776.0301
<i>Panel B: Independent variable</i>					
CEOPay(mDT)	107	738.935	486.762	60.4204	2129
<i>Panel C: Control variables</i>					
ROA	110	1.239029	.6729516	-1.7	2.7
Assets (Size)	110	7471292	3536619	2082971	17990945
CapR(%)	110	11.45273	3.664201	-6.2	22
LTA	110	.6768553	.0913416	.0931191	.8447354
DTA	110	.6277382	.0784176	.4469165	.7703972

3.2. Correlation matrix

Table 3.2 presents information on correlation coefficients for all variables used in our model specification. We document that marginal expected shortfall (MES) and the long-run marginal expected shortfall (LRMES) are strongly correlated to each other at the 5% level (0.7717) suggesting that these two measures capture a similar pattern of systemic risk. Furthermore, it is noticed a positive correlation between systemic risk measures and cash compensation suggesting that banks with greater CEO pay contribute more to the systemic risk.

With respect to control variables, it is noted that all systemic risk measures are positively and significantly correlated with the size. Thus, larger banks contribute more to the overall systemic risk. Furthermore, it is worth noting that MES and LRMES are negatively and significantly correlated to the loans to assets ratio (LTA). [Iqbal et al. \(2019\)](#) report the same finding suggesting that systemically risky banks record low LTA ratios and have few outstanding loans. The table shows, in addition, that MES and LRMES are negatively associated with capital ratio, suggesting that banks with low capital ratios have higher levels of systemic risk.

Most notably, the table indicates that size is positively correlated with capital ratio, while the latter exhibits a significant and positive correlation with ROA. Overall, no high correlation coefficients (> 0.8) are found between independent variables making them eligible to be included in our regression models since they reject the potential problem of multicollinearity. The absence of multicollinearity is also confirmed by the Variance Inflation Factor (VIF).

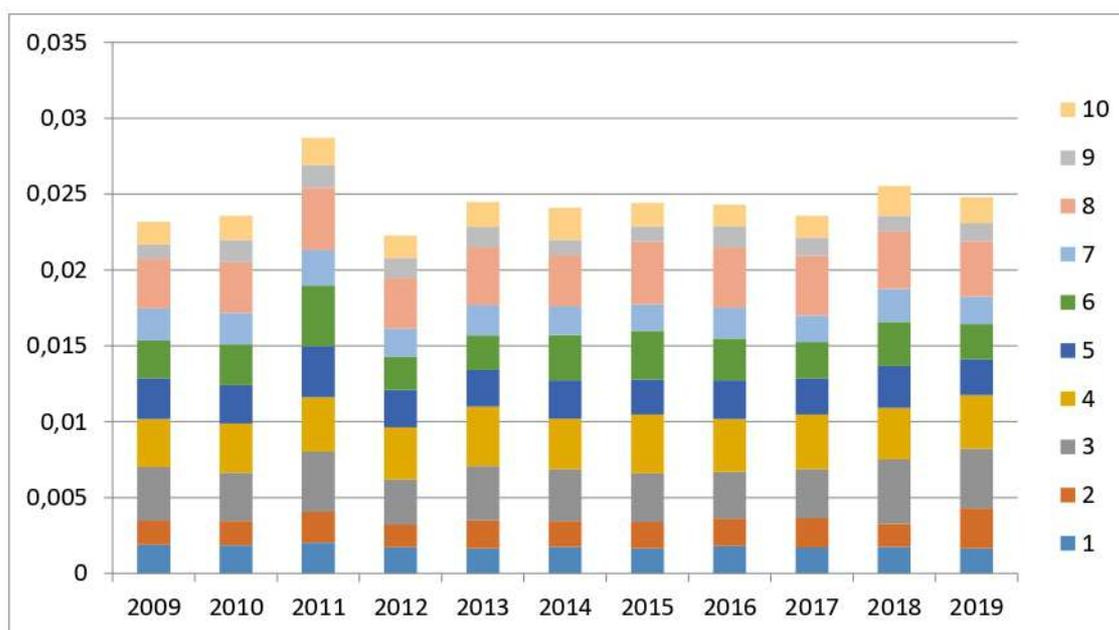
Table 3.2: Correlation Matrix

This table reports correlation coefficients for all variables. The correlation matrix provides the Pearson correlation coefficients and their significance at the 5% level. The details of variables' description as well as their measures are reported in Table 2.1.

	CEOPay	MES	LRMES	SRISK	ROA	Size	CapR	LTA	DTA
CEOPay	1.0000								
MES	0.1073	1.0000							
LRMES	0.2175*	0.7717*	1.0000						
SRISK	0.3110*	-0.0868	0.0377	1.0000					
ROA	0.5867*	-0.0595	0.0076	0.1024	1.0000				
Size	0.2165*	0.2888*	0.3253*	0.6344*	0.0815	1.0000			
CapR	0.3606*	-0.2850*	-0.2336*	0.2890*	0.4978*	0.2319*	1.0000		
LTA	0.0375	-0.2035*	-0.2367*	0.0316	0.1035	-0.1873	-0.0540	1.0000	
DTA	-0.0898	-0.0304	0.0579	-0.5024*	-0.1080	-0.3672*	-0.0362	-0.0830	1.0000

3.3. The Positioning of Tunisian banks based on their systemic risk contribution

The first figure below presents the average MES of individual banks (from 1 to 10) from 2009 to 2019. Figures 5, 7 and 8 refer to public banks and the rest denotes private banks. As expected, 2011 records the highest average MES proving that political turmoil has greatly affected the bank stability leading banks to contribute more to the aggregate systemic risk. Moreover, public banks are assumed to be the most contributors compared to private banks.

Figure 1: Average MES over the period 2009-2019

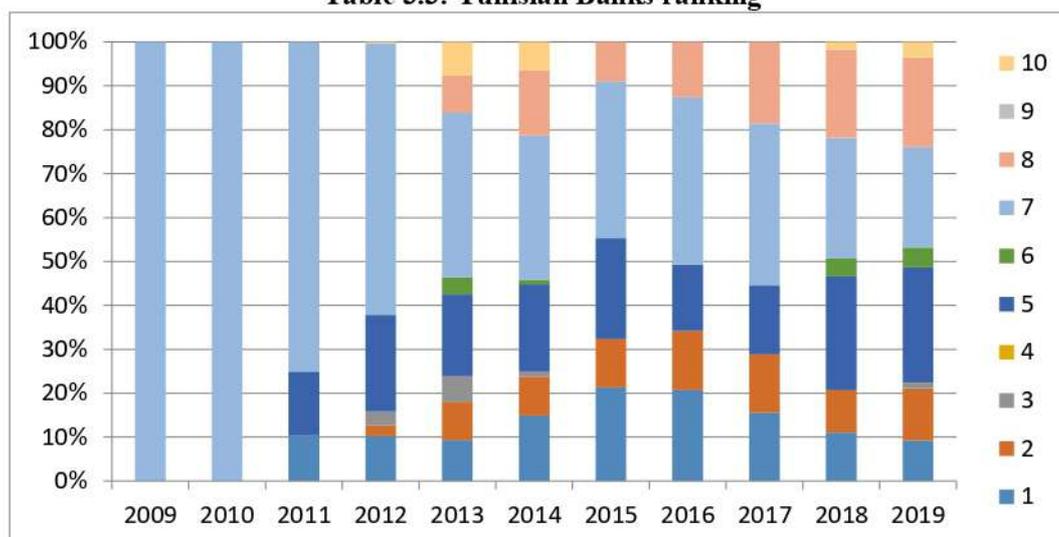
For additional analysis, we attempt to measure SRISK in % as the individual contribution of each bank to the aggregate systemic risk (Acharya et al., 2012). The output is presented in figure 2. In 2009, 2010, and 2011, global SRISK covers public banks at 100% in 2009 and 2010 and more than 80% in 2011 of capital inadequacy. Private Banks are likely to join the list of systemic risk contributors from

2012. However, its individual contributions are small and insignificant compared to those of public banks. Roughly, they record less than 20% of the total systemic risk in 2019.

Figure 2: Individual contribution to systemic risk (in %) over the period 2009–2019

After examining the systemic risk measures individually, we will be trying to rank the Tunisian banks according to their contribution to systemic risk. The ranking is presented in table 3.3.

Table 3.3: Tunisian Banks ranking



Bank	SRISK	SRISK (%)	MES
7(Public Bank)	5 389,20	36%	0,199%
5(Public Bank)	3 068,00	21%	0,258%
8(Public Bank)	2 130,00	14%	0,369%
1(Private Bank)	1 953,35	13%	0,177%
2(Private Bank)	1 482,64	10%	0,181%
10(Private Bank)	357,39	2%	0,165%
6(Private Bank)	302,78	2%	0,273%
3(Private Bank)	156,60	1%	0,348%
4(Private Bank)	0,00	0%	0,350%
9(Private Bank)	0,00	0%	0,122%

As reported in the table above, according to the SRISK measure, public banks (5, 7, and 8) are assumed to be the first contributors to the overall systemic risk over the period 2009-2019. This ranking joins the findings of [Mselmi et al. \(2018\)](#) and [Khiari et al. \(2019\)](#). Indeed, the authors use the CoVar measure as a proxy for systemic risk and find that public banks are the systemic players in the banking sector and are the biggest contributors to the distress of other banks. However, we notice that the SRISK ranking is different from the MES ranking. An explanation could be presented for this difference is that SRISK extends the MES measure to take into consideration the size and the liabilities of financial institutions. The SRISK reflects the expected capital shortfall of the financial institution, conditional on a market stress period or a financial crisis that affects the whole financial system ([Acharya et al., 2012, 2017](#)).

3.4. Multivariate analysis

Based on a recent study, Akbar et al. (2017) argue that endogeneity matters in recent corporate governance research. Empirically, Yu et al. (2014) consider that CEO cash compensation and risk-taking are endogenous ones to another. Hence, they use the simultaneous equation models (SEMs) to overcome the endogeneity problem. Hence, it is argued that the traditional estimation methods such as the OLS or fixed effects seem to be unable to control for the endogeneity problem; indeed the system-GMM presents more consistent results and can control for the three types of this problem known as the simultaneity, omitted variable and unobserved heterogeneity. Furthermore, we follow Choi (2014) who advances that the impact of compensation on systemic risk is not instant and naturally takes time.

Thus, all independent variables are lagged. We recall that our hypothesis predicts that cash-based compensation can influence the level of systemic risk. Taken together, we will be following this approach and we will be using the GMM system estimator to address the endogeneity problem. Doing so, we apply our regression model as follows:

$$\begin{aligned} RiskMeasure_{it} = & \beta_0 + \beta_1 CEO_{it-1} + \beta_2 ROA_{it-1} + \beta_3 CapR_{it-1} + \beta_4 Size_{it-1} \\ & + \beta_5 LTA_{it-1} + \beta_6 DTA_{it-1} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad EQ1$$

In order to ascertain whether the regression is eligible or not, we need to verify first the absence of the multicollinearity problem. In fact, neither the correlation analysis nor the Variance Inflation Factor (VIF) reported a high correlation between explanatory variables. Then, we ascertain the eligibility of our instruments using Hansen tests and we confirm their validity. Moreover, we verify the validity of the test Arellano-Bond test for AR (2) which does not allow rejecting the null hypothesis of the absence of second-order autocorrelation. Thereafter, we estimate our equations (1), and the regressions' results are reported in table 3.4.

Table 3.4: Regression results from a system-GMM for the full sample		
Table 3.4 provides the regressions' results using the dynamic panel GMM estimator for all systemic risk measures. Note that, CEO compensation and bank characteristics are measured at the end of the prior year. The numbers in parenthesis are corresponding to Standard errors. *, **, and *** refer to significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively. The definitions of variables are provided in table 2.1.		
VARIABLES	(1) MES	(2) LRMES
lCEOPay	0.000230** (0.000117)	0.00726** (0.00345)
lCapR	0.000124*** (3.99e-05)	0.00312*** (0.000752)
lLTA	-0.00328 (0.00298)	-0.0116 (0.0535)
lROA	0.000335* (0.000374)	0.0185** (0.00823)
lSize	0.000141 (0.000176)	-0.0108 (0.00849)
lDTA	0.00505*** (0.00105)	0.121*** (0.0367)
Constant	-0.00284 (0.00351)	0.0273 (0.108)
Observations	110	110
Number of Years	11	11

Hansen Test	10.02	10.44
Pvalue	0.614	0.577
Arellano-Bond Test for AR (2)	0.151	0.22

As presented above, the columns (1) and (2) refer respectively to MES and LRMES linear regressions. From the first view, the results are quite similar. As highlighted in the table, there is a positive and significant link between compensation and systemic risk level. It means the higher the compensation is, the greater will be the level of systemic risk. In relation to our hypothesis, we expected either a positive or negative link between managers' compensation and systemic risk regarding the moral hazard problem that can result in risk aversion or risk-taking.

In fact, consistent with the moral hazard hypothesis, banks use compensation to induce managers to take risks, even worse in the case of the existence of deposit insurance. Indeed, a government bailout is designed to protect the interest of depositors by limiting the likelihood of systemic risk events and hence banks will take a greater risk. From another conjecture, consistent with agency theory, compensation serves as an incentive alignment between the interests of managers and shareholders and so it influences bank risk. Hence, because shareholders are more willing to take risks than managers, compensation will induce them to take higher risks (Felício et al., 2018).

In the same vein, Bebchuk and Fried (2004) advance the extent of compensation camouflage with the purpose to extract greater rents from shareholders. The camouflage may be generated to surpass the outrage constraints and could take many forms. For instance, variable components can be easily camouflaged simply because they are reported neither in banks' reports nor in public reports. In addition, managers may even receive some perks which also are not publicly disclosed, as in the case of the Tunisian banking context. Our result does not join those of Iqbal et al. (2019) who find that managerial risk-incentives do not contribute to the level of systemic risk but joins those of Choi (2014) who finds weak evidence that cash in compensation structure has a positive link with systemic risk. Within the Tunisian banking context, the remuneration structure is nontransparent, inefficient since banks are reporting low performance, and seems to be distorted as many banks show high contributions to systemic risk. Thus, we conclude that the compensation is inefficient and can result in excessive risk-taking and managers may take risks to meet the objectives of shareholders. Tunisian managing directors are constrained by bank-specific investments and contractual undertakings with shareholders and thus they should be appreciated otherwise they will lose their job and be dismissed if needed.

Moreover, it is reported that the capital ratio has a positive and significant impact on MES (0.0124%) and LRMES (0.312%), respectively. Our result is inconsistent with our prediction, which postulates a negative sign between capital ratio and systemic risk. The capital ratio is assumed to reduce the systemic impact of banks' default, but from what is found, it does not reduce the aggregate systemic risk. This central finding contrasts with the ambition of regulators. For instance, Danielsson et al. (2001) raise serious concern about the risks that are not addressed within the Basel II framework and are worried about the correlation between risks, suggesting that Basel II may unintentionally adversely affects the safety and the soundness of the banking sector. Furthermore, Huang et al. (2007) suggest that it is more effective to set targeted capital requirements than the uniform capital ratios for all banks. In other words, the targeted capital ratio will be more effective in reducing systemic risk and should not depend on the size of the balance sheet but focus enough on the bank concentration/connection across counterparties. Moreover, a minimum capital to exposure ratio can be effective in reducing contagion channels between financial institutions by limiting contagious links.

With reference to the Tunisian banking sector, it has known progress in reforms to enhance the stability of the banking system and for better risk management. As Tunisia is a bank-based system, capital adequacy could not by itself guarantee positive stability, but the reforms should include some dimensions related to supervision and anticipation capacity. From a recent study by Kanzari et al. (2017), the capital requirement has a negative and significant effect on the stability of the Tunisian

banking sector. Furthermore, **Guizani (2014)** postulates that Tunisian banking supervision is weak in reducing banks' overall risk and he argues that it is needed to be strengthened. Regarding control variables, it is reported in the table that the return on assets (ROA) has a significant and positive link on LRMES and on MES. Thus, our estimation suggests that banks with weaker financial performance are associated with a low level of systemic risk. Our result contradicts those of **Iqbal et al. (2019)** who find that MES is negatively linked to return on assets. A possible argument can be highlighted that bank profitability is conditional on how much the bank takes a risk. Higher risk-taking implies higher profitability. When risk-taking is successful, decision-makers enjoy the benefits and will take more risks seeking better performance. In return, the CEO will be compensated for doing well and for increasing the bank's profit.

Regarding the deposits to assets ratio, it is reported that it has a positive and a highly significant impact on systemic risk measures; MES and LRMES, respectively. From a comprehensive analysis, banks are very sensitive to household confidence. Empirical evidence highlights that a great level of confidence in banks increases financial inclusion (**Allen et al., 2016**), enhances financial stability, improves deposit funding (**Han and Melecky, 2017**), and reduces the overall systemic risk. However, banks could go bankrupt when public confidence is weak (**Owens, 2012**). **Miao and Wang (2015)** argue that losing confidence in banks may lead to a full-blown financial crisis. Furthermore, it is evident that banks accept deposits to grant loans and make profits. Indeed, higher deposits result in greater lending activities to make profits. It is shown in the descriptive statistics that deposits are the main source of Tunisian banks' funding. Thus, we conclude that they are sensitive to confidence shocks and their resources are limited.

4. Robustness checks

4.1. Using SRISK measure as a proxy of systemic risk

As argued previously, we attempt to test the robustness of our results using the SRISK measure. The regression results are presented in table 4.1.

Table 4.1: Regression results from a system-GMM using SRISK measure

Table 4.1 provides the regressions' results using the dynamic panel GMM estimator for SRISK measure. Note that, CEO compensation and bank characteristics are measured at the end of the prior year. The numbers in parenthesis are corresponding to Standard errors. *, **, and *** refer to significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively. The definitions of variables are provided in table 2.1.	
VARIABLES	(1) SRISK
ICEOPay	1.910*** (0.336)
lCapR	-0.251** (0.0974)
lLTA	7.522 (6.359)
lROA	1.563*** (0.473)
lSize	3.751*** (0.821)
lDTA	-3.643 (2.653)
Constant	-43.60*** (9.510)
Observations	110

Number of Years	11
Hansen Test	9.84
Pvalue	0.54
Arellano-Bond Test for AR (2)	0.27

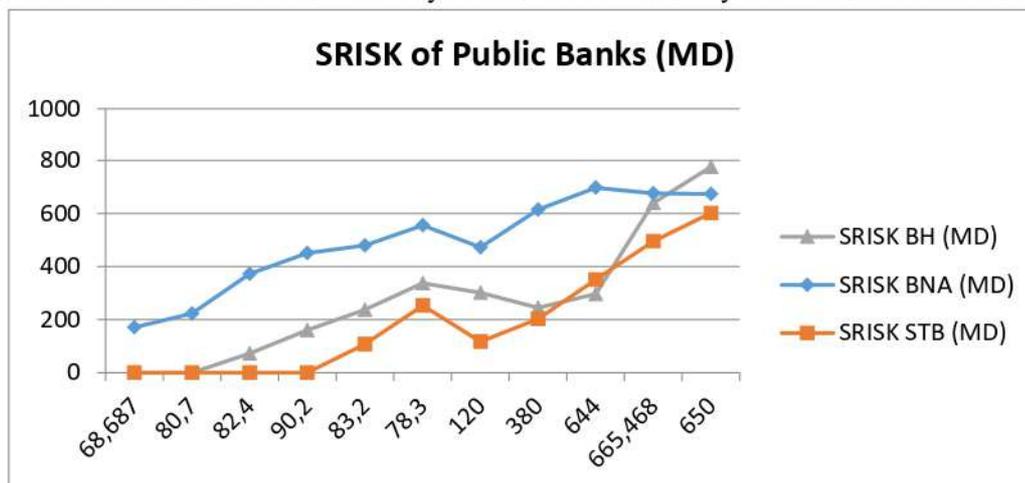
It is noticed that the results are quite similar compared to previous findings. Indeed, cash-based pay affects positively and significantly the SRISK, suggesting that managers' pay is an incentive to take risks and increases the level of systemic risk.

Therefore, with reference to table 3.3, it is noticed that public banks, whose managing directors were low paid during the period 2009-2014 compared to private banks, are among the biggest contributors of systemic risk and they present roughly 71% of SRISK. Thus, the positive and significant sign between SRISK and CEO Pay is explained by the fact that the increase of managers' compensation of public banks in 2015 is highly correlated with the rise of SRISK as shown in the following graph.

Figure 4.1: Correlation between CEO Compensation and SRISK of Public Banks

Furthermore, alike previous results, ROA is assumed to be robust in explaining systemic risk. Indeed, we have found a significant and positive relation between ROA and SRISK.

Moreover, the table shows a positive and significant link between bank size and systemic risk. Larger banks contribute more to the overall systemic risk because they are more involved in market-



based transactions and are more organizationally complex than small banks. Consequently, they can be more fragile and sensitive to economic shocks.

Hence, it is worth saying that targeting bank complexity and activities is needed to be undertaken with the macro-prudential framework (Laeven et al., 2014). With regard to the Tunisian context, public banks are among the biggest financial institutions and hence it is proved that they contribute more to the overall systemic risk; an interpretation that joins the analysis of the positioning of banks regarding their contributions to systemic risk (Section 3.3).

4.2. Using a variation of managers' compensation as a proxy of variable component

After analyzing the effect of the remuneration on systemic risk, we attempt to further test the robustness of our results for a couple of reasons. Firstly, we have used the aggregate amount of compensation as reported in the financial statements. With reference to the bank's annual financial statements, the managing director receives an annual remuneration that includes a variable net annual bonus that corresponds to 100% of the variable annual component and depends on the achievement rate of objectives defined by the members of the board of directors of the bank. Secondly, from previous findings, it is hard to assess exactly if the variable component as it is related to bank performance is

effectively the trigger of the systemic risk. The composite measure gives us the idea that compensation has an impact on systemic risk but giving the variable parts of the remuneration will give us accurate results. Under the hypothesis that the fixed component is more likely to vary rigidly over time, we agreed to test the impact of the difference of compensation on systemic risk variation. Thus, we will be running the model as follows:

$$\Delta\text{RiskMeasure}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta\text{CEOPay}_{it-1} + \beta_2 \Delta\text{ROA}_{it-1} + \beta_3 \Delta\text{CapR}_{it-1} + \beta_4 \Delta\text{Size}_{it-1} + \beta_5 \Delta\text{LTA}_{it-1} + \beta_6 \Delta\text{DTA}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad \text{EQ2}$$

Table 4.2 reports the results of the GMM estimator. Our findings suggest that the variation in managers' pay affects positively and significantly the systemic risk measures (MES, LRMES, and SRISK). Hence, it is worth saying that the variable component is assumed to increase the contribution of the level of systemic risk. Top managers may be interested in short term profits leading to more bonus payments without regard to the long-term risks that they imposed on their bank. A lack of attention to these specifications may result in excessive compensation in the banking industry. Based on a regulatory framework, the Central bank forces banks to set remuneration committees and tends to promote transparency, but until now, such measures are not performing well. Hiding compensation structure gives an insight into interpersonal relationships between managers and shareholders. From another conjecture, under the moral hazard hypothesis, managers are likely to be risk-seeking because depositors are protected since banks can benefit from a government bailout. Overall, this robustness check supports our hypothesis and gives insight into the impact of cash compensation in risk-taking behavior resulting in higher systemic risk.

Table 4.2: Regression results using Δ CEO compensation

Table 4.2 provides the regressions' results using the dynamic panel GMM estimator for all systemic risk measures. Note that, CEO compensation and bank characteristics are measured at the end of the prior year. The numbers in parenthesis are corresponding to Standard errors. *, **, and *** refer to significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively. The definitions of variables are provided in table 2.1.			
VARIABLES	(1) VarMES	(2) varLRMES	(3) varSRISK
varCEOPay	0.000431** (0.000182)	0.00587** (0.00277)	1.174** (0.549)
varROA	-0.00727* (0.00404)	-0.0286 (0.0783)	-1.658 (9.785)
Varsize	-0.00134 (0.00140)	0.0217 (0.0253)	-4.791* (2.820)
Varcapr	0.000180* (0.000105)	0.00105* (0.00298)	0.158* (0.449)
varLTA	-0.0461 (0.0480)	0.736 (0.544)	-6.750 (52.34)
varDTA	-0.0966 (0.0714)	0.0300 (0.609)	109.6** (55.27)
Constant	0.0156* (0.0176)	-0.303 (0.326)	61.25* (36.04)
Observations	100	100	100
Number of Years	10	10	10
Hansen Test	0.09	0.08	2.74
Pvalue	1	1	0.999

Arellano-Bond Test forAR (2)	0.457	0.905	0.641
---------------------------------	-------	-------	-------

Conclusion

International financial regulators and bank supervisors have highlighted the focal role of executive compensation in the development of the financial crisis of 2008-2009. Thus, such managerial incentive is correlated with excessive risk-taking that may create negative externalities on the banking sector. Our study takes part in this stream of research and attempts to examine the linkage between cash-based compensation and systemic risk in the Tunisian banking sector.

In our empirical analysis, we use data on publicly traded Tunisian banks over the period 2009-2019. Since we fail to collect data on variable components, all cash-compensation is used in our models. Furthermore, to gauge the systemic risk of individual banks, we use the marginal expected shortfall and the long-run marginal expected shortfall proposed by [Acharya et al. \(2012, 2017\)](#) and [Brownlees and Engle \(2017\)](#). Furthermore, several checks are employed to ensure the robustness of our results.

Our empirical findings indicate that cash-based compensation is positively and strongly tied to all systemic risk measures (MES, LRMES, and SRISK). Top managers may be interested in short-term profits leading to more bonus payments without regard to the long-term risks that they impose on their bank. Hence, our hypothesis is confirmed. Indeed, cash compensation is among the drivers of systemic risk.

Our work is also of practical interest. In fact, understanding the link between cash-based compensation and systemic risk enables us to further determine systemic risk drivers. Thus, this study makes several noteworthy managerial implications. Firstly, it gives insight into how bank regulators sensitively should react to mitigate systemic risk or to control for the contagious link between banks. Furthermore, the results could be helpful in designing an optimal compensation structure and in setting policies that could prevent banks from taking “imprudent risk” and reduce any potential negative externalities on the financial system.

Indeed, to ensure compliance with good standards, the Central Bank of Tunisia works on a new project that aims to enhance good governance practices through proper assessment, to promote transparency and reporting, and to reinforce good risk management policies. For instance, regarding remuneration policy, the latter should align the executives’ goals with the long-term interests of the bank they work for. Hence, banks should define, implement, and maintain a compensation structure in alignment with the couple performance-prudent risk.

It is worth mentioning that our study contains some limits that can be addressed in future research. Firstly, the sample size is small; it is possible that the results will be more accurate. We could divide our sample into different groups; we could capture the externalities by comparing banks, according to size, ownership structure, liabilities, or even according to non-traditional banking activities ([Choi, 2014](#)). In addition, dividing can be according to the existence or not of bank’s risk appetite guidelines. Secondly, our findings could be more accurate with the presence of the variable component of the managers’ compensation. Such datum is not available, and banks are used to disclose the aggregate amount of the annual remuneration. This weakness is overcome by including the CEO remuneration variation as a proxy of the variable components.

Several research perspectives can be suggested. For instance, additional analyses are needed to assess systemic risk. A common thought argues that macro-prudential and micro-prudential policies can protect bank capital; however, extant studies highlight the importance of governance as it is the mirror of the bank’s soundness. So that it is up to further research to determine the main systemic risk triggers and to examine in which way governance mechanisms can enhance the resilience of financial institutions to systemic risk.

