

Le processus de la libéralisation financière, qu'a connu le monde au cours des dernières décennies, a engendré une vague de privatisation des banques et une concurrence accrue entre les institutions financières internationales. Ce qui a poussé les banques à diversifier, à élargir leurs activités au-delà de leur périmètre d'activité traditionnelle et à prendre plus de risque. Face à cette libéralisation et cette ouverture des marchés financiers, plusieurs crises bancaires dites de troisième génération sont survenues (Reinhart (1996) ; Miotti (2001) Anginer (2014)).

Au cours de ces deux dernières décennies, dans des différents pays de l'Amérique latine le secteur bancaire s'est caractérisé par des crises bancaires récurrentes précédées par des crises de change dans la plus part du temps (Miotti, 2001). Plusieurs chercheurs ont menés leurs travaux sur le rôle que peut jouer la régulation et la supervision afin de prévenir et atténuer l'occurrence de ces crises. En ce sens Monfort et Mulder (2000) ont affirmé que les accords de Bâle II auraient évité la crise de 1997. Dans le même sillage, Montoro et Suarez (2015) ont mené une étude sur un échantillon de 124 banques des pays de l'Amérique latine et sur la période 2006-2009 et ils ont abouti à la conclusion que les normes et les réformes réglementaires étaient l'origine de la résilience de ces banques. En effet, la prise de risque par les banques ainsi que l'inadéquation des normes prudentielles constituaient le majeur facteur micro-économique de ces crises (Miotti, 2001).

Les innovations financières des pays industrialisés et les limites des accords de Bâle I ont fortement motivé les réformes des règles prudentielles. L'amendement de 1996 du comité de Bâle a pour but d'intégrer le risquedemarché et de permettre aux banques d'utiliser leurs modèles internes tels que la *Value-at-risk* afin d'harmoniser une fois de plus le dispositif bâlois. Néanmoins, les innovations financières ont donné la possibilité aux banques non seulement de contourner ces règles prudentielles, mais aussi de disposer moins de capital tout en prenant des risques excessifs. Les conséquences de ces innovations, la crise asiatique de 1997 ont été une raison forte pour mettre en place les accords de Bâle II. Ces derniers ont pour objectif de prévenir les crises financières par une meilleure adéquation entre fonds propres et risque encourus (les risques de crédit, les risques de marché et les risques opérationnels).

La crise des *Subprimes* de 2007 a eu différentes conséquences sur la régulation et la supervision bancaire, notamment les réformes des normes prudentielles Bâle III. Cette crise a permis paradoxalement de mettre l'accent encore une fois sur les failles du dispositif de

contrôle et de la réglementation bancaire en vigueur (Bâle I et Bâle II). La faillite de Lehman Brothers aux États-Unis montre les conséquences de la crise immobilière de 2007 sur les systèmes bancaires. Les conséquences de cette crise n'ont pas impacté seulement les États-Unis, mais aussi d'autres pays. Par exemple, la banque Northern Rock étant fortement exposée aux prêts *Subprimes* a subi les conséquences d'une panique bancaire qui s'est traduite par un retrait massif des déposants. De plus, la titrisation des prêts bancaires a débouché sur une accumulation du risque systémique et des effets de contagion. Cette crise a montré les lacunes de la réglementation prudentielle Bâle I et les limites des accords de Bâle II à travers l'opacité du processus de transfert des risques et l'arbitrage réglementaire. En effet, le mécanisme du transfert des risques et l'arbitrage réglementaire ne font qu'augmenter les risques bancaires (Balin, 2008).

Une nouvelle évolution des règles prudentielles tente de pallier aux lacunes et insuffisances des règles précédentes dans le but de garantir aux banques une meilleure résilience pour instaurer de la stabilité financière. Cependant, une réglementation rigide, trop contraignante ne fait que limiter la capacité des banques à financer l'économie et par conséquent freiner la croissance économique du pays. Plusieurs auteurs se sont intéressés à cette problématique afin d'étudier les conséquences négatives d'une réglementation bloquante et trop contraignante pour les banques (Miles et al. (2013)). Ils concluent que les réglementations doivent être caractérisées par des niveaux de fonds propres optimaux pour garantir la stabilité des banques et assurer l'équilibre de l'économie. Bien que les normes prudentielles aient un impact positif sur la hausse des fonds propres, mais ses implications dans la réduction de niveau de prise de risque restent discutables. Par exemple, pour réduire considérablement le montant des actifs pondérés des risques de leurs portefeuilles de négociation, les banques ont de sorte à transférer ces risques à leurs portefeuilles d'investissement. En ce sens, Cohen (2013) a montré que des pressions réglementaires supplémentaires peuvent se traduire par une exploitation des bénéfices non distribués et non par la réduction de niveau de prise de risque par les banques. Malgré les apports des accords de Bâle III, plusieurs critiques leur ont été adressées telles que la méthode de calcul des actifs pondérés de risque par les modèles internes des banques. Pour pallier à ces insuffisances, certains spécialistes s'interrogent déjà sur la formulation d'un nouvel accord de Bâle IV. De ce fait, des propositions et discussions sont en cours et portent sur des améliorations aux effets négatifs des accords de Bâle III. En particulier la méthode standard, les modèles internes, le calibrage de l'ensemble et la réduction de la variabilité des actifs pondérés au risque.

Les secteurs bancaires des pays du Maghreb notamment la Tunisie et le Maroc, ont connu des crises et de défaillances. En 1980, le système bancaire marocain a du faire face à des problèmes de solvabilité qui ont été la cause d'une crise de la dette (Laeven et Valencia (2008)). En Tunisie, les banques commerciales ont vécu une situation de sous-capitalisation en 1991. Et récemment, après la révolution de 2011, ces banques souffrent de problèmes de liquidités et de trésorerie. De plus, elles subissent de plus en plus un risque de change plus élevé surtout après la dépréciation de la monnaie nationale tunisienne. Tous ces problèmes ne font qu'alerter les autorités nationales sur la survenance d'une crise potentielle.

En Tunisie, pour remédier aux crises bancaires et s'aligner aux normes internationales, des réformes prudentielles ont été entreprises depuis les années 1990 afin de réglementer les banques et leurs imposer la détention le niveau de fonds propre nécessaire pour couvrir leurs risques encourus. Au début ce n'est que le risque de crédit qui a été pris en compte lors de l'adéquation de fonds propres réglementaires. Puis, il y'a eu la prise en considération de risque opérationnelle, et enfin, en juin 2018, la Banque Centrale Tunisienne a imposé la pondération de risquedemarché lors de calcul de ratio de solvabilité.

En 2006 la réglementation tunisienne s'est prononcée pour la première fois sur la notion de risquedemarché en imposant aux banques de procéder à l'adéquation de leurs fonds propres au regard de leurs activités de marché et à des simulations de crises en vue d'évaluer les risques qu'elles encourent en cas de fortes variations des paramètres d'un marché, et ce n'est que récemment en juin 2018, que la BCT a défini de nouvelles normes strictes d'adéquation de fonds propres relatives aux risques de marché.

Plusieurs études se sont intéressées l'adéquation de niveau de fonds propres des banques, son impact sur la prise de risque, son impact sur la rentabilité des banques...D'où la nécessité d'analyser et d'étudier la culture des banques tunisiennes en matière de management de risquedemarché d'une part et de mesurer ce risque d'autre part afin d'améliorer la résilience des banques aux pertes potentielles.

Notre étude vise à apporter une analyse de management de risquedemarché au sein des banques tunisiennes et proposer une gestion de ce risque au sein d'une banque afin de répondre à ces trois questions de recherches :

- **Le niveau de la prise de risquedemarché des banques tunisiennes permet-il d'expliquer la variation de leurs ratios de capital?**
- **Eu égard les nouvelles dispositions de la circulaire 2018-06 de la BCT, comment Attijari Bank procédera-t-elle à gérer son risquedemarché via les approches standards d'allocation de fonds propres sujettes de cette circulaire?**
- **Au-delà des dispositifs de cette nouvelle circulaire, l'adoption des approches par les modèles internes permet-elle une meilleure allocation de fonds propres relatifs à ce risque ?**

Le présent travail a donc pour but d'analyser en premier lieu la la manière de gérer de risquedemarché des banques tunisiennes pour la période (de 2007 à 2017) afin de mettre l'accent sur l'importance sur la mise en place des nouvelles réformes de la Banque Centrale Tunisienne et en second lieu, de mesurer le risquedemarché au sein d'une banque tunisienne (Attijari Bank) afin d'assurer l'adéquation de fonds propres relatifs à ce risque.Pour assurer cette adéquation, nous recourons à deux approches d'estimation des fonds propres à savoir : l'approche standard et l'approche par les modèles internes. De ce fait, pour appliquer cette approche par les modèles internes nous exploitons des méthodes classiques et d'autres modèles exploitant la volatilité conditionnelle estimée par le processus GJR-GARCH.

Le présent mémoire est organisé en quatre chapitres. Le premier présentera d'abord la notion de risquedemarché, ses composantes ainsi que la réglementation internationale et nationale en matière de risquedemarché. Ensuite, le deuxième chapitre permettra d'analyser la la manière de gérer de risquedemarché au sein des banques tunisiennes. Puis, le troisième chapitre passera en revue des différentes mesures de risques de marché ainsi que la méthodologie utilisée dans le cadre de cette étude. Enfin, le dernier chapitre s'intéressera à l'adéquation de fonds propres relatifs au risquedemarché au sein d'Attijari Bank à travers l'évaluation de ce risque. Pour ce faire, la première section sera consacrée pour présenter Attijari Bank à travers sa fonction globale de gestion de risque et son activité de marché. La deuxième sera dédiée à l'approche par modèles internes (classiques). La troisième sera destinée à l'estimation de la *Value-at-Risque* à partir des modèles GARCH. Et la dernière sera consacrée à la confrontation des résultats ainsi qu'à la comparaison des différentes approches adoptées.

**Chapitre I : L'Adéquation de Fonds Propres
Réglementaire eu égard au Risque de Marché**

Introduction

Bien que la déréglementation et la libéralisation des mouvements de capitaux connues par le monde financier depuis les années quatre-vingt-dix, aient engendré un développement important des opérations de marché des établissements bancaires, les risques de marché n'étaient contrôlés que de manière fragmentaire (Thoraval, 1996).