References

- Acharya V, Thakor AV. (2016). The dark side of liquidity creation: leverage and systemic risk. *Journal of Financial Intermediation*, 28, 4-21.
- Acharya, V. V. and Steffen, S. (2012). Analyzing Systemic Risk of the European Banking Sector. In: *Handbook on Systemic Risk*.
- Acharya, V. V., Pedersen, L. H., Philippon, T., and Richardson, M. P. (2010). Measuring systemic risk (AFA Denver Meetings Paper).
- Acharya, V. V., Pedersen, L. H., Philippon, T., and Richardson, M. P. (2017). Measuring Systemic Risk .*The Review of Financial Studies*, 30(1), 2-47. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhw088>.
- Akbar, S. Kharabsheh, B., Jannine Poletti, H., Syed Zulfiqar, A.(2017). Board structure and corporate risk taking in the UK financial sector. *International Review of Financial Analysis*.
- Alexey Rubtsov, Thomas F. Coleman and Alex LaPlante .(2017). Analysis of the SRISK Measure and Its Application to the Canadian Banking and Insurance Industries Global Risk Institute, Global risk institute.
- Allen, F., Demircuc-Kunt, A., Klapper, L., and Martinez Peria, M. (2016). The foundations of financial inclusion: Understanding ownership and use of formal accounts. *Journal of Financial Intermediation*, 27, 1–30.
- Ayachi Jebnoun, S. (2015). Tunisian Banking System Vulnerabilities beyond the Global Financial Crisis and Recent Political Instability. *Impact Factor 3.582 Case Studies Journal*,4(5),112.
- Bai G, Elyasiani E. (2013). Bank stability and managerial compensation. *Journal of Banking and Finance*, 37, 799-813.
- Basel Committee on Banking Supervision. (2010). Global systemically important banks: revised assessment methodology and the higher loss absorbency requirement.
- Bebchuk, L. A., and Fried, J. M. (2004). Executive compensation as an agency problem. *Journal of Economics Perspectives*, 117(2).
- Berger A, Roman R, Sedunov J. (2016). Do bank bailouts reduce or increase systemic risk? The effects of TARP on financial system stability. *Federal Reserve Bank of Kansas City Research Working Papers*, No. 16-08.
- Bharati R, Jia J. (2018). Do bank CEOs really increase risk in vega? Evidence from a dynamic panel GMM specification. *Journal of Economics and Business*, 99,39-53.
- Brownlees, C. and Engle, R. (2012). Volatility, Correlation and Tails for Systemic Risk Measurement. Working Paper, NYU.
- Brownlees, C. T., and Engle, R. F. (2017). SRISK: a conditional capital shortfall measure of systemic risk. *The Review of Financial Studies*, 30(1), 48- 79.
- Brunnermeier, M. K. and Oehmke, M. (2012). Bubbles, Financial Crises, and Systemic Risk. Working Paper.
- Choi, S. (2014). Executive Compensation in the Banking Industry and Systemic Risk. (Master thesis). Retrieved from <https://scholarcommons.sc.edu/etd/2635>
- Cuddeback, G., Wilson John G, E., Orme Terri. C. (2004). Detecting and Statistically Correcting Sample Selection Bias. *Journal of Social Service Research*, 30(3).
- Danielsson, J., P. Embrechts, C. Goodhart, C. Keating, F. Muenmich, O. Renault, and H. Song Shin. “An Academic Response to Basel II.” Special Paper 130, Financial Markets Group, London School of Economics, 2001.
- Deniz Anginer, Asli Demircuc-Kunt, Davide Salvatore Mare.(2018). Bank Capital, Institutional Environment and Systemic Stability. *Journal of Financial Stability*.
- DeYoung, Robert and Peng, Emma Y. and Yan, Meng.(2013). Executive Compensation and Business Policy Choices at U.S. Commercial Banks. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 48(1).
- Fahlenbrach, Rüdiger and Stulz, Rene M., (2010). Bank CEO Incentives and the Credit Crisis. *Journal of Financial Economics*, Forthcoming, Charles A Dice Center Working Paper.

- Felício, J A., Rodrigues,R., Grove, H. and Greiner, A. (2018). The influence of corporate governance on bank risk during a financial crisis. *Economic Research*, 31(1), 1078-1090.
- Gande A, Kalpathy S. (2017). CEO compensation and risk-taking at financial firms: evidence from U.S. federal loan assistance. *Journal of Corporate Finance*, 47,131-150.
- Ghrab, M. (2017). Pay- For Performance Sensitivity and Corporate Governance Mechanisms: Evidence From Tunisia. Master Thesis.
- Guizani, B., (2014). Capital Requirements, Banking Supervision and Lending Behavior: Evidence from Tunisia. Working Paper.
- Guo L, Jalal A, Khaksari S. (2015). Bank executive compensation structure, risk taking and the financial crisis. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 45,609-639.
- Hai-Chin Yu and Luu Tien Thuan (2014). CEO compensation, CEO attributes and corporate risk taking evidence from US listed corporations. *Banks and Bank Systems*, 9(4).
- Han, R. and Melecky, M. (2017). Broader use of saving products among people can make deposit funding of the banking system more resilient. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 47, 89-102.
- Haque, F., Arun, TG., and Kirkpatrick, C. (2008). Corporate governance and capital markets: a conceptual framework. *Corporate Ownership and Control*, 5(2), 264-276.
- Houston, J. F. and C. James (1995). CEO compensation and bank risk Is compensation in banking structured to promote risk taking? *Journal of Monetary Economics*, 36(2), 405-431.
- Huang, X.-L., Zou, F.-T., and Ma, F.-Y. (2007). Targeted local immunization in scale-free peer-to-peer networks. *Journal of Computer Science and Technology*, 22 (3), 457-468.
- Iqbal J, Strobl S, Vähämaa S. (2015). Corporate governance and the systemic risk of financial institutions. *Journal of Economics and Business*, 82,42-61.
- Iqbal J, Strobl S, Vähämaa S. (2019). Managerial Risk-Taking Incentives and the Systemic Risk of Financial Institutions. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 53(4), 1229-1258.
- James, M., and Shapira, Z. (1987). Managerial Perspectives on Risk. *Management Science*, 33(11).
- Kanzari, I, Mraihi, F.(2017). Financial Stability and Prudential Requirements in Tunisian Case. *International Business Research*; 10(10).
- Khiari, W. and Ben Sassi, S. (2019). On Identifying the Systemically Important Tunisian Banks: An Empirical Approach Based on the ΔCoVaR Measures. *Risks*, 7(4), 122.
- Khiari, W. and Nachnouchi, J. (2018). Banks' systemic risk in the Tunisian context: Measures and Determinants. *Research in International Business and Finance*, 45, 620-631.
- Laeven, L., L. Ratnovski, and H. Tong. (2014). Bank size and systemic risk: some international evidence. *International Monetary Fund*.
- May, D.O. (1995). Do managerial motives influence firm risk reduction strategies? *The Journal of Finance*, 50, 1291-1308.
- Miao, J. and Wang, P. (2015). Banking bubbles and financial crises. *Journal of Economic Theory*, 157, 763–792.
- Mselmi, A.(2020). Blockchain Technology and Systemic Risk. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 10(2), pages 53-60.
- O'Driscoll, P., G. (1988). Deposit Insurance in Theory and Practice. *Cato Journal*. 7(3),661-681.
- Owens, L. (2012). The Polls – Trends: Confidence in banks, financial institutions, and Wall Street, 1971–2011. *Public Opinion Quarterly* ,76 (1), 142–162.
- Palvia A, Vähämaa E, Vähämaa S. (2015). Are female CEOs and Chairwomen more conservative and risk averse? Evidence from the banking industry during the financial crisis. *Journal of Business Ethics*, 131,577-594.

- Parrino, R., Potoshman, A.M., Weisbach, M.S. (2005). Measuring investment distortions when risk-averse managers decide whether to undertake risky projects. *Financial Management*, 34, 21-60.
- Pathan, S.(2009). Strong Boards, CEO Power and Bank Risk-Taking. *Journal of Banking and Finance*, 33(7), 1340-1350.
- Rodriguez, M., M and Mayordomo, S., and Peña, J..(2013). Derivatives Holdings and Systemic Risk in the U.S. Banking Sector.
- Saunders, A., Cornett, M.M. (2006). *Financial Institutions Management: A Risk Management Approach*. McGraw-Hill Companies Inc: New York
- Smith, A. (1776). *The Wealth of Nations*. Edited by Edwin Cannan, 1904. Reprint edition 1937. New York, Modern Library

Real exchange rate misalignments and Current-account balance: Evidence from Tunisia A copula approach

Rihab Zoghlami
Central Bank of Tunisia (CBT)



Abstract

The need to explain the link between the real effective exchange rate and the current-account balance is highly controversial and still attracts the interest of economists worldwide. Consequently, modeling such a dependency is a key focus for investors as well as for policymakers.

In this paper, the Tunisian Behavioral Equilibrium Exchange Rate (BEER) is estimated in such a way as to examine in depth the possibility of a real misalignment. Thereafter, the bivariate dependence structure between the estimated misalignment series and the current account is analyzed using a copula approach.

Tunisia's REER was alternating between overvaluation and undervaluation periods with critical episodes of high misalignment. Real exchange rate misalignments affect the current account gap differently, depending on the sign and the size of REER deviation from its equilibrium esteem. REER misalignments have negative and asymmetric impact on the current-account: while currency overvaluation deteriorates the current-account, undervaluation does not improve it.

Keywords:

Real Effective Exchange Rate (REER), Real exchange rate (RER), Behavioral Equilibrium Exchange Rate (BEER), Current-Account (CA), bivariate Copulas.

Introduction

After the collapse of the Bretton Woods monetary system, a lot of economic and financial phenomena have emerged. Most notably, there were more freely floating currencies, international financial liberalization, recalibration of capital controls with a consequent reduction in foreign direct investments and trade barriers. Nevertheless, there were unforeseen repercussions such as greater instability, trade disequilibria, memorable financial crises as well as higher exchange rate variability.

Since then, several studies have been carried to know the common trigger for all these events. They came to the point of making the exchange rate misalignment matters the most, that is the deviation of the real exchange rate (RER) from its equilibrium level.

Actually, the exchange rate misalignment has been commonly perceived to be culprit of various domestic and global economic ills. A recent example is the assertion that the exchange rate misalignment has contributed to serious global imbalances, threatened global economic stability, fostered the 2008–2009 global financial crisis (GFC) and hampered recovery from the crisis.

Therefore, there has been a renewed interest in the long-run determinants of real exchange rates in order to assess possible misalignments.

For the case of Tunisia, the economic malaise facing the country, which is ultimately observed in slower economic growth and large current account deficit, is already seen by experts as indicative of possible RER misalignment.

Furthermore, by the end of 1992, Tunisia introduced convertibility of the dinar for current and capital account transactions for non-residents and is moving towards facilitating payments for capital account transactions for residents. A premise for both partial and total convertibility is an appropriate

exchange rate i.e. an equilibrium RER. Otherwise, it may negatively affect internal and external equilibrium.

The determination of the equilibrium RER is a prior requirement to misalignment analysis, in the absence of which the concepts of under- or overvaluation of a currency relative to another have little meaning.

Equilibrium rate identification has been widely treated in previous studies. The most useful fundamental models for developing countries are:

- (1) The purchasing power parity (PPP) (effective in the long run), **Cassel (1918)**,
- (2) The fundamental equilibrium exchange rate (FEER), **Williamson (1994)**,
- (3) The behavioral equilibrium exchange rate (BEER) as proposed by **Clark and MacDonald (1998)**.

While the first model is effective only in the long run and the second model does not describe the convergence to the equilibrium but gives the exchange rate misalignment degree, the last model controls the exchange rate misalignment with a behavioral model.

Deviation of the observed RER from that long-term esteem is called RER misalignment. As mentioned above, whether positive or negative, a misalignment reflects inappropriate exchange rate policy, costly regarding external balance, allocation of productive resources, and well-being, which may lead to the crisis (the Asian crisis of the 90s).

Indeed, an undervalued RER may lead to a current account surplus by making exports more profitable and imports more expensive, which would generate inflationary pressures (the case of Yugoslavia and Brazil during the 1980s). Alternatively, an overvalued rate can deepen the current account deficit and can lead to an economic crisis (e.g. Mexico in 1994, South Korea, Malaysia, the Philippines, and Indonesia in 1997, Brazil in 1999).

Within this context of global imbalances, the debate continues about the best strategies for the management of exchange rates to achieve both internal and external balance.

More recently, literature has emerged offering contradictory findings of the consequences of misalignments on the current account. Nevertheless, while the current account–RER misalignment nexus has been well established from a theoretical viewpoint, very few empirical studies have investigated this relationship for developing countries.

More surprisingly, to our best knowledge, no empirical contribution has focused on such a relationship in Tunisia. On the one hand, the literature that attempts to address this issue is confined to the link between the current account and the real exchange rate, without paying attention to exchange-rate misalignments. On the other hand, researchers have studied the impact of misalignments on growth and trade balance neglecting their effect on the current account.

This paper seeks to remedy these problems by investigating whether the persistence of current-account deficit in Tunisia depends on real exchange-rate misalignments.

Added to that, almost of all existing studies generally applied, only classic econometric tools such as GARCH models, Causality tests, Co-integration test, and Vector Auto Regression (VAR) models to examine the dependence between above-mentioned variables. Therefore, this research is the first using copulas to shed new light on the bivariate dependence and specifically the causal link from RER misalignment to current account in Tunisia.

For that purpose, this investigation begins by estimating a long-term relationship between equilibrium RER and its fundamentals using Edwards' methodology (1994). It will then move to the use of the co-integration technique, applied to annual data (1980-2018) for Tunisia, which enables us to estimate the equilibrium RER and then obtain the misalignment level during the full sample period.

The estimated misalignment is used in the second part to examine its association with the current account considering bivariate dependence by applying a Student-t copula. The latter provides more accurate results concerning average dependence and tails dependence that gives dependence structure and causal link not only during the average conditions but also in several bearish and bullish trends.

1. Determination of equilibrium real effective exchange rate and misalignments

1.1. REER's Determinants

- **Commercial opening (CO):** It can be measured by the sum of exports and imports relative to GDP. The CO is considered as a fundamental variable in the behavior of the RER according to **Edwards (1989)**, **Elbadawi (1994)** and **(Elbadawi et al. (2005))**. Then, if an economy is following a policy of trade liberalization, the relationship between openness and RER is expected to be negative, because trade liberalization leads to a greater trade openness. So, an increase in openness depreciates the REER.

- **Relative productivity (Prod):** Productivity is included to capture the Balassa-Samuelson effect (**Balassa, 1964; Samuelson, 1964**). Based on their theorem, productivity growth is assumed to be higher in the tradable sector compared to the non-tradable one. Under the assumption that the law of one price holds for tradables, the productivity improvements that occur under conditions of full employment and perfect labor mobility increase the absorption of workers from the non-tradable to the tradable sector (supply effect) and therefore drive-up real wages for all sectors of the economy as well as ensuring higher overall prices due to sectoral mobility. Hence, improvement in productivity is hypothesized to be associated with RER appreciation (**Obstfeld and Rogoff, 1996**).

- **Foreign Direct Investment (FDI):** Rationally, an increase in FDI leads to a real appreciation of the exchange rate. Nevertheless, FDI inflows have been proven to cause real depreciation in the Tunisian dinar, (**Addison, T., & Balamoune-Lutz, M. (2017)**). That may be argued by the fact that investors prefer a weak currency in order to minimize their expenses.

- **Terms Of Trade (TOT):** The TOT is included to account for the effect of exogenous adjustments in world prices that will influence the RER. Income growth generated by improvements in TOT leads to higher demand for non-tradables. To maintain the equilibrium, the price of non-tradable needs to increase thereby causing the RER to appreciate. However, it is possible to observe RER depreciation under this condition where the substitution effect is larger than the income effect (**Edwards, 1989**).

- ✚ **The substitution effect:** an increase in the TOT improves the CA and therefore the exchange rate appreciates.

- ✚ **The income effect:** the improved CA will increase domestic income. So, domestic consumption of imported goods increases and as a result the domestic currency has to depreciate to restore equilibrium. The final effect depends on the relative price elasticity of demand for imports and exports.

Logically, the first effect comes before the second. Therefore, we expect that the direct effect of positive terms of trade shock on the exchange rate is the appreciation of the effective exchange rate. (**Edwards and van Wijnbergen (1987)**).

- **Current Account balance (CA):** The CA equals the difference between domestic saving and investment (i.e. the saving-investment balance). A CA deficit generates an additional net external debt to be financed by a range of international investments (**MacDonald & Ricci, 2003; Chudik & Mongardini, 2007**). Given that Tunisia's current account is still in deficit, the assumed link between the CA balance and the REER in Tunisia is only negative, i.e. CA deficit implies a depreciating RER.

▪ **Trade Balance (net exports) (TB):** The TB is another key economic variable. Persistent surplus or deficit in the trade account is a matter of concern for the long-term sustainability of the external sector. Any lasting imbalance may also affect goals towards internal balance by affecting domestic production and employment that are export oriented. As per theory, a decline in the trade deficit requires a real depreciation in order to restore competitiveness.

Overall, based on the theoretical and empirical literature, the equilibrium REER in Tunisia will be estimated as a function of the following variables (with the signs below the variable names denoting the partial derivatives):

$$q_t = f(CO, Prod_t, FDI_t, CA_t, TOT_t, TB_t)$$

- + + + +/- +

1.2. Estimating the Misalignment of the Real Exchange Rate

1.2.1. Stationarity testing

The purpose of the unit root test is to determine the order of integration of the variables.

Table 1: ADF test (5%) for all series

	LCO	LProd	LFDI	LCAD	LTOT	LTBD	LREER
H	0	0	0	0	0	1	0
T-Statistic	0.5143	1.4517	-1.5877	-0.8265	-0.1557	-1.9683	-0.4230
P-value	0.8221	0.9611	0.1047	0.3434	0.5885	0.0479	0.4909

Source: Matlab 2019

Table 2: ADF test (5%) for all returns

	RCO	RProd	RFDI	RCAD	RTOT	RTBD	RREER
H	1	1	1	1	1	1	1
T-Statistic	-5.2475	-4.3057	-8.3363	-8.0102	-6.3093	-6.7805	-4.5342
P-value	10-3	10-3	10-3	10-3	10-3	10-3	10-3

Source: Matlab 2019

It is safe to conclude that all of the variables are integrated in the same order I(1), at 5% significance level, (except for TBD that will not be taken into account in the cointegration relation estimation).

1.2.2. Specification of VAR model and lag selection

Before estimating the relationship between the equilibrium RER and its fundamental determinants, it seems more useful to start with specifying our VAR system through the selection of its optimal lags number.

Table 3: Lag number selection

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	22.11616	NA	1.69*10 ⁻⁸	-0.871144	-0.609914	-0.779048
1	211.1829	306.5948*	4.42*10 ⁻¹² *	-9.14502*	-7.316413*	-8.500352*
2	243.5239	41.95587	6.32*10 ⁻¹²	-8.947238	-5.551249	-7.749993

Source: Eviews10

➔ The specified model will be VAR (1).

1.2.3. Cointegration Test

The cointegration test allows us to check if there is a long-term relationship between non-stationary variables.

Table 4: Summary of Johansen Cointegration Test with One Lag

Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	3	4	3	4	4
Max-Eig	1	1	1	2	2

Source: Eviews10

Johansen's trace and maximum eigenvalue statistics showed that whatever the type of test is, there must be of at least one cointegrating relationship of 5%. Meaning that these variables have a long-run association-ship.

1.2.4. Estimation results

Table 5 below presents the long-term relationship between REER and macroeconomic fundamentals.

Table 5: Estimation of the long-run relationship between the equilibrium REER and macroeconomic fundamentals

Variable	Coefficient	Std.error	t-statistic
LCO	1.076892	0.37087	-2.90367
LProd	-0.514006	0.15091	3.40614
LFDI	1.07141	0.06027	-1.77779
LCAD	-0.275811	0.05391	5.11618
LTOT	0.118452	0.35125	-0.33723

R²= 0.49, adjusted R²= 0.399

Source: Eviews10

Observing the long-run model results, we first find that all variables were statistically different from zero to 5%. The model is well specified, $R^2 \approx 0.5$, in other words, the variables explain more than 50% of the LREER. However, concerning the sign of coefficients relative to the long-run dynamic of LREER, results do not fit well into theoretical predictions.

1.2.5. Estimation of an Error Correction Model (ECM)

Regarding the short-term of the equilibrium REER, it was examined by estimating a vector error correction model (VECM).

Table 6: Estimation of the ECM for the equilibrium REER

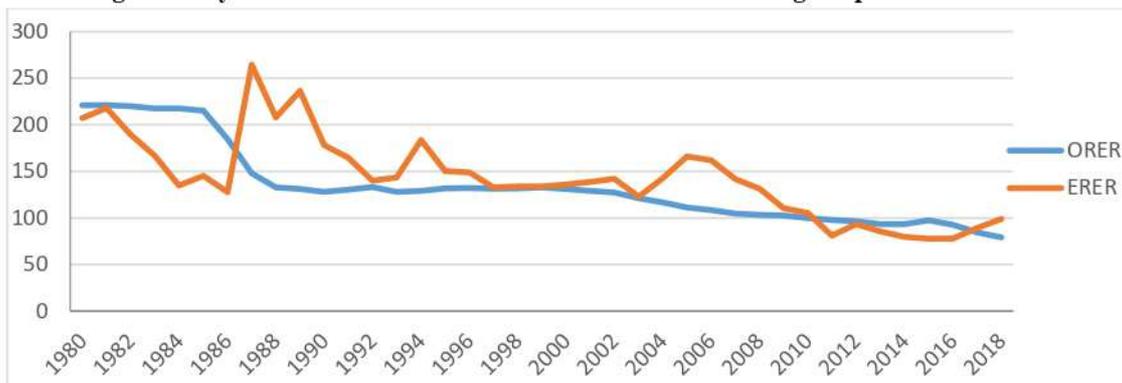
<i>The short-term of the equilibrium RER</i>							
	EC term	LCO	LPROD	LFDI	LCAD	LTOT	LREER
	-0.098696	0.0259	-0.0855	-0.019259	0.003488	-0.045082	0.82842
One year	0.03446	0.11244	0.09693	0.01182	0.01239	0.14919	0.13549
	-2.386372	0.23035	-0.91356	-1.62887	0.28158	-0.27201	6.08802

Source: Eviews10

The coefficient associated with the error correction term is negative in sign and statistically quite significant (5%). Accordingly, we can say that there is a long-run causality running from LCO, LPROD, LFDI, LCAD, and LTOT to LREER. In our case, the coefficient value is well below the unit in absolute value that confirms the adjustment's slowness: it is the rate at which the equilibrium real exchange rate converges towards the equilibrium path following a shock.

The following Figure 1 shows the evolution of the observed REER (ORER) compared to its equilibrium value (ERER).

Figure 1: Dynamics of the ORER and ERER in Tunisia during the period 1980-2018



Source: Excel 2019

Once the equilibrium REER has been determined, it is possible to calculate the REER misalignment, which is defined as the difference between the observed REER and the equilibrium REER. Analytically, the measurement of the misalignments is done according to the following formula:

$$Mis = 100 * (ORER - ERER) / ERER$$

Figure 2: Real effective exchange rate misalignment in Tunisia during the period 1980-2018



Source: Excel 2019

Figure 2 highlights the discrepancy between the RER and its equilibrium value, during a few periods. This gap refers to the misalignment. Specifically, when the estimated series is over the actual series, it implies an undervalued (or more depreciated) REER. Similarly, when the estimated series is below the observed series, it implies an overvalued (or more appreciated) REER. (Lim G 2000).

It can be seen in figures that, prior to the adoption of the Structural Adjustment Plan (SPA), the disparity of the RER from its equilibrium esteem is significant.

A gradual depreciation was maintained in the late 1980s, following the devaluation of the dinar in 1986. This strategy led to an up to 40% undervaluation of the national currency, which was supposed to help Tunisia to overcome the 1986 oil price collapse¹ and to enhance its external competitiveness drastically.

¹ Oil accounted for 47% of Tunisia export earnings

During the period that spans from 1992 to 2003, misalignment remains low. Indeed, in the mid-1990s, it is noticeable that Tunisia has changed its exports' structure from primary commodities to manufactured products. Moreover, it has been able to maintain its macroeconomic performance. The slight misalignment, observed at that time, could be explained by the gradual importance of the exchange system flexibility adopted. The undervaluation, despite its 10 year duration, had a low magnitude, and its peak was reached only before the creation of the interbank foreign exchange market (1994).

From 1997, the dinar was around its equilibrium value (when it deviates slightly, as shown by the misalignment calculation, a recall force brings it back to the estimated value), until 2002 when a slight undervaluation reappeared (by about 10%).

The 2007-2008 crisis was another challenging period to mention. Actually, we mention an indirect effect of this global financial crisis (GFC) on the Tunisian exchange rate misalignment where a more depreciated RER is observed.

The low misalignment in the last decade can be explained by the abandonment of the real exchange rate targeting and the gradual introduction of exchange rate flexibility, with a view to introduce a floating system and complete capital mobility over the medium term.

As for the period after 2014, it is marked by two phases. In 2015, we observe a significant overvaluation which was followed by the IMF's encouragement to opt for greater exchange rate flexibility.

The second phase is between 2016 and 2018, the real exchange rate was undervalued. Logically, that is due to the crucial fall of the observed RER faster than the equilibrium rate, especially after the 2015 terrorist attack. Then, under a policy of FDI encouragement and improving competitiveness, Tunisian authorities tend voluntarily to lower the value of the dinar.

2. The effect of real exchange rate misalignments on the current account balance

2.1. Data presentation

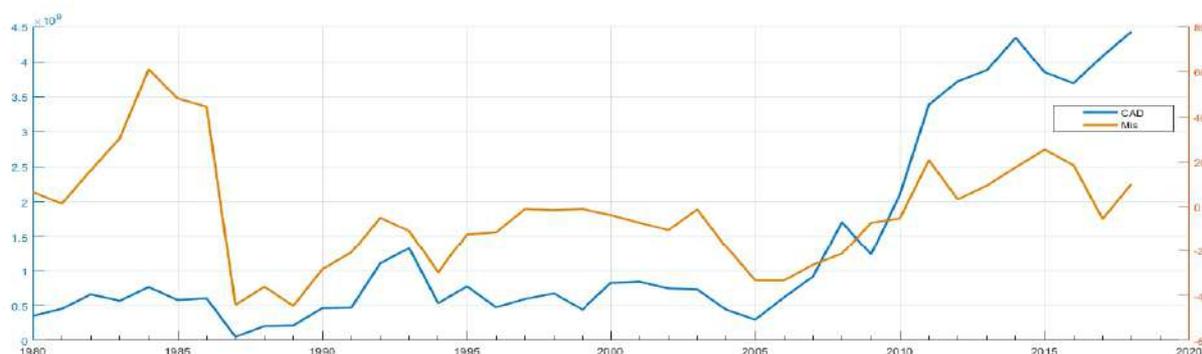
We empirically examine the dependence structure between REER misalignment and the current account balance in Tunisia. Our variables are described as follows:

- **The real effective exchange rate misalignment (Mis):** represents the difference between the actual REER and the real exchange rate given by the current value of all fundamentals i.e. the equilibrium REER.
- **The Current Account Deficit (CAD):** Current account balance is the sum of net exports of goods and services, net primary income, and net secondary income. In Order to simplify the evaluation of our results, it is better to consider the absolute values of the CA in Tunisia as a current account deficit, i.e. CAD.

Our database consists of annual time series for all variables on the period that spans from 1980 to 2018, so we have 39 observations. The data is collected from the website of the World Bank (<https://data.worldbank.org/>).

Figure 3 displays the price evolution of variables mentioned above in Tunisia during the sampling period which seems to be non-stationary.

Figure 3: Dynamics of RER misalignment and CAD in Tunisia during the period 2000-2018



Source: Matlab 2019

2.2. Margins distributions

In order to build the distribution of our margins, several tests and graphical tools are employed, such as tests for stationarity, normality, autocorrelation and ARCH effect.

2.2.1. Stationarity testing

Table 7: ADF, KPSS and PP test (5%) for the CAD and Mis and their returns

		Mis	CAD	RMis	RCAD
ADF	H	1	0	1	1
	T-Statistic	-2.5575	1.4452	-5.7258	-6.8993
	P-value	0.0121	0.9606	10^{-3}	10^{-3}
KPSS	H	1	1	0	0
	T-Statistic	0.3153	0.7201	0.0778	0.0385
	P-value	0.1	0.01	0.1	0.1
PP	H	1	0	1	1
	T-Statistic	-2.5575	1.4452	-5.7258	-6.8993
	P-value	0.0121	0.9606	10^{-3}	10^{-3}

Source: Matlab 2019

According to these outputs, the variable Mis is non-stationary in level but the first difference stationary. However, the CAD is stationary in level.

2.2.2. Normality testing

- Jarque-Bera (JB) test

The JB test (1981) tests whether excess of kurtosis and skewness coefficients are jointly 0. Under null hypothesis the residuals are normally distributed while the alternative is the non-normality.

Table 8: JB test (5%) for the Mis and CAD

	Mis	CAD
H	1	1
T-Statistic	11.8819	10.3601
P-value	0.02184	0.0133

Source: Matlab 2019

The JB test results reported in Table 8 show that the null hypothesis of normality is clearly rejected for both series (P-value < 5%). Nevertheless, the test indicates that they have non-normal distributions, which emphasizes the need of using GARCH like models in examining them.

2.2.3. Autocorrelation testing

We use the Ljung-Box (LB) Q-statistic test to examine the autocorrelation between series. The idea behind this test is to verify if any set of the time series are different from zeros. Under the null

hypothesis, the residuals do not exhibit autocorrelation while the alternative shows the presence of autocorrelation. Table 9 presents the LB test applied on the residual of the series.

Table 9: LB test (5%): Q (20) for the Mis and CAD

	Mis	CAD
H	1	1
T-Statistic	45.7326	116.2620
P-value	8.7697e-04	1.4433e-15

Source: Matlab 2019

The results from table 9 show that Mis and CAD are not autocorrelated. Therefore, there is a conditional heteroskedasticity.

▪ ARCH effects testing

There are several methods to test the ARCH effect. The conventional method is the Lagrange Multiplier (LM) test proposed by Engle (1982). Under the null hypothesis there is no ARCH effect while under the alternative hypothesis the conditional error variance is given by an ARCH (q) process.

Table 10: ARCH test (5%) for the Mis and CAD

	Mis	CAD
H	1	1
T-Statistic	18.4103	34.0454
P-value	1.7809e-05	5.3842e-09

Source: Matlab 2019

The results reported in table 10 show that the ARCH-LM test rejects the null hypothesis for both variables, confirming thus the presence of a volatility clustering phenomenon.

▪ Kolmogorov-Smirnov (KS) test

The Kolmogorov-Smirnov test verifies if a sample with unknown distribution is drawn from a continuous sample with a determined distribution. Under the null hypothesis, the distribution of the series comes from the specific distribution object of test and under the alternative hypothesis their distribution is different from the distribution object of test.

Table 11: Kolmogorov-Smirnov (KS) test

	Normal			H	Student		
	H	P	KS-Stat		P	ϑ	KSstat
Mis	1	1.1e-10	0.5383	1	0.0839	3.30084	0.5385
CAD	1	8.2264e-36	1	0	0.6785	6.07706e+08	0.0240

Source: Matlab 2019

As expected, the results of the KS test reported in table 11 accept the null hypothesis for the student's t –distribution. Hence, the Student's t-distribution is more appropriate to model our financial time series.

▪ GARCH Filter

Before fitting copula functions to the data, we must choose the most appropriate specifications for modeling the conditional heteroskedasticity, and for filtering the returns into an approximately i.i.d series.

In our study, a basic AR (1)-GARCH (1, 1) and AR (1)-GJR- GARCH (1,1) models are used for the conditional variance of our series, as they are the most common models to describe financial time series. Then, we estimate these models and compare their information criteria such as AIC, BIC and log-likelihood statistics.

Table 12 reports the information criteria for estimated models for Mis and CAD.

Table 12: Information criteria for estimated model (Mis)

	AIC	BIC	LL
GARCH	346.2531	349.5802	-171.12
GJR-GRACH	347.8159	352.8066	-170.90

Source: Matlab 2019

Table 13: Information criteria for estimated models (CAD)

	AIC	BIC	LL
GARCH	1737.5	1742.5	-865,773
GJR-GRACH	1774.9	1779.9	-884,449

Source: Matlab 2019

The estimation results of the different models allow us to conclude that the best model to be used is the AR (1)-GJR-GARCH (1,1) model for both variables.

Table 14: Mis AR(1)-GJR GARCH(1,1) Estimation

Parameter	Value	Standard Error	T-Statistic	P-Value
C	0.57035	2.1524	0.26499	0.79102
AR(1)	0.76793	0.11216	6.8468	7.5529e-12
K	41.732	90.438	0.46145	0.64448
ARCH(1)	0.65551	1.1431	0.57344	0.56635
GARCH(1)	0.67224	0.49488	1.3584	0.17434
GJR(1)	-0.65551	1.0598	-0.61851	0.53624
DOF	3.4345	3.1219	1.1001	0.27127

Source: Matlab 2019

Table 15: CAD AR(1)-GJR GARCH(1,1) Estimation

Parameter	Value	Standard Error	T-Statistic	P-Value
C	8.0316e+07	6.7327e-07	1.1929e+14	0
AR(1)	1	0.034642	28.867	3.1363e-183
K	9.2665e+16	2.0437e-13	4.5341e+29	0
ARCH(1)	0.85231	1.0674	0.79846	0.4246
GARCH(1)	0.15457	0.28021	0.55161	0.58122
GJR(1)	-0.85231	1.0626	-0.80212	0.42248
DOF	10.112	29.35	0.34455	0.73043

Source: Matlab 2019

Table 16: AR(1)-GJR GARCH(1,1) Estimation

	C*	AR (1)	W*	$\alpha(arch)$	$\beta(garch)$	$\delta(leverage)$	$\nu(dof)$
Mis	0.57035	0.76793	41.732	0.65551	0.67224	-0.65551	3.4345
CAD	8.0316e+07	1	9.2665e+16	0.85231	0.15457	-0.85231	10.112

Source: Matlab 2019

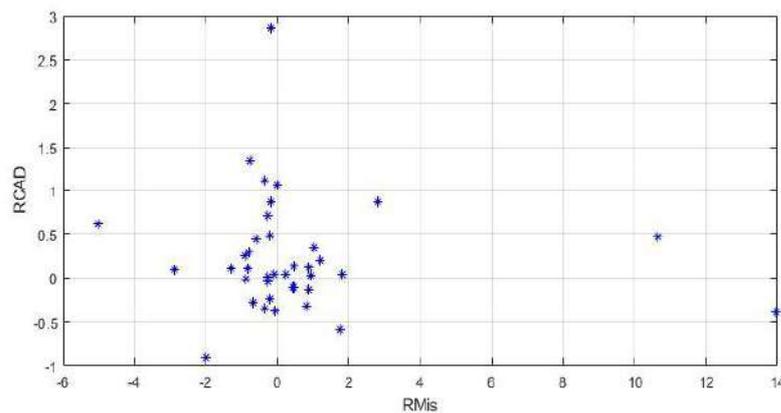
The Table 16 reports results for the fitted AR-GJR-GARCH models estimation for all variables.

2.2.4. Bivariate dependence of Mis and CAD

To assess the role of exchange rate changes on the current account balance, we have analyzed the dependence structure between these two variables. To this end, we used copulas to flexibly model the joint distribution.

▪ Graphical approach

As a preliminary step, we establish the scatter plot of the pair (Mis-CAD) to have a general insight of the dependence structure.

Figure 4 : Scatter plots of Mis against CAD returns

Source: Matlab 2019

The dependence structure presented in figure 4 between the pair is ambiguous and not very clear. However, since the dots are roughly plotted in the right side of the chart, we expect being positive indicates that more an increase in exchange rate misalignment lead to an upward in the CAD.

▪ Dependence measures

○ Linear correlation

The Pearson coefficient is a linear correlation coefficient which measures the degree of relation between two variables. In our case, it measures the degree of which Mis /CAD tend to move together.

Table 17: Pearson correlation matrix

	Mis	CAD
Mis	1	0.3352
CAD		1

Source: Matlab 2019

Generally, the matrix of linear correlation shows an acceptable correlation. As we can see, exchange rate misalignment and current account deficit are positively correlated.

Nonetheless, the linear correlation is not an authentic measure. The reason why we need the use of more flexible tools such as the rank correlation measures.

o **Rank correlation**

The rank correlation measures the movement of the variables when the other variable moves in an exact direction without requiring the linearity of the movement in question. We present in Table 18 the rank correlations measures: Kendall and Spearman.

Table 18: Rank correlation (Full sample)

	Kendall	Spearman
Mis-CAD	0.2821	0.4241

Source: Matlab 2019

During the full sample period, both Kendall and Spearman measures explore a relatively strong positive relationship for a considered pair. These findings imply that when the real exchange rate misalignment rises, the current account deficit should be seen growing.

To summarize, based on the rank correlation results during the full sample period, we can conclude that current account balance moves in opposite direction to fluctuations of exchange rate misalignment.

o **Fitting copula**

Our series are exposed to autocorrelations and ARCH effects. For that, for each series a AR(1)-GJR-GARCH (1,1) process is fitted. Standardized residuals are obtained from this filtration and then are transformed into uniform variables by using empirical cumulative distribution function (ECDF). As a final step, we employ the Canonical Maximum Likelihood (CML) method to estimate the parameter of different copulas.

Table 19: CML estimation of copulas parameters

	Gaussian	Student-t		Gumbel	Clayton	Frank
	ρ	ρ	ν	Θ	Θ	Θ
Mis-CAD	0.1362	0.1309	197.1534	0.9386	0.6972	1.7646

Source: Matlab 2019

Table 19 summarizes the estimated parameters of the studied copulas. By examining the Elliptical copulas, the dependence parameter of the Gaussian and Student-t copulas is positive for the considered pair.

Concerning the Archimedean copulas, we notice that both Clayton and Gumbel copulas display a positive dependence parameter, which means that there is a positive relationship between Mis and CAD variables. Given that the studied copulas provide different average and tail dependence characteristics; it is essential for us to select the most adequate copula to be able to test our hypothesis regarding the role that the exchange rate misalignment on the CA may play.

 **Copula selection**

Results of the tables reported below show that for the considered pair, the Student-t copula yields the smallest values of the information criteria AIC and BIC and the highest values of the LL. Therefore, the Student-t copula is the best copula to describe most adequately the dependence structure between Mis/CAD.

Table 20: Results for the LL, AIC and BIC for the Elliptical copulas

	Gaussian			Student-t		
	LL	AIC	BIC	LL	AIC	BIC
Mis-CAD	-1.4411	-0.8823	0.7813	$+\infty$	$-\infty$	$-\infty$

Source: Matlab 2019

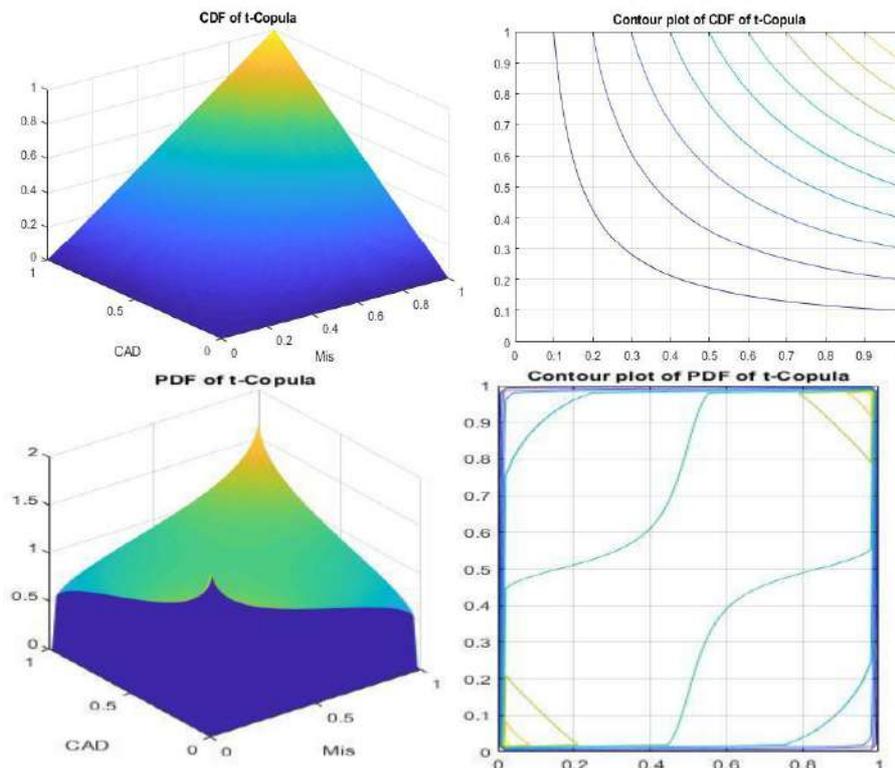
Table 21: Results for the LL, AIC and BIC for the Archimedean copulas

	Gumbel			Clayton			Frank		
	LL	AIC	BIC	LL	AIC	BIC	LL	AIC	BIC
Mis-CAD	-1.9885	-1.9769	-0.3134	-3.5446	-5.0893	-3.4257	-1.5665	-1.1330	0.5306

Source: Matlab 2019

In figure 5, we present the PDF and the CDF of the student-t copula with their contour plots.

Figure 5 : PDF and CDF of t-Copula of the pair Mis-CAD



Source: Matlab 2019

Thus we can say that RER misalignment contributes to a greater current account deficit.

2.2.5. Bivariate dependence analyses in extreme market movements

We shift our concern to investigate whether the studied period has an influence on our findings. To this end, we tend to analyze the dependence structure between Mis/CAD in times of extreme market movements obtained from the tail dependence coefficients of the selected student-t copula.

▪ The GFC and TR periods analysis

In this part we focus on the periods of sub-prime crisis and Tunisian revolution that date from 2007 to 2010 and from 2011 to 2014 respectively.

Table 22: Linear correlation

Mis-CAD	Pearson
TR	-0.0222
GFC	0.5565

Source: Matlab 2019

In Table 23 we present the Kendall and Spearman correlation coefficients.

Table 23: Rank correlation

Mis-CAD	Kendall	Spearman
TR	0	-0.2
GFC	0.6667	0.8

Source: Matlab 2019

Table 24: CML estimation of copulas parameters

Mis-CAD	Gaussian	Student-t		Gumbel	Clayton	Frank
	P	P	ν	Θ	θ	Θ
TR	0.9289	0.7850	0.5029	8.7870	0	2.8567
GFC	0.0070	0.0082	197.1535	1.4079	0.0133	0.3635

Source: Matlab 2019

Table 25: Results of the LL, AIC and BIC for the Gaussian and Student-t copulas

Mis-CAD	Gaussian			Student-t		
	LL	AIC	BIC	LL	AIC	BIC
TR	-33.1284	-64.2567	-64.8704	36.4299	-70.8597	-71.4734
GFC	-0.0032	1.9936	1.3799	$+\infty$	$-\infty$	$-\infty$

Source: Matlab 2019

Table 26: Results of the LL, AIC and BIC for the Frank, Clayton and Gumbel copulas

Mis-CAD	Gumbel			Clayton			Frank		
	LL	AIC	BIC	LL	AIC	BIC	LL	AIC	BIC
TR	-2.6569	-3.3139	-3.9276	-3.1300	-4.2600	-4.8737	-35.9759	-69.9517	-70.5655
GFC	-0.1706	1.6588	1.0451	-4.7342	-7.4685	-8.0822	-36.8729	-71.7458	-72.3595

Source: Matlab 2019

Table 27: Tail dependence

Mis-CAD	λ_L	λ_U
TR	0	0
GFC	0.5986	0.5986

Source: Matlab 2019

While Pearson correlation shows an acceptable coefficient of 0.3352, the rank correlation, which overcomes the linearity restriction, explores a relatively strong positive coefficient (0.4241) for the considered pair.

Concerning the copulas, student-t copula is found to be the most appropriate, its parameter estimation is also positive which confirms the negative effect running from the REER misalignment to the current balance.

Consequently, as a REER variability's measure, the high misalignment is, the more efficient the current balance is.

Such a link is influenced by the exchange rate system adopted: In fact, Tunisia has adopted various exchange rate policies since the collapse of the Bretton Woods system in order to maintain and improve its competitiveness. Such an aim, however, only began to be achieved when it initiated the liberalization of the dinar exchange rate. But since 2008, the CAD has experienced a continuously significant increase due to an insufficiently competitive and flexible dinar.

Then, we have shifted our concern to know, if the sign of the REER misalignment matters?

In an attempt to answer that question, we have focused on two sub-periods namely the subprime crisis and Post-Tunisian revolution period which correspond respectively to an undervaluation and an overvaluation of the dinar according to our estimation.

For the undervaluation case: Copula parameter displays a low positive coefficient of (0,007) but a stronger one in tail dependence. That means that an undervalued dinar has had an indirect negative effect on the CA.

Such an effect is manifested and amplified by other economic structural factors, such as the difficulties in public financial management since then which has led to an excessive external debt as well as to a low rate of growth and Tunisia's exports concentration.

During post-revolution period, the Mis/CAD link shows a strong positive coefficient (0.785) along with upper and lower tail in dependence: overvalued REER has directly and considerably impacted the current account balance.

Actually, when misalignment takes the form of currency overvaluation, it lowers profitability in the industries in which relative prices are reduced and thus hurting tradable activities.

Then, if export-oriented goods are uncompetitively priced due to the overvalued dinar, a current account crisis may ensue, especially since external demand for local goods is highly price elastic.

Moreover, the overvaluation leads to a systematic deterioration of the current account, especially when internal adjustment measures (such as wage compression) are not set up to correct the loss of competitiveness.

As a matter of fact, in order to overcome current deficit, Tunisian authorities have proceeded to devaluation whenever judged necessary.

Hence, it is presumed that such devaluation would initially tend to reduce the foreign prices of exports in proportion to the devaluation size. At these reduced prices, foreign demand for Tunisian exports would be increased, thus tending to bid up the foreign prices of exports part-way back toward their predevaluation levels.

Similarly, on the import side, the initial effect of the devaluation is to raise the domestic price of imports, presumably leading to some reduction in the country's demand for imports. Consequently, trade balance deficit decreases and current account follows in turn. (Sidney S. Alexander).

Depending on the degree to which a fall in the dinar pushes up Tunisia's inflation, monetary policy has to react and interest rates will rise, the resulting increase in the real interest rate of consumption implies that the price of present consumption will be relatively higher than that of future consumption. In this case, agents postpone part of consumption while increasing their savings. That supposes an improvement of the current account.

However, the devaluation is not sufficient to record a significant adjustment in the CA and that is due to several reasons: First, it needs time for depreciation to take effect. Second, the exchange rate changes pass-through to export prices in the case of Tunisia which is relatively small compared with other countries. Thirdly, the Tunisian behavior often seems to be inelastic to consumption prices. Thereby, no noticeable improvement in the current account is observed as a result of a restrictive monetary policy intervention.

Moreover, despite the improvement in the trade balance, the increase in interest payments on foreign debt due to more depreciated dinar argues the poor or the non-improvement of the current account.

Furthermore, the rise in public expenditure generates an increase in domestic demand, partly covered by imports, leading to a deterioration in the CA balance.

Eventually, in economies where inflationary expectations are not well anchored, it is difficult to achieve sustained depreciation of the real exchange rate, because the nominal depreciation will be offset by higher inflation than its trading partners.

Conclusion

The persistent current account deficit in Tunisia, especially during the last decade, brought us to study the real exchange rate misalignment impact on the current account balance.

Our finding indicates that Tunisia's REER was alternating between over and undervaluation periods with critical episodes of high misalignment (1982-1985, 1988-1990, 2006-2008 and 2015).

Despite undervaluation seems beneficial for exports and growth, it should remain at a reasonable level so as not to shake the confidence of private investors owing to inflationary pressures, which could hurt exports and growth. Similarly, overvaluation has led to a significant loss of competitiveness.

Results suggest that the real exchange-rate misalignments affect the current-account gap differently, depending on the sign and size of the exchange-rate deviation from its equilibrium value.

While Most of previous studies find that the adjustment of the current account is associated with a real depreciation of the exchange rate, we find that the RER misalignment has negative and asymmetric impact on the current account. While overvaluation of the dinar deteriorates the current account, undervaluation does not improve it.

References

- Addison, T., & Balamoune-Lutz, M. (2017). Aid, the Real Exchange Rate and Why Policy Matters: The Cases of Morocco and Tunisia. *The Journal of Development Studies*, Vol 53(7), pp.1104-1121.
- Barbe, P., Genest, C., Ghoudi, K., Remillard, B., (1996). On Kendall's process. *Journal Multivariate Analysis*. Vol 58 (2), pp.197-229.
- Ben Marzouka.T&Safra.M(1987). L'instabilité du taux de change et ses effets sur le commerce extérieur : le cas de la Tunisie et du Maroc, Vol. N. 2, pp. 19-32 ;
- Ben Mbarek.H, Rachdi.H, &Mensi.S(2011). The Effect of Central Bank Intervention on the Exchange Rate of the Tunisian Dinar in Relation to the European Currency, *Journal of Business Studies Quarterly* 2011, Vol. 2, No. 3, pp. 64-74.
- Berthomieu C., Gasperini E. & Marouani A. (2015). Les politiques de change des PSEM bilan et perspective d'ancrage à l'euro.
- Bettah.M&al. (2020). Taux de change interne et équilibre du compte courant au Maroc : analyse par la méthode de soutenabilité externe. *Revue Française d'Economie et de Gestion*, Vol n 1, pp :100-122.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity.vol. 31, pp.307-327.
- Borowski .D, Couharde.C & Thibault.F(1998). Sensibilités des taux de change d'équilibre aux output gaps et aux cibles de la balance courante, *Économie & prévision*, Vol.n° 134, pp. 71-96.
- Bououiyou, J., & Selmi, R. (2014). Exchange volatility and trade performance in Morocco and Tunisia: what have we learned so far? *Macroeconomics and Finance in Emerging Market*, Vol 8(3), pp: 244–274.
- Breymann, W., Dias, A., & Embrechts, P. (2003). Dependence structures for multivariate high-frequency data in finance. *Quantitative Finance*, vol.3 (1), pp.1–14.
- Brixiova, Z., Egert, B., &Essid, T. H. A. (2014). The Real Exchange Rate and External Competitiveness in Egypt, Morocco and Tunisia. *Review of Middle East Economics and Finance*, Vol.10(1).
- Caporale, G. M., Hadj Amor, T., &Rault, C. (2011). International financial integration and real exchange rate long-run dynamics in emerging countries: Some panel evidence. *The Journal of International Trade & Economic Development*, vol.20 (6), pp.789–808.
- Charfi, F. (2008), Equilibrium real exchange rate and misalignments: Lessons from a VAR-ECM model applied to Tunisia.vol. 55, issue 4, pp.439-464.
- Costinot, A., Roncalli, T., & Teiletche, J. (2000). Revisiting the Dependence between Financial Markets with Copulas. *Groupe de Recherche Opérationnelle, Crédit Lyonnais, Working Paper*.
- De Grauwe, P. (1988). Exchange rate variability and the slowdown in growth of international trade. *Staff Papers*, 35(1), 63-84.
- Domac.I. & Shabsigh.G(1999). Real Exchange Rate Behavior and Economic Growth: Evidence from Egypt, Jordan, Morocco, and Tunisia. *IMF Working Paper No. 99/40*.
- Dornbusch, R. (1988). Overvaluation and trade balance. *The Open Economy: Tools for Policymakers in Developing Countries*. New York: Oxford University Press for the World Bank.
- Dornbusch, R. and S. Fischer. (1980). Exchange Rates and the Current Account.*The American Economic Review*, vol.705, pp.960–71.
- Durante F., Sempì C., Sanchez J., (1985). How to prove Skolar's theorem? *EUI Working Paper RSC No. 42*.
- Ezzeddine, S. B., & Naoui, K. (2016). The Misalignment Phenomena in the Foreign Exchange Market: Evidence for the Tunisian Dinar. *The Spread of Financial Sophistication through Emerging Markets Worldwide*, Vol.32, pp. 345–360
- Gnimassoun, B. (2017). Exchange rate misalignments and the external balance under a pegged currency system. *Review of International Economics*, Vol. 25(5), pp.949– 974.

- Gnimassoun, B., & Mignon, V. (2014). Persistence of Current-account Disequilibria and Real Exchange-rate Misalignments. *Review of International Economics*, 23(1), 137–159.
- Golub, S. S. (1981). Testing for the effect of current-account “news” on exchange rates. *Economics Letters*, vol. 7(3), pp.273–279.
- Gourieroux CH., Monfort A.,(1996). Statistique et modèles économétriques. 2^{ème} Edition, *Economica* 7,45-61.
- Gumbel, E.J., (1960). Bivariate exponential distributions. *Journal of the American Statistical Association* 55, 698-707.
- Hermet, F., Hoarau, J.-F., & Nurbel, A. (2011). Exchange rate misalignment and current account sustainability: The Australian experience. *Journal of Business & Economics Research (JBER)*, vol.2(3).
- Iyoboyi, M., & Muftau, O. (2014). Impact of exchange rate depreciation on the balance of payments: Empirical evidence from Nigeria. *Cogent Economics & Finance*, Vol.2(1).
- James S. , Kefilwe D. Moaisi & N. Narayana. (2015). Estimating the determinants of equilibrium exchange rate in Botswana. *Asian-African Journal of Economics and Econometrics*, vol.15, pp.147- 161
- Jérôme.D, Gilles.D,& Laurent.M.(1994). Les théories explicatives du taux de change : de Cassel au début des années quatre-vingt., *Revue française d'économie*, volume 9, n°3. pp. 53-111.
- Karfakis, C., & Kim, S.-J. (1995). Exchange rates, interest rates and current account news: some evidence from Australia. *Journal of International Money and Finance*, vol. 14(4), pp. 575-595
- Klugman S.A., Parsa,R., (1999). Fitting bivariate loss distributions with copulas. *Insurance: Mathematics and Economics* 24(1-2),139-148
- MacDonald, R. (1998). What determines real exchange rates? The long and the short of it. In *Equilibrium Exchange Rates*, Springer, Dordrecht.,pp. 241-284).
- Mahraddika, W. (2020). Real exchange rate misalignment in developing countries: The role of exchange rate flexibility and capital account openness. *International Economics*, Vol 163, pp. 1-24.
- Marie Brook.A, Sédillot.F., & Ollivaud.P(2004). Les défis de la réduction du déficit de balance courante des États-Unis et conséquences pour les autres économies. *Revue économique de l'OCDE*, Vol.no38), pp 175 - 205
- Milesi-Ferretti, G. M., & Razin, A. (1996). Persistent Current Account Deficits: a Warning Signal? *International Journal of Finance & Economics*,vol. 1(3), pp : 161– 181.
- Nelsen, R.B., (1999). *An Introduction to Copulas.*, Springer, NewYork.
- Obstfeld, M. (1980). Intermediate imports, the terms of trade, and the dynamics of the exchange rate and current account. *Journal of International Economics*, Vol.10 (4), pp. 461–480.
- Pattichis, C., Maratheftis, M., & Zenios, S. A. (2007). Is the Cyprus Pound Real Effective Exchange Rate Misaligned ? A BEER Approach. *International Economic Journal*, vol.21(1), pp.133–154.
- Plackett, R. (1965). A class of bivariate distributions. *Journal of the American*.vol.60, pp.516– 522.
- Rajan, R. S., Sen, R., & Siregar, R. Y. (2004). Misalignment of the Baht and its Trade Balance Consequences for Thailand in the 1980s and 1990s. *World Economy*, 27(7), 985–1012.
- Roldós, J. E. (1997). On gradual disinflation, the real exchange rate, and the current account. *Journal of International Money and Finance*, vol. 16(1), pp.37–54.
- Rubaszek, M. (2004). *A Model of Balance of Payments Equilibrium Exchange Rate*. *Eastern European Economics*,vol. 42(3), pp. 5–22.
- Sarno, L., & Taylor, M. P. (2002). *The economics of exchange rates*. Cambridge University Press.
- Schirmacher, D., Schirmacher, E., (2008). *Multivariate Dependence Modeling Using Pair-Copulas*. Liberty Mutual Group.
- Schnatz, B. (2011). Global imbalances and the pretense of knowing fundamental equilibrium exchange rates. *Pacific Economic Review*, vol. 16(5), pp.604–61534.