En 1988, les responsables de contrôle bancaire ont décidé que les établissements bancaires devaient se prémunir contre plusieurs risques et notamment le risque de crédit. Malgré l'existence d'autres formes de risques telles que le risque de change, le risque de taux d'intérêt ou encore le risque de placement, la réglementation ne portait sur aucune de ces catégories (Thoraval, 1996). Ce n'est qu'à partir l'année 1996 que le risquedemarché a été pris en compte par les autorités réglementaires.

Par ailleurs ce n'est que récemment en 2018 et à travers la circulaire de la Banque Centrale de Tunisie 2018-06, que la réglementation tunisienne a pris des mesures strictes concernant ce risque. En effet, il était simplement donné aux diverses banques la faculté d'inclure une pondération des positions de change ouvertes ou diverses formes du risque de placement.

Cette nouvelle réglementation s'est traduite par la mise en place d'exigences supplémentaires en matière de fonds propres réglementaires devant être mobilisés par les banques. De ce fait, le niveau de fonds propres adéquat peut être déterminé en se basant sur deux approches : une approche standard mise en vigueur en 1993 et une approche de modèle interne prise en considération par les autorités réglementaires à partir de l'année 1995 par le comité de Bâle.

Ce chapitre présente quatre sections : la première tentera de cerner la notion de risquedemarché à partir ses différentes catégories ainsi que la manière de le gérer. La deuxième mettra, quant à elle, l'accent sur la régulation de risquedemarché en examinant l'évolution de sa réglementation à travers les accords Bâlois. La troisième sera ensuite dédiée à la réglementation de ce risque à échelle nationale, alors que la dernière section de ce chapitre sera consacrée au niveau de fonds propres réglementaires exigé face à ce risque en délimitant leurs composantes leurs approches de détermination.

I. Le risquedemarché

« Qu'est-ce qu'un risque ? », cette question qui paraît simple suscite bien des polémiques tant il est difficile d'y donner une réponse précise. En effet, Lacoste (1997) stipule que le débat sur la définition et la mesure du risque est loin d'être clos.

En économie financière, une situation risquée est « *une situation dont l'issue n'est pas totalement maîtrisée par son initiateur et qui peut en conséquence réserver des surprises fâcheuses tout autant que plaisantes* » (Raimbourg, 2001).

Pour une banque, le risque est l'essence de son activité. En effet, le risque est attaché à l'apparition d'un « *événement ou action qui peut défavorablement affecter la capacité d'une organisation de réaliser ses objectifs et exécuter ses stratégies* » (McNeil et al. 2005).

Les institutions financières sont soumises à de nombreuses sources de risques. Etant généralement défini comme le degré d'incertitude concernant les rendements nets futurs, le risque est caractérisé dans la littérature par quatre principaux types:

- Le risque de crédit représente la perte potentielle due à l'incapacité d'une contrepartie à répondre à ses obligations.
- Le risque opérationnel tient compte des erreurs pouvant être commises lors de l'émission des ordres ou des opérations de règlement et inclut le risque de fraude et les risques réglementaires.
- Le risque de liquidité « *correspond au risque de cessation paiement lié à l'impossibilité de se refinancer, ou de perte liée à la difficulté pour la banque de se procurer des fonds à des conditions normales de marché* » Merdes et Messelin (2008).
- Le risquedemarché estime l'incertitude des bénéfices futurs, due aux changements dans les conditions du marché.

Dans l'industrie bancaire, le risquedemarché est le risque prépondérant du fait qu'il reflète la perte économique potentielle causée par la diminution de la valeur de marché d'un portefeuille (Manganelli et Engle, 2001).

1. Définition de risquedemarché

Le risquedemarché est assimilé aux risques de pertes potentielles qui découlent d'une évolution défavorable des cours ou des prix d'actifs de biens et valeurs financières faisant l'objet des opérations sur les marchés de capitaux (ManganellietEngle, 2001). De même, Greuning et Bratanovic (2003) ont défini le risquedemarché comme étant « la possibilité de pertes financières dues à une évolution défavorable des marchés financiers ».

Selon Thoraval (1996) : « *les risques de marché sont les pertes potentielles résultant de la variation du prix des instruments financiers détenus dans le portefeuille de négociation ou dans le cadre d'une activité de marché. Ces instruments financiers sont soumis au risque du taux d'intérêt et au risque de change* ». C'est donc un risque de déviations défavorables de la valeur de marché des positions pendant la durée minimale requise pour liquider les positions (Roncalli, 2001)

Autrement dit, le risquedemarché est un risque lié aux pertes possibles sur les marchés financiers, dues à l'évolution défavorable de facteurs de risques tels que les taux d'intérêt, les cours de change ou le prix des matières premières. Les techniques standards de couverture de ces risques sont les contrats à terme, options, swaps. Le risquedemarché est un risque pur, probabilisable, qui est allié à un coût. Il doit être évité ou du moins réduit (Frantz ,2005)

De plus, la commission bancaire et la circulaire n°2018-06 de la banque centrale ont défini le risque marché, comme les risques de pertes sur des positions du bilan et du hors bilan à la suite de variations des prix du marché. Ils recouvrent :

- Les risques relatifs aux instruments liés aux taux d'intérêt et titres de propriété du portefeuille de négociation;
- Le risque de change encouru pour tous les postes du bilan et du hors bilan.

Le risquedemarché ne correspond pas nécessairement à une dégradation de la solvabilité de l'émetteur de l'actif et peut être assimilé à la réalisation des moins-values ou à la perte en cas de revente des titres détenus.

Dans la théorie moderne du portefeuille, ce risque est généralement mesuré par la volatilité de marché. Cette dernière ne peut pas traduire toutes les incertitudes propres au marché et encore moins à l'économie en général. Lorsqu'il s'agit d'un actif donné, ce risque

est appelé risque systématique. Ce dernier est corrélé à la volatilité de l'ensemble du marché. Etant donné l'impact important du risquedemarché sur les participants aux marchés financiers, sa gestion active devient primordiale pour la pérennité et le suivi des institutions financières.

Le risquedemarché se décompose en deux types de risques :

- Risquegénéral : Ce risque correspond aux pertes sur position résultant d'un mouvement défavorable du marché dans son ensemble.
- Risquespécifique : Ce risque est lié aux mouvements défavorables du prix d'une position bien déterminée, relatifs à des facteurs spécifiques à cette position.

2. Les diverses catégories de risque marché

Le risquedemarché comprend généralement le risque de taux d'intérêt, le risque de change et le risque de variations des prix (Roncalli,2001). En effet, le risque de change peut être lié à une perte résultant des variations de cours de créances ou des dettes libellées en une monnaie autre que celle de référence de la banque. (Rouach et Naulleau, 1998). Selon De Coussergues (2000), le risque de taux d'intérêt se manifeste soit par un effet-prix et soit par un effet-revenu.

De ce fait, et selon l'activité bancaire, le risquedemarché peut être dissocié en trois catégorie de risque.

2.1.Le risque de taux d'intérêt

Le risque de taux d'intérêt est le risque relatif aux variations défavorables des taux qui peuvent impacter les résultats. Ce dernier constitue une donnée importante à laquelle se réfèrent les banques car « *la quasi-totalité de leurs encours du bilan engendre des revenus et des charges qui sont, à plus ou moins long terme, indexés sur les taux du marché* » Bessis (1995).

La multitude de taux avec des formules diverses fait la particularité de ce risque (Roncalli, 2009) tels que : les taux du marché monétaire, les taux du marché financier, les taux directeurs de la banque centrale, les taux débiteurs payés par un emprunteur à son banquier ou encore le taux débiteur. Les formules des taux englobent : les taux fixes, taux variables, les taux révisables et les taux administrés.

De plus, les options « cachées » ou « implicites » constituent une composante particulière du risque de taux d'intérêt telles que les crédits remboursés par anticipation à taux fixe donnant droit pour les emprunteurs, de dénoncer leurs contrats initiaux pour renégocier un autre en cas de baisse des taux.

La possibilité de retrait des dépôts à vue à n'importe quel moment ou encore leur transformation en un placement plus rémunérateur en se basant sur les conditions du marché, constituent un risque optionnel à la banque. Ce dernier naît de comportements des opérateurs qui recourent à des options contractuelles incorporées aux produits bancaires en se référant aux évolutions favorables des taux.

Le risque d'intérêt global d'une institution financière est défini comme « *le risque encouru en cas de variation des taux d'intérêt du fait de l'ensemble des opérations de bilan et hors-bilan, à l'exception, le cas échéant, des opérations soumises aux risques de marché* » (le Comité de la Réglementation Bancaire et Financière (CRBF)). En effet, le portefeuille d'activité d'une banque est décomposé en portefeuille bancaire et en portefeuille négociation. Le portefeuille de négociation comporte les opérations évaluées au cours du marché. Ces dernières sont appelées « *Marked to Market* » et dont le risque de taux est immédiatement reflété dans les comptes et ne donne pas lieu à un suivi particulier. Les autres opérations constituent le portefeuille bancaire.

Comme tout type de risque, le risque de taux d'intérêt peut être décomposé en risquégénéral et un autre spécifique.

En ce qui est du risquégénéral, il correspond à l'évolution des taux d'intérêt dans la devise concernée. Quant au risquespécifique, il représente le risque lié à l'appréciation par le marché de l'émetteur de l'instrument (Thoraval, 1996). En effet, il est dû au mouvement défavorable du prix de l'instrument lié à des facteurs propres à cet instrument ou à son émetteur. En ce sens, si l'émetteur de ces instruments connaît des difficultés financières, alors sa note sera probablement diminuée par les agences de notation et c'est ainsi que les valeurs des instruments proposés vont décroître. Le comité de Bâle accorde à chaque instrument une charge en capital qui varie en fonction de la qualité de l'émetteur et de la maturité de l'instrument.

Par ailleurs, le risquégénéral est le risque de perte sur une position découlant d'une variation des taux d'intérêt du marché. De ce fait, la valeur de la créance correspond aux flux

financiers actualisés générés par le taux d'intérêt du marché approprié. Le risque de taux d'intérêt peut être évalué soit en fonction des *durations* des créances, ou soit par leurs échéances.

2.2.Le risque de change

Le risque de change correspond au risque de pertes dues à des évolutions de taux de change. C'est aussi « *une conséquence des fluctuations des taux de change, et provient des décalages entre les valeurs des actifs et des passifs libellés dans des devises différentes* » (Greuning et Bratanovic, 2003).

Ainsi, ce risque se manifeste généralement lorsque les produits ou les charges sont indexés sur des cours de change ou lorsque les éléments d'actif ou de passif sont libellés en devise (Philippe, 2008).