- Sfia M.D (2006). Tunisia: Sources of Real Exchange Rate Fluctuations. William Davidson Institute Working Paper, Number 880
- Shih H. and Louis A., 1995, Inferences on the Association Parameter in Copula Models for Bivariate Survival Data. *Biometrics*, 51, N 4, 1384-1399.
- Song, C.-Y. (1997). The Real Exchange Rate and the Current Account Balance in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 11(2), pp.143–184.
- Viaene, J. M., & de Vries, C. (1992). International trade and exchange rate volatility. *European Economic Review*, pp.1311-1321.
- Viaene, J. M., & Vries De, C. G. (1987). Exchange Rate Volatility and International Trade (No. 8743).
- Wang, X. (2018). Export Structure Effect of Outward FDI of Sichuan Province of China. *International Journal of Economics and Finance*, Vol.10(9), pp.181.
- Wilmots, A.(2003). De Bourguiba à Ben Ali : l'étonnant parcours économique de la Tunisie (1960-2000) : essai, Collection Histoire et perspectives méditerranéennes.
- Zouhaier, H., Hniya, S., & Lafi, M. (2019). Equilibrium real exchange rates and capital flows in Tunisia. *International Journal of Economics and Financial Issues*, vol 9(6),pp. 232–242.

Impact du passage aux normes IFRS pour le secteur des assurances : Cas de la Réévaluation de l'actif de placement d'une compagnie d'assurance Tunisienne

Mohamed Ali Trabelsi
Assurances MAGHREBIA Tunisie



Résumé

La transition attendue du secteur des assurances en Tunisie vers les normes IFRS nécessite la préparation d'une feuille de route pour être à la hauteur des enjeux multiples et importants non seulement sur la comptabilité et la communication financière, mais également sur les plans opérationnels, organisationnels et stratégiques.

Ce travail vise à déterminer l'impact de la réévaluation de l'actif de placement selon les normes IFRS sur les résultats d'une compagnie d'assurance tunisienne en passant d'une évaluation basée sur le principe du « coût historique » à une évaluation basée sur la « valeur économique » des actifs.

Les résultats de la présente étude ont montré l'existence des écarts de réévaluation touchant les différentes lignes réévaluées, ce qui implique principalement qu'une réallocation stratégique et tactique de l'actif de placement de la compagnie devrait être engagée préalablement à la transition afin d'éviter les impacts susceptibles de peser lourdement sur l'équilibre financier de la compagnie.

Mots clés : IFRS 9, IAS 40, Juste valeur, Coût amorti, Coût historique, Ecart de réévaluation, Actif de placement

Abstract

The expected transition of the insurance sector in Tunisia to IFRS requires the preparation of a roadmap to meet the multiple and important challenges not only on accounting and financial communication, but also on operational, organizational and strategic levels.

This work aims to determine the impact of the revaluation of the investment asset according to IFRS standards on the results of a Tunisian insurance company by moving from a valuation based on the principle of "historical cost" to a valuation based on the "economic value" of the assets.

The results of this study have shown the existence of revaluation differences affecting the revalued lines which mainly implies that a strategic and tactical reallocation of the company's investment assets should be undertaken prior to the transition in order to avoid the impacts that could weigh heavily on the financial balance of the company.

Keywords: IFRS 9, IAS 40, Fair value, Amortized cost, historical cost, Revaluation difference, Investment asset

Introduction

La rapide évolution réglementaire en matière de doctrine comptable et financière est assez fréquente, notamment celle liée aux travaux de l'IASB. Ceci nécessite de la part des équipes des différentes compagnies qui appliquent ou qui vont appliquer les normes IFRS, une attention permanente et une très forte réactivité afin de pouvoir anticiper les impacts éventuels de ces normes sur leurs entreprises et les mettre en application.

Dans ce contexte, la transition du secteur des assurances en Tunisie vers les normes IFRS va permettre aux compagnies d'assurance de la place de bénéficier d'un ensemble d'atouts à l'instar d'avoir un système comptable et financier harmonisé avec celui existant à l'échelle mondiale, une comparaison plus aisée des notations des différentes sociétés, une gestion plus prudente caractérisée par des investissements à long terme moins volatils et plus sûrs, une plus grande transparence et une meilleure communication en matière d'information, une visibilité claire de l'exposition aux risques de chaque compagnie d'assurance, une tenue des comptes non basée sur des normes juridiques figées mais plutôt sur la réalité économique,...

Ce qui a motivé l'élaboration de ce travail peut se récapituler principalement en trois points :

Tout d'abord, en Tunisie, le secteur financier est en phase de transition vers un nouveau référentiel et donc nous avons intérêt à évoquer l'instauration d'une bonne gouvernance pour le secteur financier, un pilier de l'économie nationale, notamment en ayant recours à des outils modernes pour le reporting permettant de fournir une information transparente, claire et lisible aux dirigeants, investisseurs, aux petits porteurs et aux différentes parties prenantes.

En outre, les travaux existant dans la littérature financière et comptable se sont intéressés au sujet de la transition du secteur des assurances vers les normes IFRS en misant plutôt sur des problématiques en rapport avec le passif du bilan, et même s'il existe des parties au niveau de certains travaux qui touchent à l'actif, ce sont surtout des projections établies à l'aide d'un modèle statistique et donc c'est bénéfique d'enrichir la littérature comptable et financière en évoquant la réévaluation de l'actif de placement au niveau des compagnies d'assurance.

Finalement, la révision des business modèles des compagnies d'assurance en Tunisie qui va accompagner la phase de transition aux normes IFRS en passant d'un modèle qui provisionne après constatations des risques à un modèle qui anticipe et prédit les perspectives et les démarches à entreprendre nécessite certainement la compréhension de la tendance de l'écart de réévaluation.

Ce travail porte sur l'impact de la réévaluation de l'actif de placement selon les normes IFRS sur les résultats d'une compagnie d'assurance tunisienne en passant du principe du coût historique à celui de la juste valeur.

Ceci nous amène à viser deux principaux objectifs à savoir :

- Etudier l'impact de l'écart de réévaluation « IFRS-coût historique » sur les résultats de la compagnie pour les exercices étudiés
- Etudier l'impact de l'écart de réévaluation « IFRS-coût historique » sur les ratios en relation avec l'actif de placement de la compagnie

Dans le premier paragraphe de ce papier, nous présentons le cadre normatif comptable pour les assurances. Dans le second, nous essayons de synthétiser les études antérieures ayant pour objectif d'étudier l'impact du passage aux normes IFRS dans ce secteur très peu étudié surtout dans les pays émergents. Le troisième paragraphe est dédié à la présentation et l'interprétation des résultats de notre étude ayant porté sur le cas d'une compagnie d'Assurance Tunisienne.

1. Cadre réglementaire comptable pour les compagnies d'assurances

1.1. Normes IFRS pour les compagnies d'assurance : IFRS 17 & IFRS 9

Nous présentons dans ce qui suit les deux principales normes IFRS traitant l'activité d'assurance, à savoir la norme IFRS 17 « contrats d'assurance » et la norme IFRS 9 « instruments financiers »,

▪ IFRS 17

Le premier objectif de la norme IFRS 17 est de rendre la comptabilisation des contrats d'assurance plus cohérente. En effet, les [préconisations de la norme IFRS 17](#) doivent permettre aux investisseurs d'obtenir des informations à jour sur les obligations, les risques liés et la performance des contrats d'assurance. Il s'agit également d'augmenter la transparence de l'information financière tout en facilitant les comparaisons à l'intérieur du secteur des assurances ou avec des entités d'autres secteurs d'activité.

La norme IFRS 17 permet également de prévoir une information transparente sur la situation financière, les positions de risque et la performance de la compagnie d'assurance en reposant sur trois piliers qui sont la valeur de l'obligation d'assurance, la comptabilisation des produits et la performance

de l'assurance. L'assureur doit ainsi faire apparaître dans ses états financiers, les obligations nées des contrats d'assurance.

▪ IFRS 9

Cette norme s'articule autour de 4 axes :

- La classification et la mesure des actifs financiers qui se fait selon deux critères :
- Le modèle économique
- Les caractéristiques des flux de trésorerie des actifs financiers considérés

Nous distinguons selon ces deux critères trois classes d'actifs financiers : ceux évalués au coût amorti, à la juste valeur par capitaux propres et à la juste valeur par résultat qui devient la catégorie par défaut.

- Nouveau modèle de « pertes sur créances attendues » :

Les entités comptabilisent leurs pertes de crédits prévus dès le moment où les produits financiers sont comptabilisés et que les pertes attendues soient comptabilisées pour toute la durée de vie du prêt sur une base plus régulière.

- Reclassement :

La nouvelle orientation de la norme IFRS 9 indique que si, et seulement si, une entité modifie son modèle d'affaires pour la gestion des actifs financiers, elle doit reclasser l'ensemble des actifs financiers concernés dans de nouvelles catégories. Mais elle n'est pas tenue de reclasser les passifs financiers.

- Comptabilité de couverture :

Le nouveau modèle décrit une révision importante de la comptabilité de couverture qui ordonne le traitement comptable sur les activités de gestion des risques, permettant ainsi aux entités de mieux rendre compte de ces activités dans leurs états financiers.

1.2. Comparaison des référentiels

Nous présentons dans ce qui suit les principales divergences entre les deux référentiels régissant le secteur d'assurance en Tunisie et selon les normes IFRS.

1.2.1. Coût historique Vs Juste valeur

▪ Coût historique

L'approche du coût historique est basée sur :

- Enregistrement des éléments du bilan à leur coût d'entrée qui reste fixe et qui correspond au montant de trésorerie ou d'équivalents de trésorerie payé.
- Principe de prudence qui interdit la constatation des éventuels accroissements (sous-évaluation de certains actifs).
- La valeur historique, perd plus ou moins rapidement sa signification économique avec le facteur temps (Problème d'évaluation à chaque clôture d'exercice).

Deux critiques majeures sont avancées à l'évaluation qui se base sur le coût historique. La première c'est qu'il n'y a pas de dépréciation systématique de la valeur des actifs. A l'exception des cas d'usure et d'obsolescence, c'est au dirigeant de juger la perte latente sur un actif donné et de constater ainsi le montant d'ajustement soit en provisions pour restructuration soit en provisions pour dépréciation.

Quant à la deuxième critique, elle consiste en la subjectivité des évaluations à la date d'inventaire. En effet, une grande marge de manœuvre est laissée aux dirigeants dans le calcul du résultat comptable qui permettrait de le déguiser en sous-évaluant par exemple les pertes latentes au niveau des comptes, de manière à gonfler le résultat de l'exercice...

▪ Juste valeur

L'approche d'évaluation à la juste valeur se fait cas par cas. En effet :

- En cas de présence d'un marché actif, la juste valeur correspond au prix auquel se négocie l'actif en question sur ce marché.

○À défaut d'un marché actif, il est nécessaire d'utiliser un modèle d'évaluation reconnu pour pouvoir estimer la juste valeur.

○Si le prix de la transaction est différent de la juste valeur alors la perte ou le gain correspondant s'enregistre immédiatement en résultat net de l'exercice sauf dispositions contraires de la norme en question.

○La valeur de l'actif devait être réestimée de manière régulière en fonction des fluctuations du marché ou, le cas échéant, elle fait l'objet d'une révision des prévisions des cash-flows.

1.2.2. Normes comptables tunisiennes Vs normes IFRS

Les normes tunisiennes se basent sur les principes de prudence et de l'évaluation au coût historique et elles regroupent les placements en 3 catégories homogènes (mêmes règles, mêmes principes et mêmes caractéristiques) à savoir les placements immobiliers, les titres à revenu fixe et les titres à revenu variable.

Quant aux normes IFRS, elles se basent sur le principe de la valeur économique. Les actifs financiers classés selon deux critères qui sont le modèle économique de gestion et les caractéristiques des flux de trésorerie contractuels. Ainsi, en fonction de ces deux critères, nous distinguons :

○Les actifs évalués au coût amorti : actifs financiers détenus uniquement pour encaisser des flux de trésorerie contractuels.

○Les actifs évalués à la juste valeur par le biais des autres éléments du résultat global : actifs financiers détenus à la fois, pour encaisser des flux de trésorerie contractuels et pour être vendus.

○Les actifs évalués à la juste valeur par le biais du résultat net : actifs financiers qui ne sont détenus dans aucun cadre des deux modèles économiques ci-dessus.

Pour ce qui est des bilans, celui du référentiel tunisien est composé des actifs évalués au coût historique ainsi que des capitaux propres et des provisions techniques sociales. En revanche les actifs des bilans des compagnies d'assurances selon les normes IFRS sont constitués des actifs évalués au coût amorti, à la juste valeur par OCI (Other Comprehensive Income) et à la juste valeur par résultat net. Quant aux passifs, ils sont composés des capitaux propres, de la marge de services contractuelle, de l'ajustement pour risques non financiers, de la valeur temps de l'argent et finalement de la « best-estimate » des passifs.

2. Littérature sur la transition des assureurs aux normes IFRS

Dans cette partie, nous allons présenter les principaux résultats des travaux de recherche qui ont été effectués sur le sujet de la transition vers les normes IFRS en abordant le cas des compagnies d'assurance vie et non vie tout en touchant aux normes IFRS 4 phase II, IFRS 17 et IFRS 9.

2.1. Incidence d'une évaluation à la juste valeur sur les états financiers

Obert (2013) a étudié l'incidence de la juste valeur sur les états financiers en analysant les états financiers consolidés de l'exercice 2011 de six grandes compagnies françaises. L'auteur a choisi quatre entreprises industrielles et commerciales (Total, Renault, Danone, Carrefour), une banque (BNP Paribas) et une compagnie d'assurance (Groupe Axa). Il s'est limité à l'impact que pouvait avoir une évaluation à la juste valeur différente de celle qui existe dans les normes comptables françaises.

L'étude a montré qu'à l'exception des banques et des compagnies d'assurance, l'évaluation à la juste valeur qui diffère de celle des normes comptables françaises a peu d'influence sur les valeurs des actifs, des passifs, des capitaux propres, du résultat net et du résultat global des entités.

En effet, pour le groupe bancaire BNP Paribas, plus de 50 % des actifs et 40 % des dettes s'évaluent à la juste valeur, près de 60 % du résultat net provient d'une évaluation à la juste valeur et plus de 30 % du résultat global provient des variations d'actifs et passifs financiers comptabilisées directement en capitaux propres.

Pareil pour le groupe d'assurance Axa, plus de 50 % des actifs sont évalués à la juste valeur et près de 80 % du résultat global provient des variations d'actifs et passifs financiers qui sont directement comptabilisées en capitaux propres.

2.2. IFRS 4 Phase II : Mise en œuvre pour une compagnie d'assurance non vie

Kévin (2015), a essayé de mettre en avant les mécanismes retenus par l'IASB pour la comptabilisation des contrats d'assurance en montrant la façon avec laquelle la présentation des états financiers, selon la norme IFRS 4 phase II, va permettre aux différents utilisateurs d'identifier les performances de l'entité et les risques qui lui ont été transférés. L'auteur s'est intéressé aussi aux problématiques opérationnelles qui vont affecter les compagnies d'assurance à cause de l'implémentation de cette norme.

Pour ce faire, la méthodologie adoptée consiste tout d'abord à appliquer la norme IFRS 4 phase II sur un portefeuille d'assurance construction en se basant sur des données fournies par une compagnie d'assurance sur la période allant de l'année 2000 à l'année 2014 et d'identifier les difficultés rencontrées. Ensuite, pour apporter une éventuelle réponse à la problématique opérationnelle de l'implémentation de cette norme, l'auteur a effectué une analyse comparative avec la directive Solvabilité afin de repérer les points de convergence qui pourraient être exploités par les compagnies d'assurance lors de la mise en œuvre de la norme IFRS 4 phase II.

Les données utilisées par l'auteur sont les suivantes :

- Provisions PSAP dossier par dossier, des IBNR¹ et des PSNEM².
- Des données sur le taux moyen de souscription indiquant l'évolution tarifaire propre à la compagnie étudiée.
- Des données informant sur la cadence des règlements souhaitée par l'entité.
- Triangle cumulé des primes acquises ventilées par DROC³.
- Triangle des charges cumulées, nettes de recours, retraitées des sinistres graves ventilées par DROC.
- Triangle des règlements cumulés, nets de recours, retraités des sinistres graves ventilés par DROC.

Après un travail préliminaire de cadrage des données entre les triangles communiqués et le fichier de contrôle issu du système de gestion de l'entreprise en comparant les montants au niveau des deux bases afin de détecter une éventuelle erreur sur les données observées à la date d'inventaire de l'exercice 2014, l'auteur a estimé que les données reçues sont fiables pour qu'il puisse évaluer aussi bien la provision Best Estimate⁴ du contrat dommage à l'ouvrage que l'ensemble du passif d'assurance.

L'application de la norme IFRS 4 à un produit d'assurance construction a montré que les assureurs sont appelés à l'adaptation de leur système de gestion des données afin d'optimiser l'évaluation de leur passif. Ceci implique la nécessité de distinction entre flux futurs liés à l'engagement passé et flux futurs liés à l'engagement restant, et ainsi un retraitement permanent des triangles.

En outre, l'entité est appelée à la fois à réaliser une évaluation initiale pour ce qui est des nouveaux contrats en cours d'exercice, et de faire les ajustements nécessaires pour les contrats déjà souscrits avant l'exercice en question. Les compagnies d'assurance réalisent chaque année une réévaluation de leur passif en intégrant l'information observable à la date d'inventaire. Ainsi, à cause de la nécessité d'effectuer une évaluation rétroactive à chaque exercice, les entités seront amenées à établir un stockage des données pour un volume qui ne cesse de s'élargir tant que le contrat est encore valable.

¹ Incurred But Not Yet Reported

² Provisions pour sinistres non encore manifestés : provision spécifique à l'assurance construction au titre des sinistres qui restent à venir, pour la période de couverture restante au-delà de la date d'inventaire.

³ Date réglementaire d'ouverture de chantier

⁴ La provision Best Estimate correspond à la somme de l'ensemble des flux futurs actualisés et probabilisés

D'autre part, l'auteur a conclu qu'un véritable obstacle pour la mise en œuvre des principes et mécanismes comptables s'instaure par le manque de communication sur les spécificités techniques de la nouvelle norme en matière d'informations précises pour la détermination des taux d'intérêt, pour l'ajustement au titre du risque, pour juger la pertinence des chiffres calculés... Ceci poussera les assureurs à réaliser certains rapprochements sur des points techniques en ayant recours à d'autres référentiels à l'instar de la directive Solvabilité II.

2.3. La volatilité du résultat IFRS suite à une application de la future norme IFRS 17 à un portefeuille de contrats d'Épargne Euro

Lejeune (2018) a appliqué la norme IFRS 17 à un portefeuille des contrats d'épargne en euros dans le but d'étudier la volatilité du résultat de la compagnie d'assurance commercialisant ce produit tout en appliquant la norme IFRS 9 pour ce qui est de l'évaluation des actifs du bilan.

En effet, l'auteur a développé à l'aide du logiciel R, un modèle de gestion actif-passif permettant la projection du passif, de l'actif ainsi que les différentes interactions actif-passif en suivant la méthode Variable Fee Approach, afin de produire et de projeter le bilan et le compte de résultat aussi bien selon le référentiel IFRS que par les normes françaises.

Le modèle développé permet annuellement de :

- Générer des scénarios économiques.
- Projeter l'activité de l'assureur dans chaque scénario secondaire et jusqu'à la fin de la période de projection. Ceci s'illustre en procédant à valoriser l'actif et à calculer les produits financiers, en revalorisant les prestations garanties, en déterminant les variations de la provision pour participation aux bénéficiaires, en tenant compte du paiement des flux de trésorerie des contrats et en effectuant la réallocation de l'actif de la compagnie d'assurance.
 - Calculer la valeur actuelle des flux futurs de chaque scénario
 - Evaluer et analyser les mouvements des provisions selon la norme IFRS 17.
 - Déterminer les produits financiers et la variation de la juste valeur des actifs selon la norme IFRS 9.
- Construire et présenter le bilan et le compte de résultat selon les normes IFRS et françaises.

L'apport de ce travail consiste à mesurer l'impact des chocs techniques et financiers sur les résultats techniques de l'assureur en normes IFRS et françaises. En considérant la volatilité du résultat comme étant l'écart enregistré à chaque situation entre le résultat dans le scénario central et celui de chaque scénario en question, il a conclu qu'en normes IFRS, la volatilité du résultat technique est moindre et plus lissée que celle prévue en se basant sur les normes françaises. Ceci est justifié par l'amortissement de la marge sur services contractuels dans le résultat en normes IFRS. En revanche, au niveau du résultat IFRS, la reconnaissance des groupes de contrats déficitaires entraîne une asymétrie de la distribution de ce résultat, ce qui se traduit par une hausse de la volatilité du résultat IFRS.

D'autre part, ce travail a montré que certaines actions de gestion et du management ont un impact sur la volatilité du résultat. En effet, en comparant les conséquences du choix du facteur d'amortissement de la marge sur services contractuels sur la volatilité du résultat technique IFRS, il a été prouvé que le choix d'amortissement de la CSM (marge de services contractuelle) par la provision mathématique d'ouverture ou par la durée des flux de trésorerie a un impact similaire sur la volatilité du résultat technique IFRS de la compagnie d'assurance étudiée.

En outre, l'amortissement de la CSM selon les résultats techniques en normes françaises permet de faire confondre les tendances des résultats techniques selon les deux référentiels.

Pour le pilotage de cette volatilité, les compagnies d'assurance pourraient :

- Adapter les critères d'amortissement de la CSM.
- Adapter leur allocation d'actif.
- Adapter leurs choix de comptabilisation des actifs sous IFRS 9.

- Utiliser des dérivés pour se prémunir contre le risque que ses contrats deviennent déficitaires.

Cependant, le fait de multiplier les pratiques hétérogènes pour piloter la volatilité pourrait nuire à l'objectif de la norme IFRS 17 concernant la comparaison des performances financières des compagnies d'assurance. Ceci fait que la marge de manœuvre sur ces choix de comptabilisation devrait être adéquate au rythme de la mise en pratique de cette norme dans les compagnies d'assurance.

2.4. Mise en application de la norme IFRS 17 à un portefeuille d'assurance responsabilité civile automobile corporelle

Georget (2019) a appliqué sur un portefeuille d'assurance responsabilité civile automobile corporelle sur la période allant de 2002 jusqu'à 2017, le modèle général (BBA- Building Block Approach) proposé par la norme IFRS 17, applicable aux contrats non participatifs. L'auteur a analysé les interactions entre le compte de résultat et le passif d'assurance, puis il a étudié les mouvements des différents postes du compte de résultat et du passif du bilan en se positionnant sous une hypothèse de sur-sinistralité.

Ensuite, l'auteur a étudié l'impact de la mise en place de la norme IFRS 17 pour les compagnies d'assurance et ce en menant tout d'abord une étude qui porte sur le changement de taux d'actualisation et une deuxième étude qui s'intéresse au changement de la méthode de calcul de l'ajustement pour risque non financier. Finalement, l'auteur a évoqué l'étape de la première implémentation tout en s'intéressant aux challenges de la mise en place inter-normes IFRS 9 / IFRS 17.

En effet l'auteur a utilisé des données qui concernent le passif du bilan de la compagnie d'assurance et ce en distinguant deux catégories de sinistres, à savoir ceux qui dépassent les 3 million d'euros et ceux qui sont inférieurs à ce montant. Ainsi, les données comportent :

- Des triangles de règlements cumulés nets de recours pour les deux catégories des sinistres.
- Des triangles de provisions nets de recours pour les sinistres supérieurs à 3 millions d'euros
- Des primes acquises
- Triangles des nombres des sinistres pour les deux catégories
- Triangle des coûts moyens des sinistres supérieurs à 3 millions d'euros.
- Concernant les méthodes utilisées pour l'évaluation des postes du passif d'assurance, l'auteur a eu recours à :
 - La méthode Chain-Ladder en corrigeant, sous avis d'expert, les coefficients de passage individuels extrêmes.
 - Les modèles statistiques Tail Factor afin de déterminer les derniers règlements pour le prolongement de l'année de développement de N+12 à N+16.
 - La projection des ratios P/C5 pour estimer les flux de trésorerie futurs au titre des sinistres non encore survenus.
 - La méthode du coût du capital (CoC) utilisée en norme Solvabilité 2 pour évaluer l'ajustement pour risque.
- Ensuite, pour étudier les impacts du changement de taux d'actualisation et du changement de la méthode de calcul de l'ajustement pour risque non financier, l'auteur a :
 - Actualisé les flux futurs de trésorerie avec la courbe des taux sans risques « Volatility Adjustment » fournie par l'EIOPA⁶
 - Changé la méthode de calcul de l'ajustement pour risque en passant vers une méthode basée sur l'approche « Bootstrap ».

⁵ Le ratio des frais de souscription en assurance de dommages mesure le total des dépenses d'exploitation de la société (excluant les pertes de sinistres ou les frais de règlement des sinistres) par rapport au total des primes d'assurance de dommages acquises au cours de la même période.

⁶ L'Autorité européenne des assurances et des pensions professionnelles

Le principal résultat obtenu par ce travail est que même un simple ajustement du taux d'actualisation peut avoir un impact important sur le résultat de l'assureur. Pareil pour le choix de la méthode d'évaluation de l'ajustement pour risque non financier.

Certes, la norme IFRS 17 est assez complète par rapport à l'IFRS 4, mais quand même elle n'impose aucune règle quant aux méthodes d'évaluation de l'ajustement pour risque non financier. Ainsi, si les compagnies d'assurance devant se conformer à la norme IFRS 17 n'adoptent pas exactement les mêmes méthodes d'évaluation, les états financiers pourraient connaître une forte variabilité.

2.5. Application de la norme IFRS 9 par les assureurs européens

Le décalage des dates d'entrée en vigueur des deux normes IFRS 9 et IFRS 17 peut induire une instabilité au niveau des profits et des pertes. Sous certaines conditions, les assureurs pourront choisir entre différer⁷ ou ne pas différer⁸ l'application de la norme IFRS 9 jusqu'à l'entrée en vigueur de la norme IFRS 17 prévue au départ pour janvier 2021 et actuellement pour janvier 2022.

Dans ce cadre-là, une étude menée par Mazars (organisation indépendante d'audit, de conseil et de services aux entreprises) sous le titre de « IFRS 9 : Benchmark des assureurs européens » a porté sur les avancées dans la mise en œuvre de la norme IFRS 9 dans les compagnies d'assurance en Europe et les impacts attendus sur la base des états financiers à fin 2017.

Le panel était composé de 16 groupes d'assurance et de réassurance européens, dont deux sociétés suisses publiant leurs états financiers selon le référentiel IFRS.