Selon Philippe (2008), le risque de change est plus complexe que le risque de liquidité et de taux d'intérêt et ses conséquences sont généralement plus graves. En effet, ce risque peut engendrer des pertes de capital plus coûteuses comparées à des pertes d'intérêts causées par le risque de taux.

En outre, l'interdépendance des marchés internationaux ne fait qu'augmenter la volatilité des marchés de change. En effet, les institutions bancaires opérant à l'international sont exposées à des risques de taux de change et des risques de taux d'intérêt libellés en devises. En plus, la variation des taux de change a un impact sur la valeur du marché de l'institution, autrement dit sur sa position de change économique (Philippe, 2008).

2.3.Risque de prix variations des titres de propriété

Les actions et les autres instruments assimilés tels que les actions prioritaires non convertibles qui sont assimilés à des titres de créance, sont des titres de propriété détenus par les établissements bancaires. Toute position qu'elle soit courte ou longue engendre un risque dû aux variations de prix de ces titres (Thoraval, 1996). Ce risque se décompose en risquégénéral et risquespécifique. Pour le risquégénéral, il s'agit du risque de variations du prix de l'action liée à l'évolution générale du marché (Thoraval, 1996). Pour le risquespécifique, il dépend des facteurs propres à ce titre.

3. La gestion de risques de marché

L'étude de la gestion des risques a vu le jour juste après la deuxième guerre mondiale (Crockford, 1982 ; Harrington et Niehaus, 2003 ; Williams et Heins, 1995), la gestion des risques moderne remonte à la période 1955-1964. Cependant, pour le secteur financier, ce concept a connu une révolution à partir des années 1970. Durant cette période, la gestion des risques financiers est devenue une priorité pour plusieurs institutions financières notamment pour les banques qui sont exposées à des fluctuations telles que les risques de rendements boursiers, de prix de matières premières de taux d'intérêt ou de change.

Néanmoins, cette révolution est non seulement due à l'augmentation importante des fluctuations des prix (taux d'intérêt, taux de change...), mais aussi à la disparition des parités fixes des monnaies. Ce qui a engendré une volatilité considérable des prix de matières premières. Historiquement, les banques recourent aux activités de bilan ou réelles (réserves de liquidité) pour se protéger contre ces risques financiers. Par la suite, dans le but de réduire le coût des activités traditionnelles de couverture, les banques ont eu recours aux produits dérivés (Dionne, 2013).

Dionne (2003) a mis l'accent sur le fait que les décisions de gestion des risques sont devenues des décisions financières qui doivent être évaluées en fonction de leurs impacts sur la valeur de l'établissement et non pas de l'efficacité de leur couverture de certains risques.

En effet, la gestion des risques doit permettre aux banques d'affronter efficacement le risque et l'incertitude. Vu que les risques sont présents dans toutes les activités bancaires, leur identification et évaluation émanent du développement stratégique de l'établissement. Ainsi, la gestion des risques peut être définie comme « *l'ensemble d'activité (financières et opérationnelles) qui permet de maximiser la valeur d'une entreprise ou d'un portefeuille en réduisant les coûts associés à la volatilité de ses flux et de sorties de fonds (cash-flows)* » (Dionne, 2001).

Selon Bessis (1995), la gestion des risques doit s'articuler sur gestion interne et gestion globale tout en étant présente tout au long de la hiérarchie de l'institution : De haut en bas « top down », là où tous les objectifs sont transférés aux entités concernés sous formes de signaux, des limites d'encours, des limites de risques. De bas en haut « bottom-up », le suivi et le contrôle des risques sont orientés.

Selon Deleuze et Ipperti (2013), la gestion de risquedemarché passe essentiellement par trois étapes : la première sert à évaluer les risques, la seconde à les prioriser pour arriver enfin à la communication et la capitalisation.

Selon Vernimmen et *al.* (2013), la gestion des risques de marché doit satisfaire quatre étapes : Premièrement l'identification du risque, puis la détermination des contrôles internes existants, suivie par la détermination du risque résiduel et enfin, le choix de la stratégie de gestion. Cependant, Jacquillat et *al.* (2014) stipule qu'un système de gestion des risques est indispensable à la gestion d'actifs financiers, surtout en période de crise financière. Selon ces mêmes auteurs, la gestion des risques a pour objectifs d'identifier les risques qui peuvent impacter la valeur d'un portefeuille, mesurer l'exposition à chaque type de risque, identifier les corrélations possibles entre les types de risques et évaluer les pertes possibles. Ainsi, la gestion de risquedemarché sert à identifier le risque, le mesurer pour finir par l'estimation des fonds propres nécessaires imposés par les autorités réglementaires.

4. Risquedemarché : entre portefeuille de négociation et portefeuille bancaire

La distinction des portefeuilles réglementaires, (le portefeuille de négociation « Trading Book » du portefeuille bancaire ou encore d'investissement « Banking Book ») permet d'affecter chaque contrat à un seul portefeuille.

Le Banking Book,ou portefeuille bancaire,contient lesactifs qui sontgénéralement conservésjusqu'à leur échéance. En ce qui est du Trading Book,il se réfère auxpositions sur instruments financiers détenues dans l'intention de les revendre à court terme en saisissant l'opportunité d'une évolution sur le marché.

Selon Roncalli (2009), Outre les risques encourus par le portefeuille de négociation « Trading Book », le risque marché englobe une partiedes risques encourus du portefeuille d'investissement ou encore Banking Book tel que le risque de change ou encore le risque de crédit. En effet, certains produits financiers comme les CDSs (CreditDefault Swap) ou encore produits titrisésontfait apparaitrelerisque de crédit dans le Trading Book.

Etant donné que les exigences en fonds propres réglementaires sont plus importantes pour le portefeuille bancaire que pour le portefeuille de négociation, les banques ont essayé de profiter de ce déséquilibre pour transférer des instruments porteurs de risque de crédit du Banking Book vers le Trading Book. En ce sens, le comité de Bâle (2013)a affirmé que la délimitation actuelle entre Tradinget le Banking Book a été une source de faiblesse lors des

dernières crises. Ainsi, une nouvelle définition des portefeuilles s'impose afin de fiabiliser le système bancaire.

Pour pallier à ces insuffisances, le comité de Bâle a établi une liste de présomptions d'instruments devant être inclus dans le portefeuille de négociation : les instruments émanant des activités de négociations ou encore des prises fermes des banques, les instruments résultant de l'activité de tenue de marché des banques, toutes les actions ou placements en action ainsi que les instruments sujets à des opérations de ventes à découvert.

Les Trading Book et Banking Book n'incluent pas le même type de risque. De ce fait, les méthodes de calcul de fonds propres exigés par les autorités réglementaires diffèrent d'un portefeuille à un autre. Par conséquent, le transfert d'un instrument d'un portefeuille à un autre entraîne nécessairement des variations de fonds propres. Cela a poussé La Revue Fondamentale du Trading Book (RFTB) (2016) à imposer des charges additionnelles au capital fixe du Pilier I lorsque les fonds propres requis sont réduits suite au basculement d'un instrument financier du portefeuille d'investissement au portefeuille de négociation.

Il est à noter que les transferts d'instruments entre portefeuille de négociation et portefeuille bancaire sont contrôlés et approuvés par le superviseur. De plus, La Revue Fondamentale du Trading Book (RFTB) (2016) a permis aux superviseurs de vérifier la classification des instruments financiers détenus par les banques en leur donnant le pouvoir d'exiger le changement de portefeuille de tout instrument considéré comme mal assigné.

Selon La RFTB (2016) exige la valorisation quotidienne de tous les instruments détenus au sein du Trading à leur juste valeur. De plus, elle impose aux banques de faire le reporting au régulateur pour faciliter le contrôle de perméabilité de la frontière entre portefeuilles réglementaires.

Principalement, trois catégories de risque peuvent être transférées du Banking au Trading Book et sont en l'occurrence le risque de crédit, le risque d'action et le risque de taux d'intérêt général.

Le risque de crédit peut être transféré du Banking Book vers le Trading Book. Lorsqu'une position initialement enregistrée au portefeuille bancaire, est couverte par une opération sur dérivée de crédit inscrite du portefeuille de négociation. En effet, d'après la RFTB (2016), le transfert d'un portefeuille à un autre constitue une mesure d'atténuation du risque. Cependant, si le montant du transfert du risque du Banking Book au Trading Book

correspond parfaitement à celui d'une transaction sur produit dérivée engagée dans le portefeuille de négociation, aucune nouvelles exigences de capital propre liées au risquedemarché ne sont exigées.

De même, le risque lié à une position en action détenue dansleportefeuille investissement peut être couvert par une opération sur dérivé de crédit. Ce qui engendre un transfert du risque au portefeuille de négociation. Tel est le cas pour le risque de crédit, la RFTBdes fonds propres supplémentaires lorsque l'opération répond à un certain nombre critère.

Quant autransfert de risque suite à une opération sur dérivé de taux dans le portefeuille bancaire,il sert à couvrir une opération enregistrée au sein du Banking Book. Comme pour le transfert du risque d'action et de crédit, La RFTB n'autorise le transfert du risque de taux d'intérêtque sous certaines conditions strictes pour minimiser les incitations d'arbitrage.

II. La réforme de la réglementation bâloise

1. La justification de la réglementation prudentielle

Depuis les années quatre-vingts, les marchés financiers ont connu un développement exponentiel. Cependant, ils ont supporté plusieurschocs et même des crises financières telles que la faillite de la banque de Barings. Cequiaconduit les régulateurs de marché à mettre en place certaines réformes pour contrôler et surveiller ces marchés. Ces règles ont porté surplusieurs types de risques notamment le risquedemarché.

Ces dernières décennies, les crises bancaires ont été,en grande partie, les conséquences des comportements microéconomiques des banques (Llewellyn, 2000). L'interdépendanceet l'interconnexion des institutions bancaires ont facilité la propagationde ces crises à l'ensemble du système bancaire, puis au système financier pour impacter l'économie réelle et ce à échelle nationale etinternationale. Celaa poussé les autorités réglementaires à instaureret renforcer les normes prudentielles dans plusieurs pays. En effet, plusieurs recherches portant sur les facteurs déclencheurs des crises financières, ont montré que la régulation et la supervision bancaire constituent l'une des solutions assurantla solidité des banques. En d'autres termes, ils permettent de réduire la probabilité de faillite des banques.

Il faudrait tout d'abord cerner le concept de réglementation bancaire. En effet, ce dernier est défini comme l'ensemble des pratiques des autorités publiques ayant pour but d'instaurer, de maintenir et de garantir la stabilité bancaire et financière à long terme. Etant donné leurs activités d'intermédiation, et les crises bancaires de ces dernières décennies, les banques sont devenues les institutions les plus régulées.

Les accords de Bâle ont été mis en place depuis l'année 1988 pour arriver à Bâle III et même Bâle IV dans peut être quelques mois. Plusieurs tentatives du comité de Bâle ont été lancées pour unifier et harmoniser les normes prudentielles à l'échelle internationale.

Aiyar et *al.* 2015 ont recommandé un renforcement des règles prudentielles afin d'éviter de futures crises bancaires. Cependant, d'autres auteurs affirment que le durcissement des normes prudentielles ne permet pas nécessairement d'atténuer les risques et non plus d'éviter les crises et ils supportent l'idée d'une dérégulation du secteur bancaire (Jayaratne et Strahan 1997). En effet, une réglementation très contraignante des banques imposant des fonds propres importants, engendre une diminution l'offre des crédits à l'économie et freine la croissance économique.

Les différentes crises financières qu'a connues le monde financier ont montré les besoins permanents et la nécessité d'instaurer une réglementation financière à l'échelle mondiale pour prévenir les crises et interconnecter les systèmes bancaires du monde.

2. Les théories de la réglementation bancaire

Ces théories permettent la compréhension des bases fondamentales de la justification de la réglementation prudentielle. Elles mettent l'accent sur la nécessité de réglementer les banques et l'exigence de normes répondant à la complexité de leurs activités.

Tartari (2002) a regroupé les théories de la réglementation bancaire en deux catégories : les théories normatives et les théories positives.

Ces théories tentent d'expliquer la relation qui existe entre le capital et les risques des banques et étudient l'évolution du niveau des fonds propres exigés par rapport aux actifs risqués des banques. C'est sur cette relation que les autorités réglementaires se basent dans leur choix de renforcement des fonds propres.

2.1.La théorie de Kim et Santomero 1988

Kim et Santomero (1988) étudient les évolutions réglementaires dans leur analyse sur l'impact du capital des banques dans la gestion de leurs risques. Ils aboutissent à la conclusion de l'incapacité de ces normes à garantir la stabilité bancaire. De plus, ils critiquent le fait d'exiger un capital minimum commun à toutes les banques en ignorant la différenciation des actifs du portefeuille des bilans. Ils proposent un portefeuille optimal de façon à ce que les capitaux propres soient proportionnels aux risques encourus.

Pyle (1971) et Kahane (1977) sont pionniers dans l'étude de la réglementation bancaire en matière de fonds propres exigés. Pour ce faire, ils se basent sur la théorie de la probabilité de faillite et la théorie du portefeuille afin d'optimiser le niveau de fonds propres en fonction de la composition des portefeuilles des banques et de la probabilité de survenance de faillite.

Les autorités réglementaires peuvent mettre en place des règles contraignantes imposant aux banques de limiter la proportion d'actifs risqués dans leurs portefeuilles. En ce sens, Rochet (1992) a insisté sur l'importance de classer les actifs des banques en actifs risqués et non risqués. Il avance un modèle des risques pondérés afin de quantifier les risques des actifs des banques. Il aboutit à la conclusion que la capitalisation des banques ne limite pas leur comportement spéculatif. De plus, il propose l'exigence d'un niveau de fonds propres supplémentaires pour les banques à portefeuilles d'actifs risqués.

2.2.La théorie de Giammarino et al.(1993) : les théories des incitations

Cette approche suppose que le régulateur est mal informé concernant la qualité des actifs détenus initialement par la banque (un problème de sélection adverse).

Giammarino *et al.* (1993), se basent sur un échantillon comportant : des déposants, des entreprises, des banques et un régulateur qui sont tous averse au risque. Dans ces relations d'agences, les fonds propres permettent de déterminer la probabilité de défaut. En effet, le régulateur dispose de plusieurs techniques pour faire face au problème d'asymétrie de l'information, tels que le niveau de fonds propres exigé, le niveau de réserves sans risque ou encore la prime d'assurance dépôts. Il impose ces techniques en fonction de la qualité finale de portefeuille de crédits de la banque. Le ratio de fonds propres réglementaire dépend donc de la qualité et la taille du portefeuille de crédits.

Le modèle de (Besanko et Kanatas 1996) se base sur deux problèmes d'asymétrie de l'information. Le premier se passe entre les anciens actionnaires de la banque qui cherchent la maximisation leur utilité et les nouveaux actionnaires souhaitant l'accroissement de la part de capitaux du bilan de la banque. Le deuxième se déroule entre les anciens actionnaires et les autorités réglementaires. En effet, la réglementation exige l'augmentation des fonds propres ce qui va impacter négativement les gains des anciens actionnaires. Ces derniers ont intérêt à recapitaliser la banque pour atteindre le niveau des fonds nécessaires. Ce sont les nouveaux actionnaires qui apportent des fonds propres contre l'acquisition des actions. Cette situation engendre la réduction du prix d'équilibre de l'action de la banque sur le marché.

La banque se trouve ainsi dans un dilemme : l'augmentation de sa valeur marchande d'une part et la baisse du prix de ses actions d'autre part. Dans une telle situation, la banque peut trouver des difficultés dans l'augmentation de son ratio de fonds propres et dans ce cas le régulateur n'aurait peut-être pas dû imposer sa réglementation. En effet, les banques décident en fonction du comportement des autorités d'augmenter la prise de risque ou de la réduire. Il est recommandé que le régulateur fixe les exigences en fonds propres en fonction de la situation de chaque banque (Besanko et Kanatas 1996).

2.3. La théorie de Dewatripont et Tirole (1993) : contrats incomplets

Le modèle de Dewatripont and Tirole (1993) tient compte des caractéristiques des banques et de leur environnement. Etant donné que les actionnaires dirigent les banques ne possèdent pas la totalité du capital et que les contrats sont incomplets, *a priori* certaines décisions ne peuvent pas être spécifiées. Les dirigeants doivent donc être incités à prendre les décisions optimales et il s'avère primordial d'instaurer une réglementation prudentielle.

Le régulateur intervient généralement après une gestion médiocre de la banque. Il exige un respect du ratio de fonds propres plus contraignant lorsque la performance de la banque est médiocre. Dewatripont et Tirole (1993) proposent un relâchement des contraintes prudentielles dans les périodes de récession. Par analogie à la théorie des options, Ils aboutissent à la conclusion que la prime de risque perçue par les déposants est croissante en fonction du quasi-levier de la banque et de son risque global.

Pour Dewatripont et Tirole (2013), la réglementation prudentielle des banques doit aussi être pensée en termes d'incitations du manager. Dans ce cas, il y'aura un transfert du

contrôle de banques aux déposants et au régulateur qui a pour mission de protéger ces derniers d'une performance médiocre de la banque.

3. L'occurrence du risque de marché dans les accords de Bâle

Mis en vigueur en 1988, le premier accord de Bâle s'est limité au risque de crédit. En effet, chaque banque est dans l'obligation de conserver une réserve de capital de 8% de la valeur des titres représentant des risques de crédit dans son portefeuille. La pondération adoptée au début de la réglementation pour le calcul du ratio était arbitraire.

Ne prenant en considération que le risque de crédit et ignorant les autres catégories de risques notamment le risque de marché, l'accord de Bâle I fut fortement critiqué. En outre, il est très conservateur pour le risque vu qu'il ne tient pas compte des possibilités de diversification des risques.

D'autres critiques portant sur la structure des portefeuilles bancaires ont été adressées aux accords de Bâle I. En effet, les travaux de Merton (1971) et Kahane (1977), le théorème de Modigliani-Miller (1958), Kim et Santomero (1988) et Rochet (1992) montrent que les contraintes exigées par les autorités réglementaires engendrent un accroissement du risque du portefeuille d'équilibre. Ces derniers s'opposent à Furlong et Keeley (1990) pour qui l'augmentation de capital d'une banque va nécessairement engendrer une réduction de son risque.

La commission Turner (2009) quant à elle, reproche aux accords de Bâle I d'être un compromis rationnel entre banques et régulateurs. En ce sens, elle stipule que le ratio Cooke n'est pas assez « granuleux » (Humblot, 2014). En effet, il ne s'agit pas d'un ratio optimal de capitaux propres sur la base de théories économiques (Jackson, 1999 ; Santos, 2000).

La mesure simplificatrice du ratio a donné la possibilité aux banques de prendre des risques sous-estimés par le ratio (Santos, 2000). Les accords de Bâle I ont poussé les établissements bancaires à recourir à l'arbitrage réglementaire dans le choix des actifs en termes de maturité et de libellé au détriment de l'optimalité économique (Humblot, 2014).

Pour pallier à ces insuffisances, le comité de Bâle a publié en 1995 un ensemble de propositions d'ordre prudentiel afin de calculer les exigences en fonds propres relatives aux risques de marché supportés par les établissements bancaires.

Selon le Comité de Bâle sur le contrôle bancaire (1996), cet amendement a pour objectif de prévoir une marche explicite de ressources en capital relatives aux risques de prix encourus par les banques, et plus précisément dans leurs activités de négociation.

Le fait d'ajuster les risques en fonctions des maturités des actifs, a créé un biais au profit des actifs de court terme. En effet, ces actifs, facilement liquidables sur les marchés en période de crise, sont par nature plus volatiles que ceux à long terme. Ainsi, en période de stress, la baisse des actifs risqués est un moyen pour retrouver le niveau de fonds propres réglementaires (Humblot, 2014). En revanche, les accords de Bâle I ont créé un biais vers ce type d'actifs à court terme au travers des différentes pondérations utilisées.

4. Le risque de marché et les accords de Bâle II

Le Comité de Bâle sur le contrôle Bancaire a publié en 2014 une nouvelle version portant des améliorations de l'ancien accord de Bâle I. L'objectif n'étant pas d'augmenter le niveau agrégé de fonds propres réglementaires mais plutôt de réallouer ces capitaux vers les actifs les plus risqués des portefeuilles bancaires en alignant le capital réglementaire et le capital économique (Shin, 2003). Ce dernier se définit comme le montant de capitaux propres nécessaires pour couvrir le risque quotidien lié à l'activité bancaire (Humblot, 2014).