15 groupes parmi les 16 investigués ont opté pour le différé d'application au niveau consolidé, de sorte que la norme IFRS 9 ne sera appliquée qu'à compter des états financiers de 2021 contre un seul groupe du panel qui commencera l'application de cette norme à compter de 2018, car la norme IFRS 9 est particulièrement pertinente pour ses activités de financement.

La majorité des entités du panel font explicitement état du fait qu'elles remplissent les critères d'éligibilité au différé d'IFRS 9 prévus dans la norme IFRS 4.

En effet, les assureurs voulant différer l'application de la norme IFRS 9 devront passer un « prédominance test » pour déterminer la part de passif d'assurance par rapport au total bilan de l'entité.

Une compagnie d'assurance est qualifiée comme entité à dominante assurantielle si :

- Le ratio de prédominance est supérieur à 90%
- Le ratio de prédominance est compris entre 80 et 90% et l'entité peut fournir la preuve que ses activités non liées à l'assurance ne sont pas significatives.
- Le ratio de prédominance s'obtient en divisant la somme des valeurs comptables du passif lié à l'assurance par la somme totale des valeurs comptables.

Selon la présente étude, uniquement 27 % des assureurs qui ont opté pour le différé ont une indication sur le niveau de leur ratio de prédominance et seulement deux groupes (Generali et SCOR) ont fourni une liste complète des différents passifs liés aux activités d'assurance qui sont inclus dans le numérateur du ratio de prédominance.

La moitié des compagnies investiguées ont fourni des informations sur les avancées réalisées pour la mise en œuvre de la norme IFRS 9 avec un niveau de détail fourni qui est assez hétérogène entre ces 8 entités. En effet, les défis clés auxquels les groupes devront faire face et qui ont été mentionnés à plusieurs reprises par ces assureurs sont principalement :

- Les interactions avec la norme IFRS 17.

⁷ « Deferral approach » : les entités ayant une activité dominante liée à l'assurance ont la possibilité d'appliquer IAS 39 à tous ses actifs financiers. Mais une filiale publiant des états financiers individuels doit appliquer la norme IFRS 9.

⁸ « Overlay approach » : s'applique aux instruments financiers liés aux contrats d'assurance et comptabilisés à leur juste valeur dans IFRS 9. Cette approche apporte de la transparence et de la cohérence dans le bilan et supprime l'instabilité du P&L.

- Les informations à fournir en annexe sur le différé d'IFRS 9.
- Les travaux liés aux dépréciations.

Quant aux impacts prévus pour la première application de la norme IFRS 9, seulement 5 groupes ont fourni des informations spécifiques. Cette approche prudente s'explique par certains de ces groupes par le fait qu'il y aura des interactions avec la nouvelle norme IFRS 17 et qui ne sont pas encore appréhendés.

3. Réévaluation de l'actif de placement d'une compagnie D'assurance tunisienne selon les normes IFRS

Les données traitées dans le présent travail sont collectées au niveau du département financier de la compagnie d'assurance tunisienne étudiée et elles concernent les exercices comptables 2014, 2015 et 2016. Les lignes concernées par la réévaluation selon le principe de la juste valeur sont les suivantes :

- Titres émis par l'Etat ou jouissant de sa garantie
- Emprunt obligataire
- Placements immobiliers
- Actions cotées
- Parts dans les OPCVM
- Parts dans les SICAR
- Actions et titres non cotés

3.1. Méthodologie de recherche

Notre démarche est basée principalement sur le chapitre 5 de la norme IFRS 9 qui traite l'évaluation des actifs financiers ainsi que la norme IAS 40 « Immeubles de placement »

Pour le traitement des BTA, nous avons opté pour deux méthodes de réévaluation différentes dans le but d'étudier l'impact du choix de la méthode d'évaluation qui dépend elle-même du choix du modèle économique pour lequel la compagnie d'assurance opte.

Tout d'abord, nous avons utilisé le modèle de la juste valeur et ce en nous basant sur le prix pied de coupon qui figure sur la courbe des taux communiquée par le CMF (conseil du marché financier) à chaque date d'inventaire pour chaque titre.

Quant à la deuxième méthode, elle consiste à calculer le taux d'intérêt effectif pour chaque titre et donc le modèle retenu est celui du coût amorti.

Les emprunts obligataires ont été réévalués en nous basant sur le modèle du coût amorti par la méthode du TIE.

Pour ce qui est des placements immobiliers, nous nous sommes basés sur une réévaluation du portefeuille immobilier de la compagnie qui a été effectuée en 2019 par des experts.

Ainsi, la juste valeur se détermine sur la base de cette valeur réévaluée en 2019 et du taux de croissance du prix de l'immobilier en Tunisie d'une année à l'autre. (IFRS 13, IAS 40)

Nous avons supposé que les actions cotées ne sont pas détenues en vue de la vente à court terme pour réaliser des plus-values mais elles sont plutôt à garder pour des périodes dépassant une année. Ainsi, les actions cotées seront classées dans la catégorie juste valeur par le biais des autres éléments du résultat global (Par Option).

Pour les parts dans les OPCVM, les parts dans les SICAR et les actions et titres non cotés, faute d'existence d'informations pertinentes sur chacun de ces trois marchés, nous avons eu recours à la valeur mathématique de chacun de ces actifs financiers en nous basant sur l'évaluation effectuée par un intermédiaire en bourse. (Paragraphe 4.1.2A de la norme IFRS 9).

3.2. Résultats obtenus suite à la réévaluation de l'actif de placement d'une compagnie d'assurance tunisienne

Dans la partie suivante nous allons présenter tout d'abord les résultats d'un seul exercice comptable (le même traitement se fait pour les autres exercices) ensuite nous allons nous intéresser à l'évolution de l'écart de réévaluation d'une année à l'autre et finalement nous allons terminer par l'étude de l'impact de la réévaluation sur les ratios en relation avec l'actif de placement.

3.2.1. Présentation des résultats par exercice comptable

Les deux tableaux suivants récapitulent les résultats des différents traitements de réévaluation effectués sur l'actif de placement de la compagnie d'assurance étudiée à la clôture de l'exercice comptable 2014 en utilisant deux bases différentes pour la réévaluation des titres émis par l'Etat ou jouissant de sa garantie selon les normes IFRS, à savoir le modèle du coût amorti (BTA réévalués avec TIE) et le modèle de la juste valeur (BTA réévalués avec la courbe du taux).

Tableau N° 1 : Traitements 2014 : BTA réévalués avec la courbe des taux

Designation des actifs	Coût d'entrée au bilan	Valeur de remboursement	Valeur d'usage	Valeur nette au bilan	Plus value latente	Valeur selon IFRS 9	Ecart IFRS-CH
Titres émis par l'Etat ou jouissant de sa garantie	41 013 896,760	40 682 250,000	41 824 806,928	41 013 896,760	928 517,980	40 007 785,675	-1 006 111,085
Emprunts obligataires	14 946 779,650	14 946 779,650	15 408 636,100	14 946 779,650	461 856,450	14 992 661,699	45 882,049
Placements immobiliers	24 526 422,233	0,000	24 526 422,233	16 401 233,469	0,000	42 742 974,827	26 341 741,358
Actions cotées	21 247 144,229	0,000	27 604 384,735	20 605 762,062	6 998 622,673	28 722 915,528	1 118 530,793
Parts dans les OPCVM	7 838 854,062	0,000	8 008 962,772	7 822 668,848	186 293,924	8 008 962,772	0,000
Parts dans les SICAR	3 824 891,970	0,000	4 797 820,352	3 638 291,852	1 159 528,500	4 798 236,352	416,000
Actions et titres non cotés	20 183 467,625	0,000	28 546 056,666	18 005 042,846	10 541 013,820	28 546 056,666	0,000
Solde au 31/12/2014	133 581 456,528	55 629 029,650	150 717 089,786	122 433 675,487	20 275 833,347	167 819 593,520	26 500 459,116

Tableau N° 2 : Traitements 2014 : BTA réévalués avec TIE

Designation des actifs	Coût d'entrée au bilan	Valeur de remboursement	Valeur d'usage	Valeur nette au bilan	Plus value latente	Valeur selon IFRS 9	Ecart IFRS-CH
Titres émis par l'Etat ou jouissant de sa garantie	41 013 896,760	40 682 250,000	41 824 806,928	41 013 896,760	928 517,980	40 067 619,969	-946 276,791
Emprunts obligataires	14 946 779,650	14 946 779,650	15 408 636,100	14 946 779,650	461 856,450	14 992 661,699	45 882,049
Placements immobiliers	24 526 422,233	0,000	24 526 422,233	16 401 233,469	0,000	42 742 974,827	26 341 741,358
Actions cotées	21 247 144,229	0,000	27 604 384,735	20 605 762,062	6 998 622,673	28 722 915,528	1 118 530,793
Parts dans les OPCVM	7 838 854,062	0,000	8 008 962,772	7 822 668,848	186 293,924	8 008 962,772	0,000
Parts dans les SICAR	3 824 891,970	0,000	4 797 820,352	3 638 291,852	1 159 528,500	4 798 236,352	416,000
Actions et titres non cotés	20 183 467,625	0,000	28 546 056,666	18 005 042,846	10 541 013,820	28 546 056,666	0,000
Solde au 31/12/2014	133 581 456,528	55 629 029,650	150 717 089,786	122 433 675,487	20 275 833,347	167 879 427,813	26 560 293,409

Pour l'exercice 2014, les résultats de réévaluation montrent l'enregistrement d'un écart considérable entre la valeur des actifs de placement qui ont subi un traitement selon les normes IFRS et ceux comptabilisés en suivant les normes comptables tunisiennes basées essentiellement sur le principe du coût historique.

En effet, pour les titres émis par l'Etat ou jouissant de sa garantie, nous avons enregistré un écart global « IFRS-Coût historique » de -1006 111.085 DT en suivant la méthode basée sur la valeur des BTA au 31/12/2014 qui figure au niveau de la courbe des taux communiquée par le CMF et de -946 276,791 en nous basant sur le modèle du coût amorti. Ceci implique que la valeur des BTA admis en représentation des provisions techniques de la compagnie serait moins importante si les normes IFRS étaient applicables en 2014. En outre, Nous remarquons très bien l'existence d'un écart entre la valeur de chacune des deux méthodes de réévaluation des BTA selon les normes IFRS. Cet écart est proche de 60000 DT avec une valeur plus élevée pour les titres évalués avec le coût amorti, d'où l'importance du choix de la méthode d'évaluation des actifs financiers dans le contrôle de la volatilité des résultats financiers sous IFRS.

Ainsi, la ligne « Titres émis par l'Etat ou jouissant de sa garantie » a connu une dépréciation en l'évaluant selon les normes IFRS. Ceci implique, selon le principe général de dépréciation édicté par la norme IFRS 9, l'enregistrement d'une dépréciation pour les titres qui ont subi une variation du risque de crédit entre la date de clôture et la date de comptabilisation initiale et qui sont réévalués par la juste valeur par OCI. En effet, si cette variation était jugée significative / importante, il aurait dû constater une correction de valeur correspondant aux pertes attendues sur la durée de vie de l'actif financier en question. Par contre, si cette variation était jugée non significative, il aurait dû se contenter d'une correction de valeur correspondant aux pertes attendues sur les 12 mois à partir de la date de clôture (ou sur une période plus courte si la durée de vie restante de l'actif financier est inférieure à 12 mois).

Dans ce cas, les variations de la valeur comptable dues à la réévaluation à la juste valeur sont comptabilisées dans les autres éléments du résultat global (OCI).

En revanche, si le choix porte sur la méthode du coût amorti, alors les variations de valeur ne seront pas comptabilisées du fait que la rémunération est étalée actuariellement au taux d'intérêt effectif.

En ce qui concerne les emprunts obligataires, nous avons enregistré un écart « IFRS-Coût historique » de 45 882,092 DT pour l'exercice comptable 2014. Ceci implique que la valeur des emprunts obligataires admis en représentation des provisions techniques de la compagnie étudiée serait plus importante si les normes IFRS étaient applicables en 2014.

Vu que la méthode du taux d'intérêt effectif appliquée aux actifs financiers évalués au coût amorti est utilisée dans le traitement de réévaluation des emprunts obligataires pour notre cas, alors l'écart ne sera pas comptabilisé du fait que la rémunération sera étalée actuariellement au taux d'intérêt effectif.

Pour les placements immobiliers, les traitements de réévaluation ont conduit à quantifier un écart « IFRS-Coût historique » important pour l'exercice 2014 qui s'élève à 26 341 741,36 DT.

Les variations de la valeur comptable des placements immobiliers dues à la réévaluation à la juste valeur sont comptabilisées dans les autres éléments du résultat global (OCI).

Les profits ou les pertes cumulés de juste valeur qui sont comptabilisés dans les autres éléments du résultat global (OCI) seront recyclés en résultat lorsque l'actif associé est décomptabilisé (cédé ou autres).

Quant aux actions cotées, nous avons enregistré pour l'exercice 2014 un écart « IFRS-Coût historique » de 1 118 530,79 DT. Cet écart est dû principalement à un seul titre qui accapare environ 40% des placements en actions cotées de la compagnie étudiée. Certes la méthode utilisée pour l'évaluation des actions cotées selon les normes tunisiennes qui consiste en la prise en compte du cours moyens pondéré des transactions boursières du mois précédant la clôture des comptes a un impact sur cet écart, cependant l'ampleur de l'écart nécessite quand même d'en poser des interrogations sur les causes car il s'agit d'ailleurs de la même méthode pour le reste des actions cotées qui ont enregistrés des écarts minimes.

Cet écart doit être enregistré parmi les autres éléments du résultat global (OCI).

Pour résumer, l'écart global enregistré suite aux différents traitements de réévaluation effectués sur les placements de la compagnie d'assurance étudiée pour l'exercice 2014 s'élève à 26 500 459,12

DT en utilisant le modèle de la juste valeur pour réévaluer les BTA et à 26 560 293.4 DT en utilisant le modèle du coût amorti pour réévaluer les BTA.

Si nous ne tenons en compte que les placements en actifs financiers, cet écart sera de 158 717,76 DT en utilisant la première méthode (BTA en JV) et de 218 552 DT en utilisant la deuxième (BTA en coût amorti). Ainsi, nous enregistrons deux écarts extrêmes pour les titres émis par l'Etat ou jouissant de sa garantie (-1006 111.085 DT⁹ ; -946 276,791 DT¹⁰) et les actions cotées (1 118530,79 DT) et un écart raisonnable pour les emprunts obligataires qui s'élève à 45 882,092 DT.

3.2.2. Evolution de l'écart IFRS-Coût historique

Les deux tableaux suivants résument l'ensemble des écarts de réévaluation obtenus suite aux différents traitements effectués sur l'actif de placement de la compagnie ainsi que leur évolution à la clôture de trois exercices comptables successifs en utilisant deux bases différentes pour la réévaluation des titres émis par l'Etat ou jouissant de sa garantie selon les normes IFRS, à savoir le modèle du coût amorti (BTA réévalués avec TIE) et le modèle de la juste valeur (BTA réévalués avec la courbe du taux).

Tableau N° 3 : Evolution de l'écart de réévaluation (BTA réévalués avec TIE)

Désignation des actifs	2014	2015	2016	2015/2014	2016/2015
Titres émis par l'Etat ou jouissant de sa garantie	-946 276,791	-785 636,497	-160 678,019	-16,976%	-79,548%
Emprunts obligataires	45 882,049	63 173,283	108 322,661	37,686%	71,469%
Placements immobiliers	26 341 741,358	29 087 397,351	31 380 451,691	10,423%	7,883%
Actions cotées	1 118 530,793	991 803,398	681 465,262	-11,330%	-31,290%
Parts dans les OPCVM	0,000	-0,001	-0,003	0,000%	0,000%
Parts dans les SICAR	416,000	416,000	1 248,000	0,000%	0,000%
Actions et titres non cotés	0,000	0,000	0,000	0,000%	0,000%
Solde à la date d'inventaire	26 560 293,409	29 357 153,535	32 010 809,591	10,530%	9,039%

Tableau N° 4 : Evolution de l'écart de réévaluation (BTA réévalués avec la courbe des taux)

Désignation des actifs	2014	2015	2016	2015/2014	2016/2015
Titres émis par l'Etat ou jouissant de sa garantie	-1 006 111,085	-951 043,896	-781 535,829	-5,473%	-17,823%
Emprunts obligataires	45 882,049	63 173,283	108 322,661	37,686%	71,469%
Placements immobiliers	26 341 741,358	29 087 397,351	31 380 451,691	10,423%	7,883%
Actions cotées	1 118 530,793	991 803,398	681 465,262	-11,330%	-31,290%
Parts dans les OPCVM	0,000	-0,001	-0,003	0,000%	0,000%
Parts dans les SICAR	416,000	416,000	1 248,000	0,000%	0,000%
Actions et titres non cotés	0,000	0,000	0,000	0,000%	0,000%
Solde à la date d'inventaire	26 500 459,116	29 191 746,135	31 389 951,782	10,156%	7,530%

Les deux tableaux ci-dessous illustrent l'impact de la réévaluation de l'actif de placement de la compagnie étudiée selon les normes IFRS sur les résultats de chaque exercice tout en étudiant l'effet sur les ratios d'activité qui vont être affectés par une telle réévaluation.

Les résultats au niveau du tableau « Impact de la réévaluation de l'actif de placement selon les normes IFRS sur les résultats de la compagnie » montrent l'existence d'un écart important « IFRS-NCT » au niveau des capitaux propres avant résultat de l'exercice. Cet écart est dû à la différence résultante

⁹ BTA réévalués avec la courbe du taux

¹⁰ Réévaluation des BTA avec le modèle du coût amorti

des actifs de placement réévalués avec la juste valeur par autres éléments du résultat global (OCI) découlant principalement des placements immobiliers et dans un second ordre des actions cotées réévaluées en se basant sur la juste valeur par OCI.

En outre, le résultat de l'exercice est impacté par l'écart résultant de la rémunération étalée actuariellement au taux d'intérêt effectif des titres émis par l'Etat ou jouissant de sa garantie et des emprunts obligataires.

Finalement, la ligne « Actifs de placement » enregistre un écart important résultant principalement de la juste valeur des placements immobiliers qui dépasse considérablement les coûts historiques de ces placements et puis des différents écarts enregistrés par les différents actifs financiers réévalués selon les directives de la norme IFRS 9.

Nous avons terminé ce travail par l'étude de l'évolution des ratios touchés par la réévaluation de l'actif de placement selon les normes IFRS. Les résultats au niveau du tableau 6 ont montré que :

- Le rendement des placements (résultat de placement / actif de placement) a baissé d'environ 1% pour chacun des trois exercices.
- Une hausse du levier financier (Actif de placement / primes acquises) d'environ 65% pour chacun des trois exercices.
- Une baisse considérable du ROE (Résultat net / CP avant résultat de l'exercice) d'environ 5% pour chaque exercice étudié avec l'enregistrement d'un ROE inférieur au taux sans risque (6.2%) pour l'exercice 2014.
- Une baisse d'environ 1% du taux de profit net (résultat de l'exercice / primes acquises) pour les deux premiers exercices et une baisse négligeable pour l'année 2016.
- Une hausse d'environ 18% au niveau du ratio de solvabilité (capitaux propres / provisions techniques).

Tableau N° 5 : Impact de la réévaluation de l'actif de placement selon les normes IFRS sur les résultats de la compagnie

Ligne	2014			2015			2016		
	NCT	IFRS	IFRS-NCT	NCT	IFRS	IFRS-NCT	NCT	IFRS	IFRS-NCT
Capitaux propres avant résultat de l'exercice	51 548 526	79 008 798,15	27 460 272,15	54 989 535	85 068 735,75	30 079 200,75	59 473 448	91 535 364,95	32 061 916,95
Résultat de l'exercice	5 544 121	4 643 726,26	- 900 394,74	7 139 397	6 416 933,79	- 722 463,21	8 250 721	8 198 365,64	- 52 355,36
Primes acquises	77 435 979	77 435 979	-	79 100 060	79 100 060	-	92 904 060	92 904 060	-
Actifs de placement	158 240 252	206 696 555,41	48 456 303,41	182 456 402	234 137 837,54	51 681 435,54	184 502 227	245 059 784,59	60 557 557,59
Produits des placements	10 948 213	10 948 213	-	11 162 349	11 162 349	-	14 273 998	14 273 998	-
Charges des placements	4 098 636	4 098 636	-	4 495 880	4 495 880	-	4 348 573	4 348 573	-
Résultat de placement	6 849 577	6 849 577	-	6 666 469	6 666 469	-	9 925 425	9 925 425	-
Provisions techniques	154 001 305	-	-	160 648 331	-	-	172 644 109	-	-

Tableau N° 6 : Impact de la réévaluation de l'actif de placement selon les normes IFRS sur les ratios d'activité de la compagnie

Ratio	Formule	2014			2015			2016		
		NCT	IFRS	IFRS-NCT	NCT	IFRS	IFRS-NCT	NCT	IFRS	IFRS-NCT
Rendement des placements	Résultat des placements / Actif de placement	4,33%	3,31%	-1,01%	3,85%	2,85%	-0,81%	5,38%	4,05%	-1,33%
Levier	Actifs de placement / Primes acquises	204,35%	266,93%	62,58%	230,67%	296%	65,34%	198,59%	263,78%	65,18%
ROE	Résultat net / CP avant résultat de l'exercice	10,76%	5,88%	-4,88%	12,96%	7,54%	-5,44%	13,87%	8,96%	-4,92%
Taux de profit net	Résultat net / Primes acquises	7,16%	6,00%	-1,16%	9,03%	8,11%	-0,91%	8,88%	8,82%	-0,06%
Solvabilité	Capitaux propres / provisions techniques	33,47%	51,30%	17,83%	34,23%	52,95%	18,72%	34,45%	53,02%	18,57%

Conclusion

Sur le plan théorique, ce travail compare les normes comptables tunisiennes et les normes IFRS qui régissent le secteur des assurances.

Empiriquement, cet article permet la détermination de l'écart de réévaluation « IFRS – Coût historique » au niveau des placements d'une compagnie d'assurance tunisienne.

Sur le plan méthodologique, cette étude se distingue des travaux qui ont traité la transition du secteur des assurances aux normes IFRS qui se sont focalisés principalement sur les impacts de la norme IFRS 17 sur le passif du bilan en optant pour une évaluation de l'actif de placement d'une compagnie d'assurance ligne par ligne avec un travail spécifique pour les actifs évalués au coût amorti.

La contribution pratique de ce travail est une conséquence des résultats trouvés pour ce qui est de l'existence des écarts de réévaluation au niveau des différentes lignes réévaluées pour donner des pistes claires pour l'allocation future des actifs de placement lors du passage de la compagnie étudiée vers les normes IFRS.

A l'issue de ce qui précède, nous pouvons conclure qu'en cas de passage vers les normes IFRS, une réallocation stratégique et tactique de l'actif de placement de la compagnie devrait être engagée préalablement à la transition afin d'éviter les impacts évoqués dans les résultats de la présente étude, notamment le fait de se trouver dans une situation de déséquilibre entre les provisions techniques et l'actif admis en leur représentation.

Il faut noter aussi que le choix de la méthode de comptabilisation des actifs sous IFRS 9 affecte la volatilité des résultats de la compagnie.

Certes nos résultats nous ont permis de tirer certaines conclusions mais nous reconnaissons des limites pour notre approche empirique.

Tout d'abord, nous avons tenu compte uniquement de l'actif de placement.

En outre, nous avons eu recours à la valeur mathématique calculée par un seul intermédiaire pour déterminer la juste valeur des titres non cotés.

Finalement, nous n'avons pas évoqué des modèles statistiques qui pourraient étudier la volatilité des résultats selon les normes IFRS et de prévoir les allocations futures des actifs de placement.

En ayant la conscience des limites du présent travail, nous pouvons proposer comme perspectives de recherches futures les points suivants :

- Viser l'impact de la transition sur le passif de la compagnie ensuite sur l'intégralité du bilan.
- Prendre le temps pour trouver la meilleure estimation possible de la juste valeur des titres non cotés et essayer de développer des modèles statistiques qui pourraient étudier la volatilité des résultats selon les normes IFRS et de prévoir les allocations futures des actifs de placement.
- Etudier l'impact de l'évaluation à la juste valeur sur le comportement de l'investisseur.

Références bibliographiques

- Achir M. et Chabane B. (2009), "Les IAS/IFRS sont-elles au service de la sphère réelle ? La juste valeur : enjeux informationnels et organisationnel ?" Colloque du Centre d'Etudes du Développement International et des Mouvements Economiques et Sociaux, Octobre 2009.
- Adoco Z. (2016), "IFRS 13 – Évaluation de la juste valeur. Quels sont les impacts de la norme IFRS 13 dans la détermination de la juste valeur des instruments financiers ?", mémoire présentée pour l'obtention du diplôme du Master en sciences de gestion de Louvain School of Management.
- Alibhai et al. (2018), "Accounting for insurance contracts", Wiley Interpretation and Application of IFRS Standards.
- Bellini T. (2019), "IFRS 9 and CECL Credit Risk Modeling and Validation", Academic Press, ISBN: 978-0-12-814940-9.
- Casta J.F. (2003), "La comptabilité en « juste valeur » permet-elle une meilleure représentation de l'entreprise ?" Revue d'économie financière, Juillet 2003.
- Chantal M. (2019) : "Les conséquences des nouvelles normes IFRS sur le pilotage financier d'un assureur vie" , Mémoire présenté devant le jury de l'EURIA en vue de l'obtention du Diplôme d'Actuaire EURIA et de l'admission à l'Institut des Actuaire.
- Combes-Thuelin E. (2002), "Développement des marchés financiers et évaluation des actifs bancaires : coût historique versus juste valeur. L'exemple de la titrisation.", communication au congrès de, l'AFC, Toulouse.
- Demaria S. et Dufour D., "les choix d'options comptables lors de la transition aux normes ias/ifrs : quel rôle pour la prudence ? Association Francophone de Comptabilité | « Comptabilité - Contrôle - Audit »", 2007/3 Tome 13 | pages 195 à 218, <https://www.cairn.info/revue-comptabilite-controle-audit-2007-3-page-195.html> .
- Dobler M. (2019), "The European Union's endorsement of Amendments to International Financial Reporting Standard 4: An unprecedented "top up", editorial review
- Georget M. (2019), IFRS 17 : "De la théorie à la mise en œuvre opérationnelle", mémoire présenté devant l'Université de Paris Dauphine pour l'obtention du Diplôme du Master actuariat et l'admission à l'Institut des Actuaire.
- Ghanmi C. et Hergli N. (Avril 2019) : "Adoption des IFRS en Tunisie, Enjeux et implications pour le secteur des assurances"
- Guersent O. (January 2017), "EFRAG's Letter to the European Commission Regarding Endorsement of Applying IFRS 9 Financial Instruments with IFRS 4 Insurance Contracts: Amendments to IFRS 4".
- Institut canadien des actuaires (Février 2019), "Ebauche de note éducative : Application de la norme IFRS 17, contrats d'assurance, direction des normes et matériel d'orientation".
- Kernéis J. (2017), "IFRS 17 : Enjeux et application en assurance emprunteur, mémoire présenté pour l'obtention du Diplôme Universitaire d'actuariat de l'ISFA et l'admission à l'Institut des Actuaire".
- Kévin M. (2015), "IFRS 4 Phase II : Mise en œuvre pour une compagnie d'assurance non vie", mémoire présenté devant l'UFR de Mathématique et d'Informatique pour l'obtention du Diplôme Universitaire d'Actuaire de Strasbourg et l'admission à l'Institut des Actuaire.
- Leaders Tunisie, "IFRS : comment réussir leur mise en œuvre en Tunisie", <https://www.leaders.com.tn/article/2378/print>
- Le jeune .C (2018), "Volatilité du résultat IFRS en épargne", Mémoire présenté devant le jury de l'EURIA en vue de l'obtention du Diplôme d'Actuaire EURIA et de l'admission à l'Institut des Actuaire.
- Le Parco J. (2012), "Analyse critique de la transition vers la norme IFRS 9 : étude anticipée de ses impacts sur le secteur bancaire et des enjeux de ses développements ultérieurs, université Paris Dauphine".
- Morin C. (2015) : "Le reporting multinormes en assurance vie - Enjeux et éléments de convergence des référentiels Solvabilité 2 et IFRS 4 phase 2", Mémoire présenté pour l'obtention du diplôme de Statisticien Mention Actuariat et l'admission à l'Institut des Actuaire
- Marchal S., Boukari M. et Cayssilyas J.L. (2007) : "L'impact des normes IFRS sur les données comptables des groupes, français côtés", Bulletin de la Banque de France • N° 163 • Juillet 2007, page 34.
- Mazars (2017), "IFRS 9 : benchmark des assureurs européens, Application différée ou non, avancées dans la mise en œuvre et impacts attendus sur la base des états financiers à fin 2017".