Cet accord comporte trois « piliers » : Le premier concerne les exigences minimales en fonds propres relatives à la possibilité d'utiliser des modèles internes pour la mesure de risque de crédit, opérationnel ainsi que celui de marché. Le deuxième propose un processus de surveillance prudentielle alors que le troisième pilier incite sur la discipline de marché.

La réglementation bancaire trouve sa légitimité dans la protection des petits épargnants contre le risque de défaillance de leur banque et ce, en favorisant la stabilité du système financier dans le but de garantir la croissance économique.

Les innovations financières ont permis de développer de nouveaux instruments capables de contourner les réglementations en vigueur. Ce qui a généré de nouveaux types de risques et a obligé les autorités prudentielles à harmoniser les exigences réglementaires pour garantir la stabilité du système financier. Plihon (2008) détermine une relation circulaire entre l'innovation, la réglementation prudentielle et les crises. En effet, plusieurs recherches montrent que les innovations financières et le développement de nouveaux instruments financiers ont été la cause de plusieurs crises bancaires.

La notion du risque systémique n'est pas prise en compte dans les dispositifs de Bâle I et Bâle II. Ce dernier englobe tous les événements susceptibles de mettre en danger l'ensemble du système bancaire et financier. Selon Borio (2008) et Rochet (2004), le dispositif Bâlois ignore encore l'aspect macro-prudentiel de la réglementation et se limite à l'aspect micro-prudentiel qui vise à garantir la solvabilité et la stabilité des banques (Taccola-Lapierre 2008).

Les accords de Bâle II précisent les différentes approches possibles d'adéquations de fonds propres qui permettent le calcul des fonds propres réglementaires. De plus, ils mettent l'accent sur les méthodes internes de détermination de capital économique pour le risque de crédit, de marché ainsi que pour le risque opérationnel. Le régulateur associe pour chaque risque, le montant de fonds propres couvrant les pertes susceptibles pour un horizon donné en estimant que les conditions futures et passées sont semblables (Rochet 2008).

Lors de l'amendement de 1996, le comité de Bâle a proposé la VaR afin de calculer les fonds propres réglementaires relatifs aux risques de marché. Elle permet de dégager un agrégat de mesures de risque d'un portefeuille par rapport aux facteurs de risques qui impactent la valeur de chacun de ses actifs (Cecchetti 1999). Cependant, la VaR n'est pas un outil efficace de gestion des risques bancaires et les dernières crises bancaires en ont été la preuve. Plusieurs recherches ont mis en cause les hypothèses irréalistes de la modélisation VaR.

5. La VaR stressée et les accords de Bâle III

La dernière crise financière, connue sous l'appellation de crise des *Subprimes*, a mis l'accent sur les lacunes du système de contrôle et de la réglementation bancaire. En effet, Ingues (2011) insiste sur les insuffisances des capitaux propres bancaires en termes de qualités et de quantités initialement exigés par les accords de Bâle II. La conséquence est d'apporter des modifications à la réglementation prudentielle en vigueur. Cette réforme est nommée Bâle III.

Les accords de Bâle III ont pour objectifs de renforcer significativement la qualité des capitaux propres réglementaires des banques, de révéler le degré de fonds propres exigé pour les établissements bancaires et de prévenir la survenance du risque systémique (Caruana, 2010)

Mis en vigueur en 2010, ces accords touchent trois champs d'application : le capital, la liquidité et le risque systémique (Humblot, 2014). En ce qui est de la réforme du capital, elle comporte l'amélioration du niveau et de la qualité des fonds propres, l'instauration de deux volants de capitaux (les coussins de conservation d'une part et le coussin contra-cyclique d'autre part), l'intégration d'un ratio de levier minimum et une meilleure prise en compte de l'ensemble de risque (Humblot, 2014).

En ce qui concerne la liquidité, il y'a l'instauration de deux ratios : le premier à court terme et sous le nom de *Liquidity Coverage Ratio*. Le second de long terme est appelé *Net Stable Funding Ratio*.

Les mesures entreprises pour pallier au risque systémique sont : l'augmentation des exigences en fonds propres pour les expositions envers les établissements financiers et l'imposition d'un capital supplémentaire pour les institutions dites systémiques.

De plus, ce nouvel accord donne une importance pour le renforcement des exigences en capital pour les risques relatifs au portefeuille de négociation, englobant, les expositions aux actifs titrisés, aux produits dérivés. En outre, une mesure de VaR stressé est mise en place. Cette mesure correspond à la perte de valeur potentielle maximale du portefeuille bancaire sur horizon de 12 mois de « stress financier significatif » consécutifs (BCBS, 2011), avec un intervalle de confiance de 99.9%. La VaR stressée est estimée à 248,7% de la VaR en période normale selon le comité de Bâle.

La VaR usuelle ne tient pas compte des événements exceptionnels. Néanmoins, les queues de la distribution sont épaisses. En effet, malgré leur faible probabilité d'occurrence, l'impact d'une crise potentielle est relativement important et la crise des *Subprimes* en est l'exemple par excellence. De ce fait, une modélisation relative à une période de stress financier important devrait permettre une meilleure anticipation et maîtrise des futures crises économiques.

Cette dernière version de normes prudentielles a pour but de renforcer la solidité financière des institutions bancaires en instaurant une réglementation très contraignante en termes d'exigences des fonds propres. Cela permet aux établissements bancaires de s'engager des fonds propres suffisamment importants et de meilleure qualité afin de faire face à d'éventuelles situations de stress financier (Cecchetti 1999; Ingves 2011 ; Tarullo 2014). De ce fait, les accords de Bâle III permettent de limiter la sévérité et la fréquence des crises

financières et les normes de liquidité permettent d'augmenter la résilience des institutions bancaires en périodes de crises (Caruana 2010; Gauthier et Tomura 2011; Humblot 2016).

Néanmoins, Ce nouveau dispositif prudentiel a des conséquences indésirables sur l'économie réelle en limitant l'offre de crédit (Dietsch et al. 2010), la rentabilité des banques (Préfontaine ; 2013) et la stabilité financière (Lamberts 2010; Ojo 2011).

III. La réglementation tunisienne en matière de gestion du risque de marché

Afin de protéger les déposants et d'assurer la crédibilité de système bancaire tunisien aussi bien à l'échelle nationale qu'à l'internationale, le contrôle des banques tunisiennes est devenu une nécessité.

Pour s'aligner aux normes internationales tout en répondant aux exigences apportées par la libéralisation financière, la déréglementation, la globalisation, le décloisonnement et la désintermédiation, cette réglementation connaît une évolution continue.

1. Genèse de la réglementation prudentielle

La réglementation prudentielle des banques tunisiennes a vu le jour à la fin de 1987 par la *circulaire 87-47 du 23 décembre 1987*, et ce dans le cadre de programme d'ajustement structurel imposé par la Banque mondiale¹. En 1991, ces mesures entreprises ont été renforcées par la *circulaire 91-24 du 17 décembre 1991*. Cette circulaire donne plus de rigueur à la réglementation au niveau de la couverture, division, provisionnement et classification des risques.

Selon Smida (2003), la réglementation prudentielle est née réellement en Tunisie en 1991. Les dispositions de cette circulaire s'inspirent en partie des normes prudentielles mis en place par le Comité de Bâle sous le nom de Bâle I. En effet, les fonds propres nets de la banque doivent présenter en permanence, un rapport de 5 % (contre 8% la norme internationale inscrite dans les accords de Bâle I) du total de son actif (bilan et hors bilan) pondéré en fonction des risques encourus. Le risque de crédit est le seul risque pris en considération et sans aucune prise en compte du risque de marché.

¹Les objectifs du programme d'ajustement structurel sont : la réduction du rôle de l'État (Atténuer la pression fiscale et privatiser des entités publiques), la maîtrise de la demande intérieure (Restructurer les crédits et limiter les investissements publics) et l'encouragement des exportations (Réduire les mesures de protection et dévaluer le dinar tunisien).

Concernant la concentration des risques, les risques encourus sur les personnes ayant un lien avec la banque et dont la participation au capital dépasse les 10 % ne doivent pas être supérieurs à trois fois le montant des fonds propres nets et les risques encourus sur un même bénéficiaire ne doivent pas excéder 40 % des fonds propres nets (*la circulaire 91-24 du 17 décembre 1991*).

En outre, les banques sont soumises à des normes de classification de leurs actifs. La classe 1 comprend les actifs nécessitant un suivi particulier pour lesquels la quotité minimale de provisionnement est de 20 % au moins. Quant à la classe 2, elle concerne les actifs incertains pour lesquels les provisions ne doivent pas être au-dessus de 50 %, alors que la classe 3 contient les actifs préoccupants pour lesquels la provisions' établie à 100 % (*la circulaire 91-24 du 17 décembre 1991*).

La loi n° 94-25 du 7 février 1994 modifiant la loi n°67-51 du 7 décembre 1967 donne de nouvelles responsabilités à la Banque Centrale de Tunisie. En effet, cette dernière joue le rôle d'arbitre et de régulateur du marché financier.

De plus, cette loi ordonne la création de sociétés de recouvrement dans le but de renforcer la structure financière des établissements bancaires et d'instaurer une nouvelle politique de risque crédit pour pouvoir faire face à la concurrence étrangère.

2. Les règles de surveillance des positions de change

La circulaire de la BCT du 9 mai 1997 fixe des règles prudentielles permettant la surveillance des positions de change après la création de marché de change.

En effet, les établissements bancaires doivent veiller à ce que le rapport entre le montant de la position de change dans chaque devise et le montant des fonds propres nets soit de 10% au maximum. De plus, le rapport entre le montant de la position de change globale et le montant des fonds propres nets est de 20% au maximum (*la circulaire de la BCT du 9 mai 1997*).

Par ailleurs, l'institution bancaire doit solder sa position ou informer la Banque Centrale de Tunisie suite à une évolution défavorable des cours de change, une perte supérieure ou égale à 3% sur sa position de change dans une devise donnée, lorsque cette dernière est supérieure ou égale à l'équivalent de 200.000 dinars (*la circulaire de la BCT du 9 mai 1997*).

3. La transposition du ratio de solvabilité

Les dispositions de *la circulaire 99-04* de la BCT permettent le passage du ratio de couvertures des risques requis de 5 % à 8 %. En effet, le décalage existant entre la norme tunisienne et la norme internationale avait de lourdes conséquences et la Tunisie avait des difficultés à expliquer les raisons de ce retard aux organismes financiers internationaux ou aux bailleurs de fonds (Bouri et Ben hmida, 2006).

Etant donné la conjoncture économique en Tunisie post-révolution, la Banque Centrale de Tunisie décide de faire évoluer le ratio de couvertures des risques initialement fixé à 8% à 9% en 2013 et puis à 10% en 2014.

Selon Kefi et Maraghni (2011), ce ratio devient un élément de coût. En effet, ce dernier pousse les établissements bancaires à suivre une démarche consistant à allouer des fonds propres en fonction des risques de manière à dégager une rentabilité. La modification de ce ratio impacte le pilotage stratégique et financier des banques. En effet, sa mise en place nécessite des systèmes de gestion répondant à l'évolution spectaculaire des risques bancaires et l'utilisation de nouveaux instruments par les banques pour maximiser leurs rentabilités. A cela s'ajoute la nécessité d'une approche progressive, scientifique et pragmatique ainsi qu'une implication forte du management.

Le raffinement du ratio se traduit par l'intégration du risque du marché et du risque opérationnel dans le calcul du montant des risques encourus par la banque et ce en faisant la somme des agrégats suivants :

- Le montant des risques de crédit encourus par la banque, calculé en multipliant les éléments d'actifs et du hors bilan nets par les quotités des risques.
- Le montant des risques opérationnels déterminé en multipliant par 12.5 l'exigence en fonds propres au titre de ces risques.
- Le montant des risques de marché défini en multipliant par 12.5 l'exigence en fonds propres au titre de ces risques (la circulaire de la BCT n°2018-06).

IV. La réglementation prudentielle relative aux risques de marché

Selon l'article 31 de la circulaire de la BCT n° 2006-19, le risque de marché qui est assimilé aux risques de pertes résultant « *des fluctuations des prix sur les titres de transaction et de placement tels que définis par les normes comptables et sur tout autre instrument*

financier prévu par la réglementation en vigueur ; ou des positions susceptibles d'engendrer un risque de change, notamment les opérations de change au comptant ou à terme ».

Face à l'augmentation de la volatilité des marchés financiers, la Tunisie s'est trouvée dans l'obligation de mettre en place des normes et des règles pour renforcer le cadre réglementaire et prudentiel afin de gérer les risques inévitables à l'activité bancaire notamment les risques de marché. En ce sens et selon l'article 32 de la circulaire n° 2006-19, les établissements de crédit ainsi que les banques non résidentes doivent recourir à des systèmes de vérification permettant une surveillance permanente du risque de marché et son appréciation fiable.

Ces systèmes doivent permettre :

- Un enregistrement quotidien des opérations de change et des opérations sur les titres et les instruments financiers, ainsi que le calcul des résultats associés et la détermination des positions selon la même périodicité.
- Une quantification quotidiennement des risques relatifs à ces positions ainsi que la détermination de l'adéquation des fonds propres de l'établissement de crédit ou de la banque non résidente.

La circulaire de la BCT n° 2018-06 définit de nouvelles normes de solvabilité relatives, en plus du risque de crédit et du risque opérationnel, les risques de contrepartie sur les instruments dérivés ainsi que les risques de marché.

En ce qui concerne le risque de marché, les établissements bancaires ne sont soumis aux nouvelles dispositions que lorsque la valeur comptable de leur portefeuille de négociation dépasse 5% du total net du bilan en moyenne au cours des deux derniers semestres ou 6% à un moment donné ou encore 40 MD en moyenne au cours des deux derniers semestres ou 50 MD à un moment donné.

En cas de non dépassement, les établissements assujettis calculent les exigences de fonds propres relatifs à leur portefeuille de négociation conformément aux dispositions liées au risque de crédit.

Le risque de change doit être couvert par des fonds propres lorsque la position nette globale en devises de l'ensemble des éléments de bilan et de hors bilan est supérieure à 2% du total des fonds propres nets (circulaire de la BCT n°2018-06).

1. Le niveau de fonds propres réglementaires face aux risques de marché

Les fonds propres réglementaires bancaires sont souvent sujet de débat (Delaite, 2012). L'intérêt grandissant pour leur étude ces dernières années, est incité par le rôle stratégique que jouent ces fonds propres pour les établissements bancaires. En effet, les banques doivent répondre à des exigences de rendement des fonds propres par les actionnaires d'une part; et elles doivent respecter exigences prudentielles internationales en matière de fonds propres pour la couverture leurs risques d'autre part (Plihon et al, 2006).

Plusieurs crises, notamment celle des *Subprimes*, ont attiré l'attention sur l'insuffisance des fonds propres des banques et les lourdes conséquences qui peuvent en découler (Delaite, 2012). En effet, les normes constituent un matelas de sécurité afin de faire face aux imprévus de la crise. Pour accroître leurs fonds propres, les établissements bancaires peuvent mettre en réserve une partie de leurs bénéfices ou lever des fonds auprès des investisseurs et/ ou des épargnants. Les fonds propres d'une banque représentent la partie de ses ressources qui ne sont dus ni aux créanciers ni à tout autre prêteur de la banque (Jorion, 2012).

La capacité d'une banque à emprunter est déterminée par deux variables clés qui sont la qualité et le montant de ses fonds propres. De ce fait, une banque doit détenir un minimum de fonds propres réglementaires pour pouvoir recevoir de dépôts ou emprunter à d'autres banques. En effet, les fonds propres bancaires représentent une réserve dont disposent les responsables pour faire face aux imprévus.

2. Les composantes de fonds propres réglementaires

Les fonds propres réglementaires peuvent être définis comme le capital détenu par les établissements bancaires tout en respectant les exigences réglementaires fixés par les autorités prudentielles (Basel Committee on Banking Supervision (BCBS), 2004). Ils sont appelés aussi capital réglementaire et ont pour but d'assurer la solidité financière des banques de façon individuelle ainsi que la stabilité du système bancaire dans son ensemble. Le capital réglementaire permet ainsi de garantir un niveau minimum de solvabilité aux banques.

Les fonds propres réglementaires sont constitués des fonds propres de base ou Tier 1, des fonds propres complémentaires ou Tier 2 et des fonds sur-complémentaires ou Tier 3. Le ratio de solvabilité est le rapport entre ces fonds propres (numérateur) et les risques pondérés (dénominateur).

- Les fonds propres de base Tier 1

Les fonds propres de base ont pour but d'assurer la continuité des activités d'exploitation de la banque. Ces derniers comprennent les actions ordinaires et assimilées respectant les critères d'inclusion réglementaires ainsi que les autres éléments de Tier 1 tels que fixés par le comité de Bâle (BCBS, 2011).

L'introduction de Tier 1 dans le calcul des fonds propres réglementaires est incitée par le fait que les éléments qui le constituent sont stables, de maturité indéterminée, et ayant une capacité à limiter la prise excessive de risque à un niveau acceptable. En effet, la maturité des éléments de Tier 1 doit être plus longue que les dépôts, pour que ces derniers puissent absorber les pertes sans recourir à l'assurance-dépôts.

Les fonds propres de base sont connus sous l'appellation de coussin de sécurité ou encore de noyau. Dans le cas d'un choc exogène et imprévisible, les composantes de Tier 1 permettent d'éviter une panique des déposants. De plus, ils permettent de réduire l'incitation de l'aléa moral. Krugman (1998) et Corsetti et al. (1999) définissent l'aléa moral comme le risque lié à une prise de décision risquée par des agents tels que les banques tout en ayant une assurance de ne subir aucune perte grâce aux garanties plus ou moins explicites avancées par les autorités de régulation.

- Les fonds propres complémentaires ou Tier 2

Les fonds propres complémentaires visent à absorber les pertes en cas de liquidation. C'est l'exemple de certaines provisions pour pertes sur prêts et d'autres éléments de Tier 2 tels qu'ils sont définis par le comité de Bâle

Le comité de Bâle exige que les fonds propres complémentaires ou Tier 2 ne doivent pas dépasser 50% des fonds propres.

- Les fonds propres sur-complémentaires ou Tier 3

La notion de fonds propres sur-complémentaires est introduite en 1996 par le Comité de Bâle dans le but de permettre aux banques de se prémunir contre certains risques de marché relatifs aux instruments financiers générant des intérêts ainsi que les devises et les marchandises (Comité de Bâle sur le Contrôle Bancaire, 1996).

Il est à noter que les fonds propres sur-complémentaires couvrent partiellement les exigences de fonds propres relatives aux risques de marché sans dépasser 250% des fonds propres de Tier 1 en matière de couverture du risque de marché.

La dette subordonnée à court terme représente le seul élément éligible des fonds propres sur-complémentaires ou encore de Tier 3. Ce dernier doit être disponible et fait partie intégrante du capital permanent de l'établissement bancaire. Cela permet d'absorber les pertes en cas d'insolvabilité. En ce qui concerne la dette subordonnée, cette dernière doit avoir une échéance d'au moins deux ans, être libre de gage et ne pas être remboursable avant la date convenue.

3. Les fonds propres économiques

Les fonds propres économiques sont définis comme les fonds propres permettant de couvrir la perte potentielle maximale pour un horizon donné et pour un seuil de confiance fixé. Pour le régulateur, seul l'établissement bancaire est capable d'apprécier réellement et efficacement les risques encourus. Les pertes potentielles inhérentes à l'activité d'une banque peuvent être classées en pertes attendues dont la couverture se fait par les provisions, les pertes exceptionnelles couvertes par le capital économique et les pertes extrêmes non couvertes.

Le but du capital économique est d'évaluer les risques encourus en tenant compte des réalités économiques. De plus, il facilite aux banques l'accès au marché interbancaire et d'avoir une capacité d'intervention sur les marchés de dérivés (Garba, 2017).

Pour mesurer le capital économique, chaque banque se trouve face à un dilemme qui consiste à prendre le minimum de risque tout en veillant à maximiser le rendement des fonds propres aux actionnaires. Le calcul du capital économique repose aussi sur le principe de la VaR.

4. La détermination des fonds propres réglementaires

Pour déterminer les exigences en matière de fonds propres réglementaires relatifs aux risques de marché, les banques sont tenues de quantifier le risque (Comité de Bâle, 1996). Elles peuvent choisir entre une méthode de mesure des risques standards et une autre basée sur des modèles élaborés en interne, et ce tout en respectant un certain nombre de critères quantitatifs et qualitatifs fixés par Bâle.