- Morin C. (2015), "Le reporting multinormes en assurance vie - Enjeux et éléments de convergence des référentiels Solvabilité 2 et IFRS 4 phase 2", institut des actuaires ISUP.
- Norme internationale d'information financière 9 Instruments financiers
- Norme internationale d'information financière 13 Évaluation de la juste valeur.
- Norme internationale d'information financière 17 Contrats d'assurance
- Obert R. (Février 2013), "de l'incidence d'une évaluation à la juste valeur sur les états financiers", Revue Française de Comptabilité N°462.
- Oubal K. et Siham A. (Septembre 2019): "L'impact de l'évaluation à la Juste Valeur sur le secteur bancaire en période de crise : Comparaison entre le Secteur bancaire marocain et français ", Mohammed V University of Rabat.
- Ramond O., Paugam L., Casta J.F. et Batsch L. (2012), "Evaluation financière et normes IFRS", Ed. Economica, ISBN : 978-2-7178-6480-9.
- Saugner G. (Juin 2017) : "Application de la future norme IFRS Contrats d'assurance à un portefeuille de contrats d'Épargne Euro", mémoire d'actuariat présenté pour l'obtention du Master droit économie et gestion Mention actuariat Et l'admission à l'Institut des Actuaires.
- Saugner G., Cadoux D., Coutareau J.A. et Haddad M. (2019), "IFRS 17, Insurance Contracts: An illustration Financial statements presentation and disclosures", <https://www.pwc.fr/fr/expertises/actuariat-et-finance-quantitative-rvms/ifrs-17-contrats-d-assurance.html>

Webographie _____

www.bct.gov.tn

www.bvmt.com.tn

<http://www.cga.gov.tn/>

www.cmf.tn

<http://ftusanet.org/>

www.ifrs.org

www.institutdesactuaires.com

<http://revuefrancaisedecomptabilite.fr>

Exigences en fonds propres en Assurance non vie sous solvabilité II : Formule Standard avec calibrage des USP : Cas de la Société Nationale d'Assurance (SAA)

Ibtissem Bourechak

Ministère des Finances Algérien



Résumé

A travers cet article, nous étudions l'impact du passage du régime de Solvabilité I à Solvabilité II sur une compagnie d'assurance Algérienne.

Pour ce faire, nous avons essayé d'appliquer les exigences quantitatives du pilier I de solvabilité II sur la Société Nationale d'Assurance « SAA », objet de notre étude. Tout d'abord, nous avons procédé à une valorisation du bilan économique de la SAA puis nous avons procédé à la détermination de ses exigences en fonds propres (SCR et MCR) par l'application de la formule standard de Solvabilité II, et à la fin nous avons fait un calibrage des USP prime pour permettre un ajustement du SCR calculé au profil de risque de la SAA.

Les résultats de l'étude sont très importants, nous avons enregistré une diminution du ratio de Solvabilité de la SAA en passant de « SI » à « SII ». Alors que le calibrage des USP prime nous a permis de réaliser un important gain de capital.

Mots clés : Solvabilité II, pilier 1, SCR, MCR, USP, Bilan économique, Fonds Propres, Best Estimate, Risk Margin, Valeur de marché, assurance non-vie, profil de risque, SAA.

Introduction

Entrée en vigueur le 1er janvier 2016, la nouvelle réglementation Européenne en matière d'assurance nommée Solvabilité II est venue pour pallier aux insuffisances de l'ancienne mesure Solvabilité I. Cette nouvelle mesure est venue pour mieux adapter les règles de solvabilité et améliorer la gestion des risques pour une meilleure stabilité et sécurité financière des compagnies d'assurance. L'objectif étant d'optimiser la protection des assurés et bénéficiaires des contrats d'assurance et renforcer les outils de contrôle permettant l'évaluation de la solvabilité des sociétés d'assurance en Europe.

Cette nouvelle réglementation, impose aux compagnies d'assurance et de réassurance en Europe la constitution de nouvelles exigences en fonds propres en remplacement des anciennes pratiques de la détermination de la marge de solvabilité.

Les exigences en fonds propres sont au nombre de deux : le capital de solvabilité requis (SCR) et le capital minimum requis (MCR). Leur détermination se base sur l'approche de la juste valeur (valeur de marché) qui remplace la notion du coût historique au niveau du bilan comptable afin d'adapter la pratique d'assurance aux normes internationales (IFRS¹).

La Directive Solvabilité II a autorisé pour le calcul du SCR, deux méthodes à savoir :

- Une formule standard avec des paramètres calibrés sur la base des données du marché Européen
- Ou
- Le recours au calibrage d'un modèle interne en utilisant des données propres à chaque compagnie d'assurance.

En utilisant la formule standard, le profil de risque de l'assureur ne sera pas pris en compte pour certains risques. A cet effet, l'autorité de contrôle du marché Européen des assurances (EIOPA²) a mis

¹ International Financial Reporting Standards

² European Insurance and Occupational Pensions Authority

à la disposition de l'assureur le recours à l'optimisation de la formule standard en remplaçant certains paramètres de la formule standard pour certains risques par des paramètres calibrés sur la base des données propres à lui « des USP » et qui reflètent son profil de risque.

En Algérie, le régime actuel de solvabilité des compagnies d'assurance s'inspire du régime de Solvabilité I. Devant le développement rapide des pratiques et réglementations d'assurance au niveau international, il est indispensable pour le système d'assurance Algérien de prendre les mesures nécessaires pour se joindre et s'aligner aux normes de la réglementation Solvabilité II.

Dans cet article, nous déterminerons les exigences en fonds propres de la Société Nationale d'Assurance « SAA » sous Solvabilité II en utilisant la formule standard et les comparer avec celles déterminées sous le régime de solvabilité en vigueur en Algérie dans le but de déterminer l'impact du passage de SI à SII sur la solvabilité d'une compagnie d'assurance Algérienne : la SAA, et cela après avoir réévalué le bilan comptable en valeur de marché.

Ensuite, nous ferons un calibrage des USP prime pour permettre un ajustement du capital requis par rapport au profil de risque de la SAA.

Donc, à travers cet article, nous apporterons des éléments de réponse à la problématique suivante :

Quel serait l'impact de l'utilisation de la formule standard de Solvabilité II sur la solvabilité d'une compagnie d'assurance Algérienne avant et après le calibrage des USP ?

La présente étude sera répartie en trois sections. La première section présentera une brève présentation du système de solvabilité applicable dans l'Union Européenne « SOLVABILITE II » ainsi que les méthodes de calcul des exigences en fonds propres. La deuxième section sera consacrée à la présentation des résultats obtenus et la troisième section traitera une analyse de ces résultats.

1. Cadre d'analyse

1.1. Présentation de la Directive Solvabilité II

Solvabilité II est le surnom de la Directive 2009 /138/CE du Parlement Européen modifiée par la Directive 2014/51/UE (Omnibus II) en ce qui concerne les compétences de l'Autorité Européenne de surveillance, Autorité Européenne des Assurances et des Pensions Professionnelles (EIOPA), remplaçant quatorze directives existantes³communément appelées Solvabilité I.

Le passage de Solvabilité I à Solvabilité II en Europe a été fait dans le but de pallier aux insuffisances de Solvabilité I, à savoir :

- Marge solvabilité déterminée sans prise en compte de tous les risques d'entreprise d'assurance, par exemple : risques de marché, risques opérationnels...
- Absence de corrélation entre l'actif et le passif.
- Les exigences sont presque entièrement quantitatives, aucun élément organisationnel n'est exigé.
- Vision rétrospective, ce qui signifie qu'elle ne prend en compte que le passé comme référence.
- Peu d'exigences de gouvernance.
- Divergences des systèmes de solvabilité d'un pays à l'autre en Europe, ce qui fausse la concurrence entre les Etats.

³ Journal officiel de l'Union européenne L 153, de 22 mai 2014

-
- Un contrôle prudentiel des groupes d'assurance perfectible.
- La non-conformité aux exigences internationales, notamment IFRS.

La Directive Solvabilité II représente le régime prudentiel applicable aux entreprises d'assurance et de réassurance Européennes qui a été lancée en 2004 par la Commission Européenne, adoptée le 22 mai 2009 par le Parlement Européen et mis en vigueur depuis le 01/01/2016.

Tout au long de la préparation de ce nouveau régime prudentiel, des travaux d'analyse d'impact « Quantitative Impact Study (QIS) » ont été mis en place par l'EIOPA pour déterminer les niveaux des exigences quantitatives de solvabilité des compagnies d'assurance Européennes.

La Directive Solvabilité II est structurée en trois piliers comme suit :

PILIER 1 : Exigences Quantitatives en Fonds Propres

Le premier pilier fixe les règles quantitatives pour le calcul des provisions techniques et la détermination des deux niveaux d'exigences en fonds propres : le Minimum Capital Requirement « MCR » et le Solvency Capital Requirement « SCR ». Ces exigences sont fondées sur une approche économique du bilan.

PILIER 2 : Gestion des risques et surveillance prudentielle

Le deuxième pilier fixe les exigences qualitatives de suivi des risques en interne aux sociétés et comment l'autorité de contrôle doit exercer ses pouvoirs de surveillance dans ce contexte. En permettant en premier lieu de renforcer la gouvernance de la compagnie d'assurance et de renforcer le rôle de superviseur en deuxième lieu.

PILIER 3 : Le Reporting et la communication au régulateur et au public

Le troisième pilier a pour objectif de définir les obligations en matière d'informations de solvabilité à communiquer par les compagnies d'assurance aux autorités de supervision et au public en vue d'assurer une meilleure discipline (la transparence) et une stabilité du marché.

1.2. Détermination des exigences en fonds propres sous solvabilité II : SCR et MCR

Le calcul des exigences de fonds propres obéit au principe de la revalorisation des rubriques du bilan comptable en valeur de marché selon les exigences de la Directive Solvabilité II pour être en conformité avec les normes internationales IFRS.

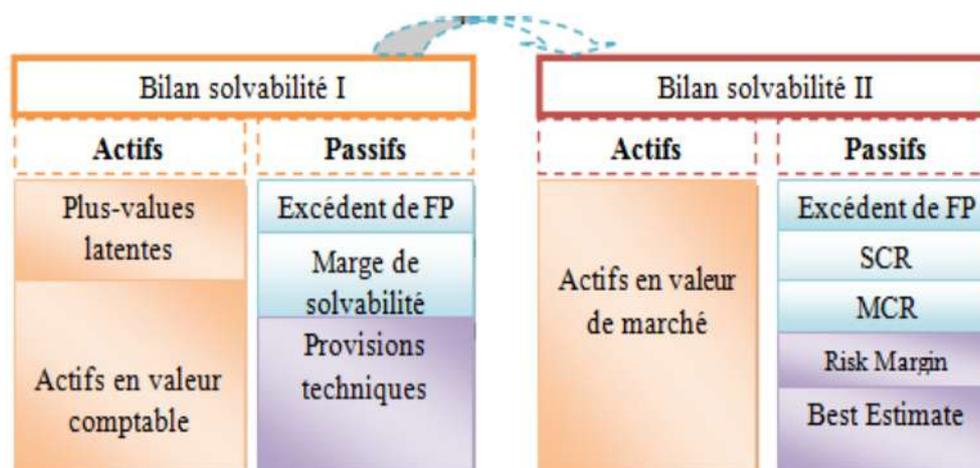
La hiérarchie des principes généraux d'évaluation de l'actif et du passif est la suivante¹:

- Cas 1 : (Mark to market) : Evaluation au prix de marché est la méthode d'évaluation par défaut.
- Cas 2 : (Mark to model) : Si l'évaluation au prix de marché n'est pas possible (marché non liquide par exemple), alors la valorisation reposera sur un modèle dont les paramètres sont supposés observables et extraits du marché.
- Cas 3 : Ce cas s'applique dès lors que le cas 2 n'est plus possible puisque aucun paramètre observable sur le marché ne permet une réévaluation. L'évaluation repose sur des estimations internes et donc difficiles à contrôler.

Donc selon les exigences de Solvabilité II, le bilan comptable doit être transformé et présenté de la manière suivante :

Figure 1: De Solvabilité I à Solvabilité II: Transformation du bilan comptable en bilan économique

¹Anthony Derien ; « Solvabilité 2 : une réelle avancée ? » Mathématiques générales, Université Claude Bernard - Lyon I, 2010, P 21.



Source : Etablie par nous-mêmes.

1.2.1. Valorisation du Bilan de Solvabilité II

1.2.1.1. Valorisation de l'actif

Selon l'article 75 de la Directive Solvabilité II, les actifs sont valorisés au montant pour lequel ils pourraient être échangés dans le cadre d'une transaction conclue, dans des conditions de concurrence normales, entre des parties informées et consentantes.

D'où, les différents actifs sont comptabilisés à leur valeur de marché selon les principes des normes IFRS et cela dépend des règles d'évaluation éditées par la Directive Solvabilité II à l'exception du Goodwill, Actifs incorporels, Frais d'acquisition reportés (FAR) et frais de gestion reportés qui sont considérés comme valeurs nulles.

1.2.1.2. Valorisation du passif

- **Passifs autres que les provisions techniques**

Le cadre de référence par défaut est les normes IFRS, qui sont conformes aux principes de Solvabilité II.

- **Les provisions Techniques « PT »**

La Directive Solvabilité II exige l'application d'une nouvelle méthode de calcul des provisions en Best Estimate (BE) et l'ajout d'une Marge de Risque (MR) destinée à couvrir le risque d'une insuffisance de provisions.

$$PT = BE + RM$$

A. Le Best Estimate (BE)

Le Best Estimate (BE) correspond à la valeur actualisée au taux sans risque des flux futurs de trésorerie, cette valeur est estimée sur la base de la courbe des taux fournie par l'EIOPA. Le calcul du BE se fait en valeur brute de réassurance en se basant sur des techniques statistiques déterministes ou analytiques pour l'assurance non-vie et par simulations pour l'assurance vie.

Pour les engagements d'assurance non-vie, la meilleure estimation (BE) est calculée séparément pour la provision pour primes et la provision pour sinistres à payer¹.

Le BE des provisions techniques non-vie comprend donc² :

- **Le BE des provisions pour sinistre à payer**, les flux futurs de sinistres, connus ou non, survenus jusqu'à la date d'évaluation. Les projections de ces flux futurs doivent comprendre l'ensemble des règlements futurs découlant de ces événements et les frais de gestion des sinistres.

La Directive Solvabilité II a autorisé pour le calcul du Best Estimate (BE) le recours à des techniques statistiques déterministes. Nous avons utilisé la méthode la plus pratique « Chain Ladder ».

Les étapes utilisées pour calculer le BE des provisions pour sinistres par LoB³(Annexe 2) sont les suivantes :

- ✓ Triangularisation des données : les montants de règlements des sinistres par année de survenance (i) et de règlement (j) (développement) de sinistre pour une période de 5 ans pour les branches assurances matérielles et 10 ans pour l'assurance RC.
- ✓ Etablissement des triangles cumulés
- ✓ Calcul des link-ratios
- ✓ Estimation de la partie inférieure des triangles « les charges ultimes par exercice de survenance »
- ✓ Etablissement des triangles projetés des règlements non cumulés
- ✓ Calcul des flux de liquidation des sinistres = Cash Flow Futur (CFF)

Les CFF correspondent à la somme des diagonales comme suit :

		Année de développement										
		0	1	2	j	j+1	n-1	n		CFF
Année de survenance	0	Y _{0,0}	Y _{0,1}	Y _{0,2}		Y _{0,j}	Y _{0,j+1}	Y _{0,n-1}	Y _{0,n}		
	1	Y _{1,0}	Y _{1,1}	Y _{1,2}		Y _{1,j}	Y _{1,j+1}	Y _{1,n-1}	Y _{1,n}		CFF 1, n+1
	2	Y _{2,0}	Y _{2,1}	Y _{2,2}		Y _{2,j}	Y _{2,j+1}	Y _{2,n-1}	Y _{2,n}		CFF 2, n+2
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮		⋮
	j	Y _{j,0}	Y _{j,1}	Y _{j,2}		Y _{j,j}	Y _{j,j+1}	Y _{j,n-1}	Y _{j,n}		CFF j, n+j
	j+1	Y _{j+1,0}	Y _{j+1,1}	Y _{j+1,2}	Y _{j+1,j}	Y _{j+1,j+1}	Y _{j+1,n-1}	Y _{j+1,n}		CFF j+1, n+j+1
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮		⋮
	n-1	Y _{n-1,0}	Y _{n-1,1}	Y _{n-1,2}	Y _{n-1,j}	Y _{n-1,j+1}	Y _{n-1,n-1}	Y _{n-1,n}		CFF n-1, n+n-1
	n	Y _{n,0}	Y _{n,1}	Y _{n,2}	Y _{n,j}	Y _{n,j+1}	Y _{n,n-1}	Y _{n,n}		CFF n, n+n

- Calcul du BE des provisions pour sinistres qui correspond à la somme des CFF actualisés avec la courbe des taux de Bons de Trésor Algérien arrêtée au 31/12/2018 (Annexe 3).
- **Le BE des provisions pour Primes** : Le BE pour provisions de primes fournit une estimation des sinistres et dépenses futures attendues⁴. Il correspond à la valeur actuelle des règlements des sinistres futurs survenant après la date d'évaluation et sur la période d'exposition résiduelle, y compris les frais de gestion correspondants.

¹ Article 36 du Règlement Délégué (UE) 2015/35 de la Commission du 10 octobre 2014.

² Marie-laure Dreyfus; « Les grands principes de Solvabilité 2 », L'Argus de l'assurance édition ; 2015, P130.

³ LoB : Line of business (Ligne ou segment d'activité).

⁴ QIS5 Technical Specifications (EIOPA) ; p82.

Le BE brut de réassurance est calculé par la formule ci-après :

$$BE = CR * [UPR / (1 - \text{taux de commission}) + (CR-1)] * PVFP + AC * PVPF$$

Avec :

- BE : Meilleure estimation de la provision pour primes
- CR : Combined ratio = estimation du ratio combiné par LoB, hors Frais d'acquisition.
- AC : Estimate of acquisition expenses ratio = Estimation du ratio des frais d'acquisition par LoB.
- UPR : Unearned premium reserve = Provision pour prime non acquise (PPNA) par LoB.
- PVFP « Present value of future premiums » = valeur actuelle des primes futures par LoB actualisées en utilisant la courbe des taux d'intérêt de Bons de Trésor Algérien arrêtée au 31/12/2018.

Lorsque l'UPR est basée sur la prime totale (sans déduction des frais d'acquisition) le taux de commission dans la formule ci-dessus doit être fixé à zéro.

B. La Marge de Risque (MR)

Selon la Directive Solvabilité II, la Marge de Risque (MR) constitue le montant à provisionner en supplément du Best Estimate afin de garantir que la valeur totale des provisions techniques correspond au montant actuel que l'entreprise devrait payer pour honorer ses engagements.

Il s'agit du coût représentant l'immobilisation des fonds propres nécessaires pour faire face aux engagements. Son calcul se base sur la méthode du coût du capital : le montant de la marge de risque est égal au coût du capital multiplié par le capital immobilisé.

$$RM = CoC \times \sum_{t \geq 0} \frac{SCR_t}{[1+r(t+1)]^{t+1}}$$

Avec :

- RM : représente la marge de risque
- CoC : représente le taux du coût du capital (Cost of capital) qui est égal à 6%.
- SCR_t : représente le SCR de l'année t
- r_{t+1} : taux d'intérêt sans risque à l'échéance t+1

En pratique, vu la complexité du calcul de la MR par la formule ci-dessus l'EIOPA a proposé des méthodes simplifiées de projection des SCR futurs.

Donc, nous avons choisi pour le calcul de la MR la simplification par approximation de la valeur actuelle des SCR comme pourcentage de BE.

$$RM = a_{lob} * BE$$

Avec a_{lob} : pourcentage fixe pour la ligne d'activité donnée, fourni par QIS 5

1.2.1.3. Les impôts différés

L'impôt différé sert à éliminer les distorsions existantes entre la situation comptable et la situation fiscale.

Comme le bilan économique s'établit par des valeurs de marché alors que les impôts sont calculés à partir du bilan comptable, l'écart d'évaluation enregistré dans le bilan produit par l'entreprise soit un supplément soit une déduction d'impôt que l'entreprise doit les enregistrer dans le bilan prudentiel en tant qu'impôts différés actifs ou passifs.

$$ID_{GLOBAL} = Taux_{impot} * (NAV_{S2} - NAV_{S1})$$

Avec :

- Taux impôt : taux d'imposition à la date t
- NAV¹(S2) : Situation nette ou fond propre solvabilité 2
- NAV(S1) : Situation nette ou fond propre solvabilité 1

1.2.1.4. Valorisation des fonds propres

La Directive Solvabilité II exige que les exigences de solvabilité (SCR et MCR) doivent être couvertes par des fonds propres éligibles qui sont la somme de deux types de fonds propres :

- **Les fonds propres de base**² : il s'agit des fonds propres au bilan constitués de l'excédent des actifs par rapport aux passifs diminués du montant des propres actions de l'entreprise. S'y ajouteront les passifs subordonnés.
- **Les fonds propres auxiliaires**³ : il s'agit des éléments hors bilan susceptibles d'être appelés pour absorber des pertes. Leur utilisation fait l'objet d'un processus d'autorisation par le superviseur.

Ces fonds propres éligibles sont classés en 3 niveaux (Tiers) comme le montre le tableau ci-après en fonction des critères de qualité⁴ en respectant les contraintes limites de répartition exigées par la Directive SII:

- La durée des fonds propres (durée déterminée ou non) ;
- L'absence d'incitation à rembourser ;
- L'absence de charges financières obligatoires ;
- L'absence de contraintes.

Tableau 1: Les contraintes limites de répartition des fonds propres exigées par Solvabilité II pour la couverture du MCR et SCR

Niveau	Fonds propres de base	Fonds propres auxiliaires
Tiers 1	Au moins 50%	Au moins 80%
Tiers 2	Au plus 50%	Au plus 20%
Tiers 3	Au plus 15%	Non éligible

Sources : Julien Sac, Michael Donio et Marina Petit; « Formule Standard et USP : Guide d'aide à la réalisation des calculs solvabilité II » ; SIA partners ; 2016 ; p 31

1.2.2. Capital de Solvabilité Requis (SCR)

Selon la Directive Solvabilité II et le QIS 5, le SCR peut se définir comme le capital cible nécessaire pour absorber les pertes importantes, en permettant à la société de remplir ses obligations à

¹ Net Asset Value (NAV)

² Article 88 de la Directive Solvabilité II.

³ Article 89 de la Directive Solvabilité II.

⁴Marie- laure Dreyfus; « Les grands principes de Solvabilité 2 », L'Argus de l'assurance édition, 2015, P136.

un horizon d'une année et avec un niveau de confiance de 99,5%. Il doit être calculé annuellement, suivi en contenu par l'entreprise et recalculé dès que le profil de risque de l'entreprise change.

Le niveau de SCR se calcule au moyen :

- Soit d'une formule standard, applicable à toutes les compagnies d'assurance, prenant en compte les risques significatifs et quantifiables ;
- Soit d'un modèle interne développé par la compagnie.

1.2.2.1. Le calcul du SCR par la formule standard

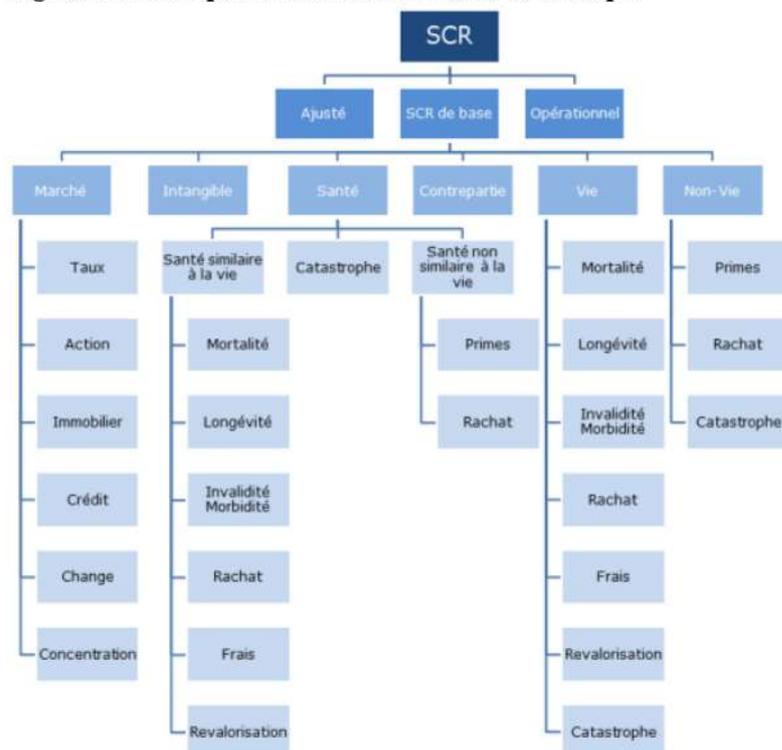
En référence à la Directive Solvabilité II et le QIS 5, la formule standard pour la mesure du SCR est divisée en modules comme le montre la figure ci-après et suit la classification des risques ci-dessous et repose sur la relation suivante :

$$\text{SCR} = \text{BSCR} + \text{Adj} + \text{SCR op}$$

Avec :

- BSCR : Capital de solvabilité requis de base (Basic Solvency Capital Requiert)
- Adj : L'ajustement au titre de la capacité d'absorption des pertes par les assurés (Participation au bénéfice) et les impôts différés.
- SCR_{OP} : Le capital de solvabilité requis au titre du risque Opérationnel

Figure 2 : Décomposition du SCR en modules de risque



Le calcul du SCR par la formule standard est basé sur une approche modulaire qui repose sur le principe de la traduction en besoin de capital des 6 modules du risque de l'entreprise retenues par le EIOPA (Risque de souscription en non vie, Risque de souscription en vie, risque de contrepartie, risque de santé, risque d'actifs intangibles et le risque de marché) qui sont eux-même subdivisés en sous modules de risque dont l'agrégation suivant une approche Bottom-up aboutit à une exigence unique en fonds propres (BSCR), auxquels s'ajoute l'ajustement par les impôts différés et le besoin en capital pour le risque opérationnel.

Source : QIS 5- Technical Impact Specifications, 2010.

▪ **Risques de souscription**, provenant de l'incertitude liée à la mesure des engagements pris par l'assureur en vie, en santé et en non-vie. Il est défini comme étant le risque de pertes résultant des changements défavorables de la valeur des engagements d'assurance.