Selon Bellalah (2005), le Comité de Bâlepenche pour la méthode de mesure basée sur les modèles internes, et ce parce que les modèles internes permettent de réduire les coûts de fonds propres et de leur côté, les banques promettent des stratégies de diversification des risques. Nonobstant la lourdeur et la lenteur des développements des modèles internes, les banques doivent mettre en place des dispositifs de suivi des risques de marché, validés in fine par la Commission bancaire.

4.1. L'approche standard

L'approche standard est généralement adoptée par les établissements bancaires de taille plus ou moins moyenne ou petite. Cette approche constitue une version révisée de l'accord de 1988. De ce fait, elle a pour objectif d'associer à chaque position du portefeuille bancaire une pondération reflétant le niveau de risque correspondant, afin de déduire le montant de fonds propres à consacrer pour la couverture de ce risque. Il s'avère primordial de calculer l'exposition nette de chaque position en déduisant du montant de la position chaque différent élément qui peut atténuer le risque inhérent tel que le bêta sectoriel du portefeuille ou encore le secteur d'activité de l'entreprise des actions souscrites (Bellalah, 2005).

4.2. L'approche par les modèles internes

Selon Bellalah (2005), les banques peuvent opter pour des modèles internes de gestion des risques plus développés et plus sophistiqués que le modèle standard. L'adoption de ces modèles passe nécessairement par la validation des autorités réglementaires.

Toute banque utilisant un modèle interne de gestion de risques notamment le risquedemarché doit respecter certaines exigences qualitatives. Ce dernier doit être bien détaillé et bien testé.

Les modèles internes de management des risques bancaires et d'adéquation de fonds propres peuvent être distingués en deux approches : l'approche top-down et l'approche bottom-up. La première consiste « à estimer la distribution des actifs de la banque, évaluer le capital dans - le cadre théorique de Merton- allouée aux différentes activités de la banque ». Tandis que la deuxième consiste « à estimer les distributions des pertes de différentes activités, à les agréger pour obtenir la distribution des pertes de la banque et en déduire le capital économique » Bellalah (2005).

En ce qui est de l'approche top-down, elle consiste à délimiter et conceptualiser l'allocation de fonds propres de la banque, et ce en attribuant à chaque ligne d'activité, sa propre allocation de fonds propres. Elle offre une meilleure structure d'allocation de fonds propres en fonction des risques encourus. De plus, cette approche permet de désagréger le montant des fonds propres mesuré sur l'ensemble du portefeuille bancaire (Garba, 2017)

L'approche Bottom up, quant à elle, consiste à allouer les fonds propres et à suivre leurs emplois. Le principe consiste à mesurer le capital économique au niveau de la transaction et ensuite à consolider ces capitaux au niveau global. L'indicateur de base de calcul du capital économique par l'approche Bottom up est la rentabilité des capitaux propres, ce dernier permet d'évaluer la performance globale d'une banque en rapportant une mesure de la rentabilité financière aux fonds propres comptables de la banque.

Conclusion

Plusieurs chercheurs ont tenté de comprendre et de cerner la notion du risque de marché à travers la définition de diverses catégories de ce risque. Nombreuses sont leurs tentatives de délimitation des notions qui semblent liées à ce risque ainsi qu'à ces composantes. D'après le comité de Bâle 1996, *le risque de marché est le risque de perte sur positions du bilan et du hors-bilan, résultant des fluctuations des taux, cours et prix de marché.*

Le risque de marché a causé de graves crises financières telles que la crise de Barings en 1995 (Aglietta, 1996). En effet, si les régulateurs avaient pris en considération ce risque au niveau de la réglementation, ils auraient peut-être pu éviter certains chocs. Il est par conséquent primordial de renforcer les règles prudentielles en matière de ce risque. Ce qui pousse à la réflexion sur l'impact de l'introduction de ces normes dans la réduction de l'exposition des banques à ces risques.

Les mesures entreprises par les régulateurs à échelle internationale à partir de 1996 avaient un rôle dans l'atténuation de ce risque au niveau de l'établissement de crédit (Dymetro, 2017).

La question qui se pose à ce niveau et à laquelle le chapitre suivant tentera à répondre est quelles sont les mesures à adopter pour gérer ce risque au sein des banques ? Et quelles sont les approches à utiliser afin d'estimer le capital réglementaire relatif à un tel risque ?

**Chapitre II : Mesures de Risques de Marché et Approches de Calcul de
Capital Réglementaire**

Introduction

La solidité des banques est prépondérante pour la stabilité du système financier et de l'économie dans son ensemble. En effet, la bonne santé des institutions financières est indispensable à la protection du système bancaire et financier ainsi qu'à la garantie de la stabilité de ce dernier. Pour se faire, il faut identifier, mesurer et gérer les risques auxquels les institutions financières sont exposées dans leurs activités, notamment le risquedemarché.

Les risques du marché peuvent être détectés et mesurés en recourant à plusieurs approches dont la plus connue est la *Value-at-Risk* (VaR), appelé aussi la valeur à risque. En effet, la VaR est une mesure statistique qui permet d'apprécier le risque de baisse de cours ainsi que le risque potentiel du portefeuille (Bellalah, 2005). Cette dernière a été introduite depuis 1994 par la banque d'affaires, JP Morgan. Il s'agit de déterminer la distribution totale des gains et des pertes sur une période donnée. Cette distribution est reflétée par un seul nombre et représente la plus mauvaise perte à un niveau spécifique de confiance.

Plusieurs modèles ont été présentés afin d'estimation de la *Value-at-Risk* (Manganelli et Engle (2001)) : Des modèles d'estimation dites classiques et d'autres plus sophistiqués. Parmi ces derniers, sont les modèles d'évaluation de la VaR à partir de la détermination de la volatilité conditionnelle en utilisant un modèle GARCH multi-varié.

L'amendement de 1996 prévoit que chaque établissement financier doit mettre en place sa propre gestion du risquedemarché. Cependant, il impose que ce dernier effectue des contrôles tels que le *Backtesting* et le *Stresstesting* afin de valider et de renforcer le modèle choisi.

Ce chapitre présente quatre sections : la première tentera de cerner la notion de la Valeur à Risque, ses paramètres ainsi que ses méthodes d'estimation. La deuxième section exposera les différents modèles d'estimation de la variance conditionnelle et le critère de sélection entre eux. La troisième mettra l'accent sur les autres mesures de risquedemarché telles *l'ExpectedShortfall* et la Valeur à risque stressée. Et la quatrième section sera dédiée aux deux approches de calcul des exigences en fonds propres relatives aux risques de marché à savoir : l'approche standard et l'approche des méthodes internes.

I. La Valeur à risque

Pendant les années quatre-vingt, les outils de gestion de risques ne répondaient plus aux exigences des différents acteurs de la scène financière. En outre, l'augmentation de la volatilité sur les marchés, l'apparition des produits dérivés ainsi que la survenance de plusieurs crises financières tel est le cas de la banque Barings, ont incité le développement d'une mesure qui permettrait de répondre à tous ces changements. Selon Paul Glasserman et *al.* (2000), l'adoption généralisée de la *Valeur-at-Risque* sur le secteur financier a été incitée par une meilleure gestion de risque et des fonds propres alloués.

1. La notion de la Valeur à risque

Avant l'avènement de la VaR, les banques utilisaient des méthodes internes simples pour estimer les pertes potentielles. Depuis les années quatre-vingt-dix et après les accords de Bâle, la *Value-at-Risk* a pris de sens étant donné que les banques désiraient connaître leur perte maximale en une journée sur les marchés.

La VaR, représente la perte maximale probable due au risquedemarché, sur un portefeuille donné. En ce sens, la banque américaine J P. Morgan (1994) définit la VaR comme étant « *un estimé, avec un niveau de confiance prédéterminé, de combien peut-on perdre en gardant une position, durant un horizon donné* ». En d'autres termes, la VaR est définie comme la perte maximale potentielle à un niveau de confiance donné et sur un horizon temporel donné. Williams (2010) et Portrait et Poncet (2012) ont défini la VaR comme une mesure des pertes associées à un portefeuille pour une probabilité donnée tout en mettant l'accent sur son inefficacité en période de crise.

Szylar (2013) considère la VaR en tant qu'une mesure de la volatilité des actifs d'un portefeuille dont les paramètres sont les suivants : la période d'observation, le niveau de confiance et l'horizon de temps.

Durant ces dernières années, la VaR est devenue un indicateur de risque largement utilisé par les institutions financières, elle permet en effet d'appréhender les risques de marchés de façon globale dans une unité de mesure commune quelle que soit la nature des risques (Hull, 2007). De plus, elle permet de tenir compte de tous les facteurs de risques possibles tels que la corrélation, la volatilité, la convexité et le taux d'actualisation. La VaR est une mesure à très court terme qui permet à une banque de constituer des provisions afin de pouvoir faire face aux éventuelles pertes potentielles journalières.

2. Les paramètres de la Valeur à Risque

La Valeur à risque d'un portefeuille prend la forme d'un nombre unique par référence à une période de détention et à un certain niveau de confiance.

2.1.L'horizon temporel

L'horizon temporel correspond à la période d'estimation des pertes potentielles. Il est fixé en fonction de certains facteurs tels que la fréquence de reconstitution du portefeuille ou la liquidité des actifs financiers qui le compose. Selon Jorion (2001), la période de détention devrait correspondre à la plus longue période requise pour la liquidation normale du portefeuille.

Pour que la mesure de risque soit significative, une hypothèse fondamentale est implicitement faite sur la composition du portefeuille jusqu'à l'échéance de détention ainsi que la stabilité des positions considérées.

Il est judicieux de calculer la VaR sur un horizon temporel d'un jour ouvré pour que le portefeuille puisse être réajusté assez rapidement. Cependant, un horizon plus long aurait de sens lorsqu'il s'agit d'un portefeuille géré d'une manière peu active et dont les instruments sont peu liquides. Tout calcul d'une VAR dépend de celui déterminé sur un horizon d'un jour et s'obtient par la formule suivante.

$$\text{VaR à N jours} = \text{VaR à 1 jour} \times \sqrt{N}$$

Cette formule suppose que les variations de la valeur du portefeuille sont indépendantes et normalement distribuées, de moyenne nulle, sur N jours successifs.

2.2.Le niveau de confiance

Le niveau de confiance est égal à 1 minoré par la probabilité des événements défavorables. Il correspond au niveau d'incertitude accepté. Par exemple, si la VaR est calculée à un niveau de confiance de 95%, les pertes effectives devraient dépasser seulement 5% du temps l'estimation. Le niveau de confiance devra être suffisamment large pour saisir au mieux toutes les situations envisageables y compris les plus extrêmes. Plus le niveau est important, plus la VaR sera élevée.