▪ **Risque de marché** : Risque de pertes dues aux changements défavorables de la situation financière, résultant de la fluctuation affectant le niveau ou la volatilité de la valeur de marché des instruments financiers¹ (actions, taux d'intérêt, prix de l'immobilier, taux de change...) ayant un impact sur la valeur des actifs et des passifs de la compagnie.

▪ **Risque sur les actifs incorporels** : Risque de pertes dues aux changements défavorables de la situation financière, résultant de la fluctuation affectant le niveau ou la volatilité de la valeur des actifs incorporels² (logiciels, brevets...)

▪ **Risque opérationnel** : est le risque de pertes résultant de l'inadaptabilité ou de la défaillance des processus internes, de membres du personnel ou de systèmes d'informations ou d'événements extérieurs. Ce module de risque a été conçu pour traiter les risques opérationnels qui n'ont pas été explicitement couverts dans les autres modules.

Toutefois, le calibrage des paramètres utilisés pour le calcul du SCR par la formule standard se base sur des données reflétant le marché Européen, la chose qui peut être pénalisante pour un assureur Algérien qui exerce ses activités dans un marché différent qui a ses propres spécificités. A cet effet, l'EIOPA a autorisé l'assureur à recourir à l'optimisation de la formule standard par le calibrage de certains paramètres sur la base des données propres à lui.

En effet, la formule standard présente la limite que ses paramètres sont calibrés sur la base de données d'un échantillon du marché Européen et donc ne reflètent pas le profil de risque de chaque assureur. A cet effet, l'EIOPA a autorisé le recours aux calibrages des USP³ pour le risque de souscription non-vie (risque de prime et de réserve) afin de garantir un ajustement de la valeur du SCR selon le profil de risque de chaque assureur, en substituant certains paramètres fournis par la formule standard par des données propres à chaque assureur.

Dans cet article seul le calibrage des USP pour le risque de prime sera présenté.

1.2.2.2.L'optimisation de la formule standard avec Calibrage des USP prime :

Les USP sont des paramètres calibrés sur la base des données internes de l'entreprise concernée ou de données directement pertinentes pour les opérations de cette entreprise, sur la base de méthodes standardisées.

Le risque de prime intervient en cas d'une sous-tarification des contrats et se traduit par une insuffisance des provisions pour primes. Il provient généralement de l'incertitude liée aux cadences de développement, à la fréquence et à la gravité relatives aux sinistres à venir sur les contrats en portefeuille ainsi que les nouvelles souscriptions et renouvellements prévus sur les 12 mois à venir⁴.

La valeur de l'USP calibrée est ajustée d'un facteur de crédibilité donné par la directive, afin de prendre en compte la spécificité de chaque segment d'activité et la profondeur d'historique disponible. La formule du calcul des USP est la suivante :

$$\sigma_{\text{risque, final}}^{\text{LOB}} = c \sigma_{\text{risque, USP}}^{\text{LOB}} + (1 - c) \sigma_{\text{risque, FS}}^{\text{LOB}}$$

Avec :

- LOB risque, final : USP final
- LOB risque, USP : USP calculé par l'assureur
- LOB risque, FS : Paramètre défini par la formule standard

Quatre méthodes ont été développées pour calibrer les écarts types du risque de prime, à savoir :

- La méthode log-normal (publié dans l'Actes délégué de 2015)

¹ Dan Chelly et Gildas Robert ; « gérer les risques sous solvabilité 2 » ; L'Argus des assurances édition; 2012; p 37

² Dan Chelly et Gildas Robert ; « gérer les risques sous solvabilité 2 » ; L'Argus des assurances édition; 2012 ; p 38.

³ USP : Undertaking-Specific Parameters

⁴ Julien Sac, Michael Donio et Marina Petit, « Formule Standard et USP : Guide d'aide à la réalisation des calculs solvabilité II » ; SLA partners ; 2016 ;P40.

- La méthode log-normal simplifiée
 - La méthode des moindres carrés
 - Swiss solvency test
- } Publiées dans la Consultation Paper 75

Seule la méthode Log normal avec maximum de vraisemblance (simplifiée) est autorisée par l'EIOPA.

Donc, nous avons utilisé la méthode Log normal avec maximum de vraisemblance en faisant les calculs à l'aide du fichier Excel modèle proposé par l'EIOPA.

La distribution de la charge de sinistralité Y_t est la suivante :

$$Y_t \sim \beta X_t + \sigma \sqrt{X_t} * \varepsilon_t$$

Avec :

- Y_t : charge de sinistres après la première année de développement par année de survenance t
- X_t : Primes acquises par année de survenance t
- β : Loss ratio attendu
- σ^2 : Constante de proportionnalité de la variance de Y_t

Nous avons calculé les USP prime par LoB suivant les étapes ci-après :

- Préparation des inputs (X_t et Y_t) pour chaque LoB:

Les inputs sont :

- X_t : Primes acquises par année de survenance t
- Y_t : Charge de sinistre après la première année de développement par année de survenance t
($Y_t = D_{t,1} + PSAP_{t,1}$)

Où :

- $D_{t,1}$: Montant des règlements après la première année de développement par année de survenance t
- $PSAP_{t,1}$: Montant des provisions pour sinistres à payer après la première année de développement par année de survenance t

Nous avons extrait ces données des triangles de règlements et les triangles des PSAP.

Pour chaque LoB nous avons pris un historique de règlements et de provisions pour sinistres à payer de 10 ans de développement et 10 ans de survenance.

Voici un exemple de calcul des Y_t :

Triangle des règlements

		Année de développement								
		0	1	2	j	j+1	n-1	n
Année de survenance	0	D _{0,0}	D _{0,1}	D _{0,2}	D _{0,j}	D _{0,j+1}	D _{0,n-1}	D _{0,n}
	1	D _{1,0}	D _{1,1}	D _{1,2}	D _{1,j}	D _{1,j+1}	D _{1,n-1}	0
	2	D _{2,0}	D _{2,1}	D _{2,2}	D _{2,j}	D _{2,j+1}	0	0

	j	D _{j,0}	D _{j,1}	D _{j,2}	D _{j,j}	0	0	0	0
	j+1	D _{j+1,0}	D _{j+1,1}	D _{j+1,2}	0	0	0	0	0

	n-1	D _{n-1,0}	D _{n-1,1}	0	0	0	0	0	0	0
	n	D _{n,0}	0	0	0	0	0	0	0	0

Triangle des PSAP

		Année de développement								
		0	1	2	j	j+1	n-1	n
Année de survenance	0	PSAP _{0,0}	PSAP _{0,1}	PSAP _{0,2}	PSAP _{0,j}	PSAP _{0,j+1}	PSAP _{0,n-1}	PSAP _{0,n}
	1	PSAP _{1,0}	PSAP _{1,1}	PSAP _{1,2}	PSAP _{1,j}	PSAP _{1,j+1}	PSAP _{1,n-1}	0
	2	PSAP _{2,0}	PSAP _{2,1}	PSAP _{2,2}	PSAP _{2,j}	PSAP _{2,j+1}	0	0

	j	PSAP _{j,0}	PSAP _{j,1}	PSAP _{j,2}	PSAP _{j,j}	0	0	0	0
	j+1	PSAP _{j+1,0}	PSAP _{j+1,1}	PSAP _{j+1,2}	0	0	0	0	0

	n-1	PSAP _{n-1,0}	PSAP _{n-1,1}	0	0	0	0	0	0	0
	n	PSAP _{n,0}	0	0	0	0	0	0	0	0

Les variables Y_t sont définies comme suit :

de $Y_{1,1} = D_{1,1} + PSAP_{1,1}$ jusqu'à $Y_{n-1,1} = D_{n-1,1} + PSAP_{n-1,1}$

- Introduction des inputs sur le fichier Excel fourni par l'EIOPA:
Après avoir fixé le LoB et la valeur du volume de risque du LoB nous avons introduit les valeurs de X_t et Y_t , puis nous avons exécuté la fonction solveur pour avoir les résultats que nous allons présenter par la suite.

1.2.3. Capital Minimum Requis (MCR)

Le capital minimum requis est le niveau minimum de fonds propres au-dessous duquel l'entreprise présente un risque trop élevé de ne pas pouvoir faire face à ses engagements. Le fait qui conduit à l'intervention de l'Autorité de Contrôle par le retrait de son agrément si elle est incapable de couvrir le montant de MCR.

Le calcul du MCR doit être fait une fois par trimestre, suivant la formule ci-après :

$$\text{MCR} = \text{Max} (\text{MCR combined} ; \text{AMCR})$$

Avec :

- AMCR : plancher absolu du MCR qui est de 2 200 000 EUR pour les entreprises d'assurance non-vie. Cours de change utilisé est EUR/DZD= 137,69 (pour l'année 2018)
- MCR combined = Min (Max (MCR linéaire ; 25% SCR) ; 45% SCR)
- MCR linéaire = $\sum \alpha s * TP(NL, s) + \beta s * P s$
- TP (NL, s) : représente les provisions techniques non-vie sans marge de risque et nets de réassurance pour chaque LoB s
- P s : représente les primes émises au cours de 12 mois précédents net de réassurance pour chaque LOB s avec un plancher de zéro
- αs et βs : représentent des coefficients fournis par le Règlement Délégué (UE) 2015/35

2. Résultats de l'Etude

L'objectif de notre étude est de mesurer la solvabilité de la SAA par la détermination du nouveau ratio de solvabilité après avoir calculé les nouvelles exigences en fonds propres (SCR et MCR) sous solvabilité II par la formule standard.

Ensuite, dans le but d'économiser le SCR, nous avons fait un calibrage des USP prime pour le risque de souscription non-vie pour permettre un ajustement des paramètres de la formule standard par des paramètres propres à la SAA objet de notre étude et qui reflètent son profil de risque.

Les risques étudiés dans ce contexte concernent seulement l'assurance non-vie de la SAA, et sont les suivants :

- Risque de souscription non-vie ;
- Risque de marché ;
- Risque opérationnel ;
- Risque intangible.

Pour l'élaboration de ce travail, nous avons procédé suivant les étapes ci-après :

- Valorisation du bilan économique de la SAA au 31/12/2018
- Détermination des exigences en fonds propres (SCR et MCR)
- Optimisation de la formule standard par le calibrage des USP prime

2.1. Valorisation du bilan économique de la SAA

Vu que les exigences quantitatives de solvabilité II se basent sur le bilan économique (Valeur de Marché), nous avons revalorisé le bilan comptable de la SAA au 31/12/2018 selon les exigences de solvabilité II, comme suit :

2.1.1. Valorisation de l'Actif du bilan en Valeur de Marché

Vu que la revalorisation de l'actif selon la valeur de marché nécessite des missions et rapports d'expertise que nous n'avons pas pu obtenir, nous avons proposé des hypothèses pour cette revalorisation comme suit :

- **Immobilisations Corporelles** : En absence d'évaluation récente à base d'expertise, nous sommes convenus de rapprocher la valeur historique des terrains et bâtiments à leurs Valeurs de Marché en appliquant un taux moyen de croissance de la valeur des immobiliers en Algérie, soit 12%.
- **Les placements en valeurs d'Etats** : Nous avons estimé la Valeur de Marché des valeurs d'Etat détenues par la SAA, sur la base de la somme des flux futurs actualisés par la courbe des taux de Bons de trésors Algérien arrêtée au 31/12/2018.
- **Les participations** : Nous avons estimé la valeur des actions détenues par la SAA selon la Valeur de Marché, en posant l'hypothèse suivante :
 - Toutes les entreprises dans lesquelles la SAA détient une participation ont augmenté leur capital social du montant des réserves et le montant de leur report à nouveau.

Tableau 2 : Réévaluation de l'actif de la SAA (2018), unité DA.

	Valeur Nette Comptable	Valeur de Marché	Impôts différés
Terrains	5 393 328 454,94	9 350 626 332,67	1 385 054 257,21
Bâtiments	16 993 772 804,99	30 254 841 957,08	4 641 374 203,23
OAT	20 132 126 188,50	18 969 576 526,95	- 406 892 381,54
BTA détenus à échéance	7 388 385 758,10	7 564 721 753,16	61 717 598,27
Participation dans des filiales	1 193 592 670,00	1 606 247 395,09	144 429 153,78
Participation dans autre entreprise moins de 20%	980 954 976,06	1 240 967 552,00	91 004 401,58

2.1.2. Calcul du BE des provisions et la Marge de Risque (RM)

L'application des formules décrites dans la première partie nous a donné les résultats suivants :

Tableau 3 : BE des provisions pour primes par LoB (2018), unité DA.

LOB	Provision pour prime non acquise (UPR)	Ratio combiné (RC)	valeur actuelle des primes futures (PVFP)	Ratio des FA (AC)	Best Estimate Prime (BE prime)
RC auto	1 231 034 918,55	150%	3 522 012 257,09	6,54%	3 864 360 659,64
Domage Auto	5 886 352 275,37	94%	13 935 716 734,95	6,46%	5 664 759 922,85
Transport	47 502 055,71	124%	275 646 327,93	6,70%	145 367 917,54
Incendie et ADB	3 536 915 598,10	75%	6 228 003 032,01	6,33%	1 584 536 661,51
RCG	228 965 031,00	82%	632 366 888,29	6,50%	116 407 264,33
Crédit	55 930 013,94	169%	- 21 296 527,63	17,40%	76 294 691,12
Protection juridique	327 750 426,24	113%	967 699 505,45	6,30%	566 321 680,72
Assistance	268 292 333,98	38%	515 695 873,86	7,10%	- 176 703 350,30
Autre perte pécuniaires	4 395 720,97	38%	22 366 593,92	6,40%	- 10 709 251,39
Total					11 830 636 196,02

Tableau 4 : BE des provisions pour sinistres par LoB (2018), unité DA.

LoB	BE sinistres
RC auto	9 963 512 574,08
Domage Auto	2 971 592 550,83
Transport	145 343 436,14
Incendie et ADB	2 433 790 527,34
RCG	194 434 431,52
Crédit	23 494 926,74
Protection juridique	291 481 295,22
Assistance	51 469,60
Autre perte pécuniaires	557 682,50
Total	16 024 258 893,97

Tableau 5: Calcul de la Marge de Risque par LoB (2018), unité DA.

	α LOB	BE (0)	RM
RC auto	8%	13 827 873 233,72	1 106 229 858,70
Domage Auto	4%	8 636 352 473,67	345 454 098,95
Transport	7,50%	134 191 926,03	10 064 394,45
Incendie et ADB	5,50%	2 473 061 685,06	136 018 392,68
RCG	10%	301 886 722,37	30 188 672,24
Crédit	9,5%	99 789 617,86	9 480 013,70
Protection juridique	6%	857 802 975,94	51 468 178,56
Assistance	8%	- 176 651 880,70	- 13 248 891,05
Autre perte pécuniaires	15%	- 10 151 568,89	- 1 522 735,33
Total		26 144 155 185,07	1 674 131 982,88

D'où, nous avons calculé des impôts différés comme suit:

Tableau 6: Calcul des impôts différés générés de la variation du passifs (2018), unité DA.

	Valeur comptable	Valeur Solvabilité II	Impôts différés
BE sinistres	14 729 461 786,07	16 024 258 893,97	453 178 987,76
BE primes	11 587 185 936,92	11 830 636 196,02	85 207 590,68
Provision d'égalisation	181 506 915,41	0	- 63 527 420,39
Provision d'équilibrage	29 507 414,81	0	- 10 327 595,18
Provision pour participation aux bénéfiques et ristournes	200 812 354,09	0	- 70 284 323,93

2.1.3. Calcul des impôts différés

Les impôts différés actifs et passifs correspondent respectivement à une source d'économie d'impôts et une source de supplément d'impôts sur un exercice futur.

Après la valorisation du bilan économique de la SAA, Nous avons enregistré les IDA et IDP suivants :

Tableau 7 : Calcul des IDA et IDP

Impôts différés actifs	Impôts différés passifs
945 278 959,9	6 467 718 953,5
Impôts différés nets	
-5 522 439 993,59	

2.1.4. Valorisation des fonds propres ou Net Asset Value (NAV)

Nous avons calculé la valeur des fonds propres par la formule suivante :

$$\text{NAV} = \text{Total Actifs économique} - \text{Total passifs économique}$$

Tableau 8: Calcul du NAV- SII, unité DA.

Total Actifs Prudentiel	Total Passif Prudentiel
100 482 235 039,86	92 198 658 416,67
NAV	
8 283 576 623,18	

Après la valorisation du bilan comptable de la SAA selon les exigences de Solvabilité II, le bilan économique de la SAA au 31/12/2018 se présente comme suit :

Figure 3 : Passage du bilan comptable au bilan économique de la SAA au 31/12/2018, unité MDA.

Bilan comptable 31-12-2018		Bilan économique 31-12-2018	
Terrains+Bâtiments 22,4 MD	Fonds Propres 37,3MD	Terrains+Bâtiments 39,6 MD	Fonds Propres 37,3 MD
Placements en valeurs d'Etats 27,5 MD	Provisions SAP 14,7 MD	Placements en valeurs d'Etats 26,5 MD	BE sinistres 16 MD
Participations 2,1 MD	Provisions PNA 11,5 MD	Participations 2,8 MD	BE primes 11,8 MD
Autres actifs 30,6 MD	Autres passifs 19,1 MD	Impôts différés actifs 0,9 MD	Marge de risque 1,6 MD
		Autres actifs 30,6 MD	Impôts différés passifs 6,4 MD
			Autres passifs 19,1 MD
Total Actifs= 82,6 MD	Total Passifs= 82,6 MD	Total Actifs= 100,4 MD	Total Passifs = 92,2 MD
		Total Actifs – Total passifs= NAV =8,2 MD	

Ainsi, le total des actifs de la SAA a augmenté du fait de l'essai de la réévaluation des actifs selon leurs Valeurs de Marché.

De même pour le total des passifs de la SAA, qui a augmenté du fait de la prise en compte de la valeur du temps, ainsi la réévaluation des provisions techniques selon une méthode déterministe qui prend en compte le niveau de la sinistralité et donne une valeur plus précise que les méthodes forfaitaires actuelles utilisées et en vigueur en Algérie.

2.2. Calcul du Capital de Solvabilité Requis (SCR)

Nous avons calculé le SCR par la formule standard qui se base sur l'agrégation des SCR pour les modules de risque suivants :

Tableau 9: calcul du SCR de la SAA (2018), unité DA.

	Formule	Désignations	Montant
SCR global	SCR = BSCR + Adj + SCR op	Formules ci-après	16 021 459 763
BSCR	$BSCR = \sqrt{corr(i,j) * SCR_i * SCR_j}$ + SCR intangible	SCR i ; j : se remplace par SCR risque de souscription Non vie et SCR risque de marché <i>corr(i,j): Matrice de corrélation entre les risques Solvabilité II-BSCR (Annexe 4)</i>	15 319 730 334
SCR risque intangible	SCR intangible = 0,8 * V intangible	V intangible : montant des immobilisations incorporelles	81 111 827
SCR risque de souscription Non vie/ risque prime	SCR NL (Prem, res) = 3 * σ _{NL} * V _{NL}	σ _{NL} : coefficient de variation V _{NL} : mesure de volume pour le risque de prime et de réserve en non-vie.	6 678 508 504
SCR risque de marché	SCR marché = $\sqrt{corr i, j * SCR_i * SCR_j}$	SCR i ; j : se remplace par SCR risque de taux d'intérêt, SCR risque sur actions et SCR risque sur actifs immobiliers <i>corr i, j: Coefficient de corrélation relatif au risque de marché (Annexe 5)</i>	10 759 101 579
SCR risque de taux d'intérêt	SCR Mkt int = Max (Mkt baisse ; Mkt hausse ; 0)	Mkt int (baisse ou hausse) = NAV central – NAV après choc Les chocs sont donnés par le QIS 5 (Annexe 4)	1 463 433 196
SCR risque sur actions	SCR Mkt eq= $\sqrt{(Mkt eq, 1)^2 + (Mkt eq, 2)^2 + 2 * 0.75 * Mkt eq, 1 * Mkt eq, 2}$	Mkt eq,1= NAV central – NAV après choc _{1,2} Les chocs sont donnés par le QIS 5 (Annexe 5)	1 706 029 986
SCR risque sur actifs immobiliers	SCR Mkt prop= NAV central – NAV après choc	Choc de 25%	9 901 367 072
SCRrisque Opérationnel	SCR operational = Min (0,3 *BSCR ; OP) + 0,25 *EXP _{ul}	OP prime = 4%* (Earn _{life} – Earn _{life-ul}) + 3% * Earn _{non-life} Op provision = 0,45%* Max (0 ; TP _{life} – TP _{life-ul}) + 3% *Max (0 ; TP _{non-life})	832 607 772
Ajustement (Adj)	Adj ID = Min (ID t=0,central - ID t=0,après choc ; 0)	ID t=0 Central : ID actifs -ID passif ID après choc = taux d'imposition* SCR shock	-130 878 344

Source : Elaboré par nous-mêmes sur la base du Règlement Délégué (UE) 2015/35 de la commission du 10 octobre 2014

2.3. Calcul du Capital Minimum Requis (MCR)

Les résultats du calcul du capital minimum requis de la SAA sont les suivants :

Tableau 10: Calcul du MCR de la SAA (2018), unité DA.

	PT s	Ps	α s	β s	MCR linéaire s
RC auto	9 345 932 497,79	3 831 879 984,16	8,50%	9,40%	1 154 600 980,82
Dommage Auto	8 325 729 200,00	14 770 249 504,84	7,50%	7,50%	1 732 198 402,86
Transport	69 985 190,84	129 449 853,36	10,30%	14%	25 331 454,13
Incendie et ADB	3 252 204 164,87	2 759 080 157,84	9,40%	7,50%	512 638 203,34
RCG	446 700 695,07	608 836 353,39	10,30%	13,10%	125 767 733,89
Crédit	71 195 319,35	83 944 923,54	17,70%	11,30%	22 087 347,88
Protection juridique	417 237 321,54	986 333 652,26	11,30%	6,60%	112 245 838,38
Assistance	291 409 109,00	665 048 579,00	18,60%	8,50%	110 731 223,49
Autre perte pécuniaires	6 260 189,47	23 195 738,96	18,60%	12,20%	3 994 275,40
Total	22 226 653 687,93	23 858 018 747,35			3 799 595 460,19

D'où, le MCR a constitué par la SAA pour l'exercice 2018 s'élève à **4 005 364 940,86** DA.

2.4. Calibrage des USP pour le risque de souscription non-vie

Les USP prime calibrés à partir des données propres de la SAA sont les suivants :

Tableau 11: Calcul des USP prime de la SAA (2018), unité DA.

Segment	Nbr historique	C	Volume	σ^{LOB} risque, FS	σ^{LOB} risque, USP	σ^{LOB} risque, final
RC Auto	9	92%	17 741 842 056	8%	0,11%	0,74%
Dommage Auto	9	92%	401 018 993	15%	0,76%	1,90%
Transport	9	92%	7 904 245 220	8%	0,17%	0,80%
Incendie et autres dommages aux biens	9	67%	868 553 055	14%	0,52%	4,97%
RC générale	9	92%	1 319 016 870	7%	0,42%	0,95%
Crédit et caution	7	67%	665 100 049	9%	0,59%	3,37%
Protection juridique	9	67%	868 553 055	14%	0,52%	4,97%
Assistance	9	92%	1 319 016 870	7%	0,42%	0,95%
Pertes pécuniaires diverses	7	67%	665 100 049	9%	0,59%	3,37%

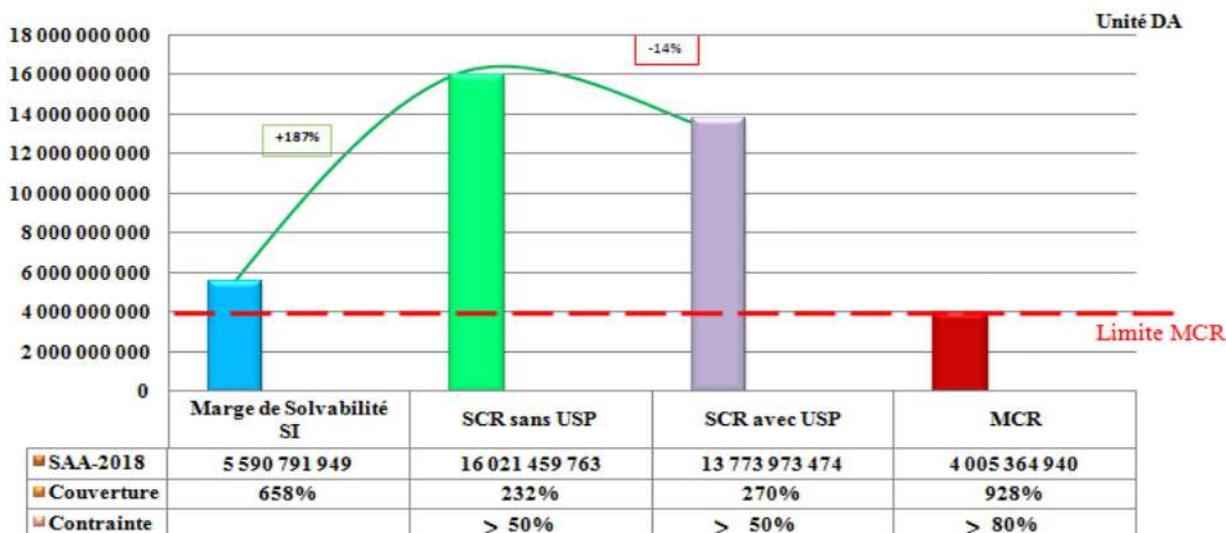
Le SCR passe de 16 021 459 763,43 DA à 13 773 973 509,28 DA après l'intégration des USP prime, soit une baisse de 14%.

3. Interprétations des résultats

Le calibrage des paramètres utilisés pour le calcul du SCR pour le risque de prime, nous a montré que les paramètres de la formule standard pénalisent la SAA en constituant un capital qui dépasse son besoin réel en fonds propres.

La figure 4 montre la tendance de la marge de solvabilité calculée sous le régime Algérien actuel de solvabilité « SI » et le régime de la solvabilité II, ainsi que l'économie de la marge de solvabilité réalisée après l'intégration des USP sous solvabilité II avec la limite du MCR à respecter par la SAA.

Figure 4 : Exigences en fonds propre de la SAA sous SI et SII avant et après intégration des USP (2018), unité DA.



La marge de solvabilité est passée de 5 590 791 949 DA¹ à 16 021 459 763 DA en passant du régime SI à SII, soit une augmentation de 187% du fait de la prise en compte des risques qui peuvent affecter la SAA et mettre en péril sa sécurité financière.

Donc, pour couvrir ses risques la SAA doit constituer un SCR de 16 021 459 763 DA et cela avant l'intégration des USP. Avec l'intégration des USP, le SCR diminue et devient 13 773 973 474 DA, soit une économie en capital de 2 247 486 289,41 DA qui représente une diminution de 14% du SCR global. Et cela avec une limite de MCR à respecter de 4 005 364 940 DA.

Rappelons que les fonds propres classés en niveau 1 selon les exigences de la Directive Solvabilité II de la SAA s'élèvent à 37 173 904 959,90 DA.

Selon les exigences de Solvabilité II, les fonds propres du niveau 1 doivent couvrir plus de 50% de SCR et plus de 80% du MCR.

A fin 2018, les fonds propres de la SAA couvrent 232% du SCR calculé avant l'intégration des USP, 270% du SCR calculé après l'intégration des USP et 928% du MCR.

Rappelons que le ratio de marge de solvabilité réglementaire de la SAA pour l'exercice 2018 est de 658%.

Sous Solvabilité II, le ratio de marge de solvabilité passe de 658% à 232%, soit une diminution de 64,7%. Alors que l'intégration des USP impacte positivement le ratio de marge solvabilité qui devient 270% au lieu de 232%, soit une augmentation de 16%.

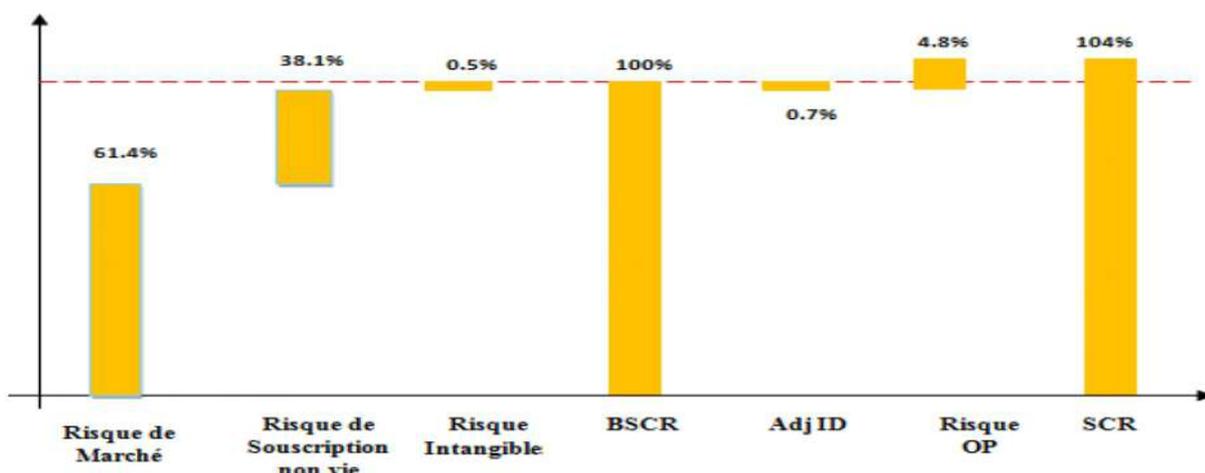
¹Voire annexe 1 : Calcul de la marge de solvabilité de la SAA sous le régime actuel de solvabilité pour l'exercice 2018.

Sur cette base, les fonds propres de la SAA couvrent les exigences en fonds propres sous Solvabilité II (base exercice 2018).

3.1. Analyse du SCR

La répartition du SCR de la SAA selon les exigences en capital pour chaque module de risques en pourcentage du BSCR est illustrée par la figure 5 :

Figure 5: Décomposition du SCR de la SAA selon les exigences en capital pour chaque module de risques en pourcentage du BSCR (2018)



Cette figure montre les éléments constitutifs du BSCR qui sont exprimés en % de ce dernier. Le BSCR est la somme des besoins en capital du risque de marché (61.4%), risque de souscription non-vie (38.1%) et le risque intangible (0.5%).

L'ajout au BSCR du besoin en capital pour le risque opérationnel (4.8%) puis la prise en compte de l'ajustement pour capacité d'absorption des pertes par les impôts différés (-0.7%) donnent le SCR final de la SAA pour l'exercice 2018 (104%).

Figure 6: Répartition du SCR pour risque de Marché

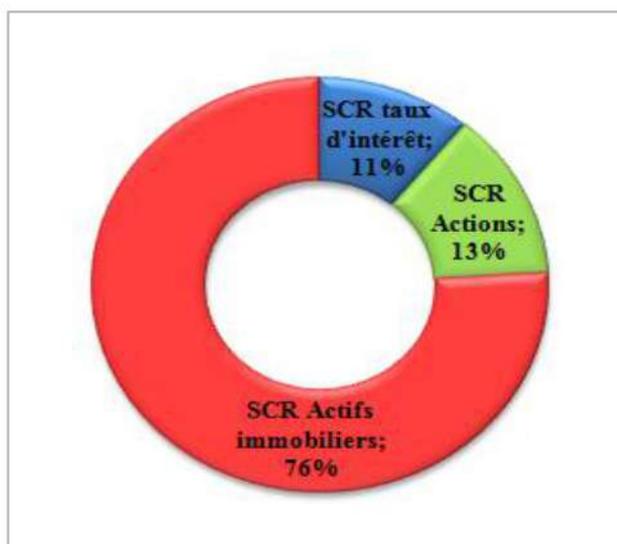
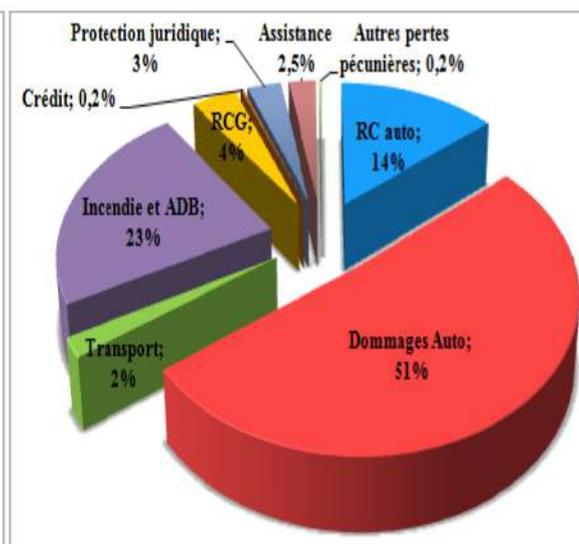


Figure 7: Répartition du SCR pour risque de souscription non vie - LoB



Il en ressort que l'exigence en fonds propres pour le module de risque de marché représente la part la plus élevée par rapport aux autres modules de risques constituant le SCR de la SAA (2018), soit une part de 59%. L'exigence en fonds propres de ce module de risque est dominée par le capital alloué pour faire face au risque immobilier, soit une part de 76%.

Cela se justifie par l'importance de la valeur des actifs immobiliers détenus par la SAA qui représentent une part de 44% du total des actifs non courants du bilan économique de la SAA et l'importance du choc appliqué en calculant le SCR pour risque immobiliers exigé par la formule standard, soit un choc de 25%.

- L'exigence en fonds propres pour le module de risque de souscription non-vie occupe la 2^{ème} classe après le risque de marché par une part de 36% du total du SCR de la SAA. Cela revient à l'utilisation des coefficients de variation élevés fournis par l'EIOPA pour le calcul du SCR pour le risque de prime et réserve qui pénalise la SAA car ils ne reflètent pas son propre profil de risque.

De la répartition du SCR pour risque de souscription non vie par LoB, nous constatons qu'il est constitué principalement du besoin en capital de la branche Automobile (RC auto et dommages auto) soit une part de 65% du total du SCR pour le risque de souscription non vie. Cela se justifie de la nature du portefeuille de la SAA qui est dominé par la branche Automobile par une part de 66,5% du total de son chiffre d'affaires.

- Le SCR pour le risque opérationnel est aussi important du fait de l'importance du chiffre d'affaires réalisé par la SAA et de ses provisions techniques sur lesquels se base le calcul du besoin en capital pour faire face aux risques opérationnels. Ce qui représente 4.5% de son SCR.
- Le SCR de risque d'actifs intangibles est faible, du fait de la valeur réduite des actifs incorporels détenus par la SAA. Il représente 0.5% de son SCR.

3.2. Analyse du MCR

Le capital minimum de solvabilité (MCR) s'élève à 4 005 364 940,86 DA. Cette exigence ne reflète pas exactement le niveau minimum du capital à constituer par la SAA sous Solvabilité II, car les paramètres fournis par l'EIOPA pour le calcul du MCR sont calibrés sur la base des données du Marché Européen qui ne reflètent pas le profil de risque d'une compagnie d'assurance Algérienne.

Le MCR que nous avons obtenu est égal au MCR combined qui est de 4 005 364 940,86 DA dépassant la limite du AMCR qui est de 302 918 000 DA.

Le MCR combined obtenu est égal à 25% du SCR de la SAA. Cela revient à ce que le MCR linéaire est inférieur à 25% du SCR soit 3 799 595 460,19 DA contre 4 005 364 940,86 DA. Cela peut-être justifié par la non-adéquation des paramètres de la formule de calcul du MCR linéaire calibrés sur la base des données du Marché Européen avec la réalité du profil de risque de la SAA.

Donc, nous avons respecté les instructions de Solvabilité II en obtenant un MCR compris entre 25 % et 45 % du SCR de la SAA.

Conclusion

En Algérie, le régime de solvabilité en vigueur est inspiré des normes de solvabilité I jugées dépassées et insuffisantes. D'où le passage à un régime plus récent et qui prend en compte la vision risque est nécessaire pour joindre le développement du marché mondial des assurances.

Malgré sa nécessité, le passage vers le régime Solvabilité II en Algérie, reste tributaire de la mobilisation des capitaux supplémentaires par les compagnies d'assurance, une réforme au niveau comptable (IFRS / la vision de la juste valeur), développement technologique, renforcement des moyens et outils de la gestion des risques, personnel de qualité ...

L'étude que nous avons faite, nous a montré que l'impact du passage de Solvabilité I vers Solvabilité II sur une compagnie d'assurance Algérienne (SAA) était important. Nous avons enregistré une importante augmentation de 187% au niveau de la marge de solvabilité (SCR). Cette augmentation est aussi importante du fait que les paramètres de la formule standard pour le calcul du SCR sont calibrés sur la base des données du Marché Européen et qui ne reflètent pas le profil de risque d'une compagnie d'assurance Algérienne.

Alors que le calibrage des USP prime que nous avons fait sur la base des données de la SAA, nous a permis de réduire l'impact de l'utilisation de la formule standard en enregistrant une baisse de 14% au niveau du SCR de la SAA du fait que les USP obtenus sont nettement inférieurs aux paramètres fournis par la formule standard.

La non adéquation des paramètres du modèle standard avec la réalité du marché Algérien des assurances, impacte aussi le niveau du MCR de la SAA qui ne reflète pas exactement le capital minimum à constituer par la SAA sous Solvabilité II.

Donc, l'utilisation de la formule standard par une société d'assurance Algérienne peut être pénalisante. A cet effet, la principale recommandation tirée de notre étude est d'inciter l'Autorité Algérienne à élaborer une étude d'impact Algérienne calibrée sur la base des données propres au Marché Algérien des assurances qui reflètent le profil de risques des compagnies d'assurance Algériennes en lui permettant de déterminer leurs exigences réelles en fonds propres.

Ainsi, une meilleure gestion de risques, notamment la diversification du portefeuille de placements de la compagnie d'assurance, et la saisie des valeurs de marché des éléments du bilan sont conditionnées par l'existence d'un marché financier et boursier stable et structuré. Alors qu'en Algérie cette condition n'est pas vérifiée. A cet effet, nous incitons l'Autorité Algérienne à une redynamisation du marché financier et boursier pour le développer et garantir un meilleur climat pour une introduction d'un tel système de Solvabilité « SII » en Algérie qui est basé sur la notion de risque et la juste valeur.

En conclusion, l'impact du passage au régime solvabilité II en utilisant la formule standard pour le calcul du SCR sur le ratio de solvabilité est important en enregistrant une baisse du ratio de solvabilité de la SAA (exercice 2018) de 65% passant de 658% à 232%. Alors que l'intégration des USP prime dans la formule standard réduirait cet impact par une amélioration du ratio de solvabilité de 16% passant de 232% à 270%.

Toutefois, malgré la baisse du ratio de solvabilité, la SAA demeure solvable en respect des exigences de solvabilité II par une couverture assez large du SCR et MCR.

Il est important de noter que l'indisponibilité de certaines données telles que les valeurs de marché de certains éléments du bilan, historique suffisant de sinistres... etc nous a empêchés d'avoir des

résultats précis pour cette étude. Ces limites peuvent ouvrir la voie à des améliorations éventuelles de ce travail telles que le calibrage des USP réserves.

Donc, dans le cadre des travaux futurs, il peut être utile de généraliser l'application du modèle standard sur tout le secteur Algérien des Assurances pour permettre la comparaison entre les compagnies d'assurances Algériennes sous les instructions de Solvabilité II et une comparaison de la performance et la solidité financière du secteur Algérien des Assurances par rapport au secteur Européen des Assurances. Une autre piste de recherche est d'opter à un calibrage d'un modèle interne spécifique à chaque compagnie d'assurance pour avoir des résultats aussi précis qui reflètent exactement le profil de risque de chaque assureur.

Références bibliographiques

Texte, Loi et Rapport

- Arrêté du 14 mai 2016 relatif à la représentation des engagements réglementés des sociétés d'assurances et/ou de réassurance
- Décret exécutif n° 04-272 du 29 août 2004 relatif aux engagements techniques nés de l'assurance des effets des catastrophes naturelles
- Décret exécutif n° 13-115 du 28 mars 2013 modifiant le décret exécutif n° 95-343 du 30 octobre 1995 relatif à la marge de solvabilité des sociétés d'assurance
- Décret exécutif n° 95-342 du 30 octobre 1995 relatif aux engagements réglementés des sociétés d'assurance et/ou de réassurance (JO n° 65 du 31 octobre 1995) modifié par le Décret exécutif n° 13-114 du 28 mars 2013
- Décret exécutif n°09-375 du 16 novembre 2009
- Directive 2009 /138/CE du parlement Européen et du Conseil sur l'accès aux activités de l'assurance et de la réassurance et leur exercice (solvabilité II)
- Journal officiel de l'Union européenne L 153, du 22 mai 2014
- Loi 06-04 du 20 février 2006, relative assurances. JO N° 15 du 12 mars 2006
- Ordonnance 95-07 du 25 janvier 1995, relatives aux assurances. JO N° 13 du 08 mars 1995
- Règlement Délégué (UE) 2015/35 de la commission du 10 octobre 2014

Livres et supports de cours

- Axelle Brault-Fonters, Nicolas Guillaume et Fabien Raviard ; « La gestion des risques en assurance » ; L'Argus de l'assurance édition ; 2016
- Cours de contrôle de gestion appliqué à l'assurance Partie 2 disponible sur : <https://cours-assurance.org/documents/Partie%202.pdf>
- Dan Chelly et Gildas Robert ; « gérer les risques sous solvabilité 2 » ; L'Argus des assurances édition; 2012
- Adlane Haffar ; Publication pédagogique sous le titre : Conférences en actuariat ; Université M'Hamed BOUGARA de Boumerdès, Faculté Des Sciences Economiques, Commerciales et des Sciences De Gestion ; 2016/2017
- Jérôme Sander; « Guide pratique de l'ORSA »; L'Argus de l'assurance édition ; 2015
- Julien Sac, Michael Donio et Marina Petit; « Formule Standard et USP : Guide d'aide à la réalisation des calculs solvabilité II » ; SIA partners ; 2016
- Marie-Laure Dreyfuss, « les grands principes de solvabilité 2 », édition par l'Argus de l'assurance, 2015

- Société de Calcul Mathématique SA ; Livre Blanc : Solvabilité II : Une réforme inutile et dangereuse, Avril 2016

Mémoires et rapports

- Annexe des Etats sociaux de la SAA 2018
- Anthony Derien; « Solvabilité 2 : une réelle avancée ? », THESE pour obtenir le grade de Docteur de l'Université, Mathématiques générales, Université Claude Bernard - Lyon I, 2010
- Dossiers techniques d'information Optimind : Solvabilité II et les modèles internes, édition : la société Optimind, janvier 2007
- Eva BENROS, rapport de stage final : Solvabilité II : Calibrage des MCR/SCR dans le contexte QIS4, 2008
- Imen Rassaa, mémoire présenté en vue de l'obtention du diplôme national d'expert comptable, intitulé : la surveillance de la solvabilité des entreprises d'assurances : Gestion et approche d'audit, 2007
- Livret de la SAA 2018
- Nour El Houda Elmeslouhi, Rapport du projet de fin d'études : Solvabilité II application à un produit de retraite complémentaire d'axa assurance Maroc, Institut National de Statistique et d'Economie Appliquée, 2015-2016
- QIS 5 Technical Specifications, 2010
- Rapport de gestion de la SAA de 2018

Séminaires et conférences

- Kamel Marami, séminaire : Système de solvabilité des sociétés d'assurance en Algérie, 2010
- Workshop Solvency : la solvabilité des sociétés d'assurance : finalités & règles le cas algérien, CCR Alger, le 21/10/2015

Sites internet

- cna.dz/Acteurs/Organismes-Institutions/Direction-des-Assurances
- https://content.naic.org/cipr_topics/topic_risk_based_capital.htm
- https://ec.europa.eu/commission/presscorner/detail/fr/IP_04_1384
- https://register.eiopa.europa.eu/Publications/Reports/QIS5_Report_Final.pdf
- <https://www.finma.ch/en/supervision/insurers/cross-sectoral-tools/swiss-solvency-test-sst/>
- www.mf.gov.dz
- www.saa.dz

Annexes

ANNEXE 1

Calcul de la Marge de Solvabilité de la SAA sous le régime actuel de solvabilité en Algérie (2018),
unité DA

A/ Eléments constitutifs de la marge de solvabilité:	Montant
1/ Le capital social ou le fonds d'établissement, libéré.	30 000 000 000,00
2/ Les réserves réglementées ou non réglementées :	4 272 957 128,43
Réserve légale.	1 220 079 231,85
Réserves facultatives.	3 052 877 896,58
Autres réserves.	0,00
3/ Les provisions réglementées:	2 542 376 358,75
Provision de garantie.	153 870 020,93
Provision pour complément obligatoire aux provisions pour sinistres à payer.	736 884 069,77
Provision pour risques catastrophiques.	1 651 622 268,05
Provision pour risques d'exigibilité des engagements réglementés.	0,00
Autres provisions réglementées	0,00
4/ Le report à nouveau, débiteur ou créateur.	0,00
Marge de solvabilité disponible (Total).	36 815 333 487,18
B/ La marge à constituer:	Montant
BI/ SUR LA BASE DES PROVISIONS TECHNIQUES	
Provision d'équilibrage	29 507 414,81
Provision d'égalisation	181 506 915,41
Provision pour prime non acquise	11 587 158 936,92
Provision pour sinistre à payer	14 729 461 786,07
Provision pour participation aux bénéfices et ristournes	200 812 354,09
Provisions techniques (1)	26 728 474 407,30
(1)*15%	4 009 171 161,10
B2/ SUR LA BASE DES PRIMES:	
Primes émises nettes de taxes et d'annulations	27 678 948 164,03
Primes acceptées nettes de taxes et d'annulations	275 011 582,32
Primes émises et/ou acceptées nettes de taxes et d'annulations (2)	27 953 959 746,35
(2)*20%	5 590 791 949,27
Minimum réglementaire de la Marge de Solvabilité "EMS"	5 590 791 949,27

Source : Etablie par nous-mêmes

ANNEXE 2

Segmentation des engagements d'assurance non vie

	Segment	Lignes d'activité, telle qu'exposées à l'annexe I, dont se compose le segment
1	Assurance de responsabilité civile automobile et réassurance proportionnelle y afférente	4 et 16
2	Autre assurance des véhicules à moteur et réassurance proportionnelle y afférente	5 et 17
3	Assurance maritime, aérienne et transport et réassurance proportionnelle y afférente	6 et 18
4	Assurance incendie et autres dommages aux biens et réassurance proportionnelle y afférente	7 et 19
5	Assurance de responsabilité civile générale et réassurance proportionnelle y afférente	8 et 20
6	Assurance crédit et cautionnement et réassurance proportionnelle y afférente	9 et 21
7	Assurance de protection juridique et réassurance proportionnelle y afférente	10 et 22
8	Assurance assistance et réassurance proportionnelle y afférente	11 et 23
9	Assurance pertes pécuniaires diverses et réassurance proportionnelle y afférente	12 et 24
10	Réassurance accidents non proportionnelle	26
11	Réassurance maritime, aérienne et transport non proportionnelle	27
12	Réassurance dommages non proportionnelle	28

Source : Règlement délégué (UE) 2015/35 de la Commission du 10 octobre 2014.

ANNEXE 3

Courbe des taux de Bons de Trésor Algérien arrêtée au 31/12/2018

Année	Taux d'intérêt
0,25	2,07%
0,5	2,26%
1	4,60%
2	4,96%
3	5%
4	5,13%
5	5,25%
6	5,98%
7	6,70%
8	6,90%
9	7%
10	7,05%
11	7,09%
12	7,12%
13	7,14%
14	7,16%
15	7,18%

Source: Direction du Trésor -Direction de la Dette Publique

Conclusion

L'objectif recherché par notre étude est, d'un côté, l'évaluation de la performance du réseau d'agences directes de la CASH assurances en s'intéressant à la notion d'efficacité et d'efficacités, et d'un autre côté, la mise en évidence de quelques facteurs pouvant influencer leur niveau d'efficacités.

D'après la revue de la littérature, nous avons constaté que la mesure et l'analyse de la performance d'une entreprise ou d'un groupe homogène d'entreprises reste difficile et coûteux, ainsi, le niveau de la performance optimale n'est pas connu. En effet, les chercheurs qui se préoccupent de la performance des organisations s'intéressent à la mesure de l'efficacités comme une mesure relative.

L'application de la méthode DEA en premier lieu sur le réseau direct durant la période allant de 2015 à 2019 nous a permis d'identifier les agences qui ont connu des difficultés en termes d'efficacités. Nous avons noté que les scores d'efficacités de toutes les agences de l'échantillon ont évolué favorablement pendant la période objet d'étude sauf le cas de l'année 2018 où le nombre des agences efficaces a diminué ainsi que le score moyen d'efficacités ce qui peut être expliqué par l'évolution de la vision de l'entreprise, traduite par la modification des organigrammes des agences et le changement de leurs missions et de leurs pouvoirs.

Ensuite, nous nous sommes focalisés sur l'année 2019 pour faire un diagnostic de l'efficacités et de l'efficacité du réseau durant l'année. Les résultats ont montré que les agences ne réalisent que 65% de leurs performances en termes d'efficacités technique globale. En outre l'approche DEA nous a accordé la possibilité de déterminer les sources de l'inefficacités des agences directes et les efforts nécessaires pour améliorer leur performance. Par ailleurs, nous avons calculé les taux de réalisation des objectifs fixés pour les agences directes afin d'évaluer leur efficacité. Les chiffres obtenus ne donnent pas la même appréciation fournie par la mesure de l'efficacités.

Enfin, nous avons proposé un modèle pouvant expliquer les scores d'efficacités par l'estimation de données de panel. Il ressort des résultats que l'efficacités technique globale a une relation positive avec les variables retenues ; l'âge de l'agence, son taux de recouvrement des créances, sa cadence de règlement et la part de la branche automobile dans ses affaires. De ce fait, la compagnie doit veiller à l'amélioration du taux de recouvrement des créances et de la cadence de règlement des sinistres des agences qui présentent une inefficacités. Ainsi, elle a à renforcer la politique de diversification du portefeuille et pousser les nouvelles agences à conquérir de l'expérience au sein du marché et faire connaissance de leur environnement.

Références Bibliographiques

- ALAZARD C. et SEPARI S., 2007. DCG 11 « Contrôle de gestion manuel et application », Paris : Dunod.
- ATI A. et M'HIRI ELLEUCH N., 2013. « Stratégies d'alliance et efficacité économique des petites et moyennes entreprises (PME) tunisiennes », Sciences de Gestion, Direction et Gestion, n° 259-260.
- AUGE B., 2011. « Mini manuel de contrôle de gestion », Paris : Dunod.
- BARABEL M. et MEIER O., 2015, « Manager », Paris : Dunod, Ed 3.
- BECKERS P.O., WINAND M. et ZINTZ T., 2017. « Management et évaluation de la performance » De Boek Supérieur.
- BIENER C., ELING M. et WIRFS J., 2015. « The determinants of efficiency and productivity in the Swiss insurance industry », Working papers on risk management and insurance, n°153.
- BOISSELIER P., CHALENÇON L., DORIOL D., JARDIN P. et MARD Y., 2013. « Contrôle de gestion », Paris: Magnard-Vuibert.
- BORGES M.R., NEKTARIOS M. et BARROS C.P., 2008. « Analysing the efficiency of the Greek life insurance industry », European Research Studies, Vol. XI, n°03.
- BOUAOUAJA E., 2003. « Analyse de l'efficacité et de la variation de la productivité du secteur de l'assurance au Canada », Université Laval.
- BOUQUIN H., 1986. « le contrôle de gestion », Paris : Presses universitaires de France.
- BOURBONAIS R., 2015. « Econométrie », Paris : Dunod, 9ème édition.
- CORNEE S., 2006. « Analyse de la convergence entre performance financière et performance sociale ... », IGR IAE, Université de Rennes 1.
- DELERS A., 2018. « Le benchmarking », 50 Minutes.
- ELAME F. et LIONBOUI H., 2014. « Efficacité technique, allocative et économique des exploitations agricoles de la zone de Souss-Massa », Al Awamia, 128.
- FOTSO J.M., 2014. « Le contrôle de gestion des sociétés d'assurance », Paris : Harmattan.
- GERMAIN C., 2003. « Tableau de bord », E-Theque, Onmaing.
- GERVAIS M., 2005. « Contrôle de gestion », Paris : Economica, 8e édition.
- GIRAUD F., SAULPIC O., NAULLEAU G., DELMOND M.H. et BESCOS P.L., 2008. « Contrôle de gestion et pilotage de la performance », Paris : Gualino, édition 3.
- GRANDGUILLOT F. et GRANDGUILLOT B., 2020. « la comptabilité de gestion », Issy-les-Moulineaux Cedex : Gualino, Edition 20.
- GRMANOVÁ E. et STRUNZ H., 2017. « Efficiency of insurance companies: Application of DEA and Tobit analyses », journal of international studies, 10(30), 250-263.
- HUERTA DE SOTO J., 2017. « La théorie de l'efficacité dynamique », Paris : Harmattan.
- HUGUENIN J.M., 2013. « Data Envelopment Analysis (DEA) Un guide pédagogique à l'intention des décideurs dans le secteur public », IDHEAP – Cahier 278.
- KALIKA M., 1988. « Structures d'entreprises, Réalités, déterminants et performances », Paris : Economica.
- LESUEUR J.Y. et PLANE P., 1998. « Efficacité technique et incitations managériales dans l'industrie ivoirienne. Estimation de frontières de production sur données de panel », Revue économique, vol. 49, n°2.
- MATHUR T. et KANTI PAUL U., 2014. « Performance Appraisal of Indian Non-Life Insurance Companies: A DEA Approach », Universal Journal of Management, 2(5): 173-185.

- MD. SAAD N., MOHD YUSOF R., YUSOF J., DUASA A., SHABRI A.M et ABDUL R.,2006. «Measuring Efficiency of Insurance and Takaful Companies in Malaysia Using Data Envelopment Analysis (DEA) », *Review of Islamic Economics*, Vol.10, n°02.
- MEIMAND M., CAVANA R.Y et LAKING R., 2002. « Using DEA and survival analysis for measuring performance of branches in New Zealand's Accident Compensation Corporation », *Journal of the Operational Research Society*, Vol. 53, n°3.
- PIGE B. et PAPER X., 2005. « Reporting financier et gouvernance des entreprises », Colombelles :EMS.
- ROUACH M. et NAULLEAU G., 2006. «Le contrôle de gestion bancaire et financier», Paris : Revue banque, N°4.
- SERGOT J., 2009.« Pourquoi des agriculteurs rationnels sont-ils inefficients?», Paris :Publibook.
- SOUMARE E.M., 2016. « Performance des Projets de Développement International »,Paris : Harmattan.
- VENARD B., 2000. « La trajectoire technologique de l'e-commerce : le cas de l'assurance entre invention technique et innovation de marché», Paris :Gestion 2000.
- WEGMANN G., 2000. « Les tableaux de bord stratégiques : Analyse comparative d'un modèle nord-américain et d'un modèle suédois », Paris :Gestion 2000.



8, Avenue Tahar Ben Ammar - El Manar II Tunis 2092



(216) 71.885.738 - (216) 71.885.211



(216) 71.884.220 - (216) 71.884.188



ifidmag.Inst@ifid.org.tn



www.ifid.org.tn