Selon Guibert (2013), Lorsque le niveau de confiance augmente, le nombre d'occurrences au-delà de la VaR diminue, ce qui réduit la qualité des mesures de risquedemarché.

3. Les méthodes d'estimation de la Valeur à Risque

La VaR est avant tout un calcul de probabilité. Mathématiquement, la notion de la VaR est traduite ainsi :

$$\Pr (\Delta V < \text{VaR}) = 1 - c$$

Avec :

ΔV : la Variation de la valeur du portefeuille sur la période de détention.

c : le niveau de confiance.

Il existe plusieurs méthodes d'estimation de la VaR. Ces dernières reposent sur des hypothèses différentes. Les trois principales méthodes de calcul de la VaR sont : la méthode historique, la méthode paramétrique et la méthode de Monte Carlo.

Selon Linsmeier et Pearson (1996), le choix d'une technique d'estimation de la VaR repose sur plusieurs critères tels que : la facilité d'implantation de la méthode choisie, la capacité de la méthode à capter les risques liés aux produits dérivés comme des options par exemple, la fiabilité des résultats obtenus, la flexibilité de la méthode à incorporer des hypothèses alternatives choisies par le gestionnaire de risque (ajustement du niveau de corrélation, de volatilité, ...) et la facilité dans la communication des résultats de la méthode à des utilisateurs internes et externes.

3.1.Méthode d'estimation historique

L'estimation de la Value à Risque par la méthode historique se base sur des observations passées. Selon Hull et al (2007), la méthode historique d'estimation de la VaR est une approche couramment utilisée. Cette technique nécessite l'utilisation des données des variations journalières des variables de marchés sur une période de temps définie au préalable.

La première simulation suppose implicitement que le pourcentage de la variation de chaque variable est le même à celui du premier jour. La seconde repose sur l'idée que le pourcentage de la variation de chaque variable est identique à celui du deuxième jour. Et ainsi de suite. La variation de la valeur du portefeuille est calculée pour chaque simulation ainsi que la VaR qui correspond à un centile de la distribution de probabilité.

Selon Jacquillat et al (2014), il est possible de calculer directement la VaR à partir de la distribution des rentabilités journalières et des variations de la valeur du portefeuille dans le

passé dans le cas où la composition de ce dernier est très stable. En effet, cette technique n'est intéressante que si la composition du portefeuille reste inchangée au cours du temps. Cette situation est possible, surtout pour les portefeuilles qui ont pour but de reproduire un indice, ou pour ceux qui sont détenus à court terme.

Selon Jorion (2007), la méthode historique ne fait pas de restriction sur la distribution de rendements. De plus, elle s'appuie sur des données historiques. C'est un avantage étant donné qu'elle ne suppose pas la normalité de la distribution et que les données historiques peuvent contenir des queues de distribution épaisses.

Pour l'estimation de la VaR par cette méthode, il suffit de suivre la méthodologie suivante :

Tout d'abord, il faut déterminer les différents facteurs de risques X_i ($i=1, \dots, n$). Ces facteurs sont : taux de change, taux d'intérêt, cours de titre... et la valeur du portefeuille P_p :

$$P_p = f(X_1, X_2, \dots, X_n)$$

En exploitant la série historique des prix, nous calculons les variations relatives Δ_i liées aux facteurs de risques X_i comme suit :

$$\Delta_k(t) = \frac{X_k(t) - X_k(t-1)}{X_k(t-1)} \quad k=1, \dots, n ; t = 1, \dots, T$$

Les performances réalisées par le facteur i à l'instant t se représentent par les Δ_i .

En suivant la même méthodologie, nous déterminons la distribution des performances futures du portefeuille P_{pf} comme suit :

$$\text{Perf}(P_{pf}) = f(\Delta_k)$$

Perf représente la performance du portefeuille.

Tout d'abord, nous supposons que le premier jour où nous disposons d'informations est noté jour 0 et le scénario i représente le scénario dont les variations de valeurs de toutes les variables de marché sont constantes entre le jour $i-1$ et le jour i .

Ensuite nous calculons pour chaque scénario la variation en devises de la valeur du portefeuille. Puis, nous obtenons la distribution de probabilité des variations de la valeur du portefeuille. Les valeurs correspondantes aux pertes et profits seront classées dans un ordre croissant.

Finalement, pour déterminer la Valeur à Risque du portefeuille Pp à $\alpha\%$, il suffit de calculer la perte correspondante au rang :

$$r = (1 - \alpha) \times T \%$$

Une alternative à la simulation historique est la méthode Bootstrap. Cette dernière consiste en premier lieu en la construction d'un certain nombre de variations de la valeur du portefeuille en se basant sur les données passées. Un tirage avec remise sera effectué en second lieu pour construire un échantillon pour lequel la VaR sera calculée.

$$\Delta_i = \frac{x_i(T) - x_i(1)}{x_i(1)}$$

Comme pour la méthode historique, les valeurs correspondantes aux pertes et profits seront classées par ordre croissant, pour calculer enfin la VaR du portefeuille à $\alpha\%$ qui correspond à la perte au rang :

$$r = (1 - \alpha) \times T \%$$

3.2.Méthode d'estimation paramétrique

La méthode paramétrique a été introduite par la banque JP Morgan avec son système RiskMetrics. L'estimation de la VaR par cette méthode se base sur l'utilisation de la matrice Variances-covariances des variations des facteurs de risque constituant le portefeuille.

Cette technique représente un modèle statistique qui suppose la normalité de la distribution des gains et pertes, la normalité de la distribution des facteurs de risque, la stationnarité des rendements de la position objet de l'estimation pour la période de calcul de la VaR et la linéarité de la relation entre les facteurs de risque et les rendements de la position.

L'estimation de la VaR par la méthode paramétrique repose sur la méthodologie suivante :

Nous supposons Δ_t une Variable aléatoire qui suit une loi normale de moyenne $E(\Delta_t)$, et d'écart type $\sigma(\Delta_t)$:

$$Pr \left[\frac{\Delta_{pt} - E(\Delta_{pt})}{\sigma(\Delta_t)} \leq \frac{VaR_q - E(\Delta_{pt})}{\sigma(\Delta_t)} \right] = 1 - q$$

$\frac{VaR_q - E(\Delta_{pt})}{\sigma(\Delta_t)}$: est le quantile de la distribution normale réduite noté z_{1-q}

La VaR dans ce cas peut s'écrire sous la forme suivante :

$$VaR_q = E(\Delta_t) - z_q \sigma(\Delta_t)$$

Dans le cas d'une distribution normale, la VaR peut être exprimée ainsi :

$$VaR_q^* = z_q \sigma(\Delta_t)$$

Où les valeurs de z_q sont déterminées à partir de la table de la distribution normale

3.3. Méthode d'estimation de Monte Carlo

Selon Chardoillet et al (2010), la méthode de Monte Carlo est une méthode de résolution de problèmes mathématiques, qui utilise la technique des tirages aléatoires. Il s'agit de constituer, par un grand nombre de tirages aléatoires, l'ensemble le plus important des variations potentielles des facteurs de risque, en supposant implicitement que cet ensemble ait des paramètres statistiques représentatifs de ceux des facteurs de risque.

Cette méthode consiste à estimer la distribution de probabilité des pertes et profit du portefeuille en recourant à un grand nombre de simulations des comportements futurs possibles des facteurs de risque. Ainsi, le cours des actifs est supposé suivre un mouvement brownien géométrique.

Le cours d'un actif ou d'un facteur de risque est modélisé par un processus stochastique qui suit un mouvement brownien géométrique dont l'équation différentielle est comme suit :

$$dS = \mu S dt + \sigma S dz$$

Avec:

μ : Rentabilité espérée de l'actif ;

σ : Volatilité de l'actif.

En simulant $\ln(S)$, nous pouvons obtenir des résultats plus précis et en utilisant le lemme d'Itô, nous aboutissons à l'équation suivante :

$$d\ln(S) = (\mu - \frac{\sigma^2}{2})dt + \sigma dz$$

Et en intégrant entre 0 et T, nous obtenons :

$$ST = S0 * \exp \left(\left(\mu - \frac{\sigma^2}{2} \right) T + \varepsilon \sigma \sqrt{T} \right)$$

Où ε est une gaussienne $N(0,1)$.

3.4. Comparaison des méthodes d'estimation

En se référant aux différents tableaux de Chardoillet et al (2010) nous proposons le tableau synthétique ci-après résumant les avantages et les limites de chaque méthode citée ci-dessus :

Tableau2.1 Comparaisons des méthodes d'estimation de la VaR

Méthode d'estimation	Avantages	Limites
Historique	<ul style="list-style-type: none"> -Il n'y a pas d'hypothèse sur la distribution des rendements. -Elle convient à tous types d'instruments, y compris les options. -Simple à calculer 	<ul style="list-style-type: none"> -Le calcul dépend de l'historique considéré. D'où la nécessité d'avoir des historiques de valeur des facteurs de risque.
Paramétrique	<ul style="list-style-type: none"> -Elle représente la principale alternative pour l'estimation de la VaR -Elle tient compte des différentes relations entre les instruments financiers. 	<ul style="list-style-type: none"> -Théoriquement, elle est peu adaptée pour les actifs dont l'évolution de leur pertes ou profit n'est pas linéaire avec la variation des facteurs du risque -Elle est peu adaptée pour les portefeuilles des options.
Monte Carlo	<ul style="list-style-type: none"> -Elle permet de simuler plusieurs scénarios. -Elle convient à tous types d'instruments y compris les options. 	<ul style="list-style-type: none"> -Le temps de calcul est important. En effet, Elle nécessite plusieurs ressources informatiques. - Il y'a un risque de faute de modèle plus important que dans les autres cas.

4. Le « Backtesting »

La réglementation exige que chaque institution financière calcule la VaR en utilisant sa propre modélisation. D'où, la nécessité de recourir à des tests rétroactifs appelés aussi *Backtesting* pour valider et garantir la fiabilité des mesures de la VaR.

Etant donné que la valeur de la VaR n'est pas observable ex-post, les techniques usuelles de validation des prévisions ne peuvent pas être utilisées. Dès lors, des procédures de

Backtesting ont été mises en place, dans le but de tester l'hypothèse selon laquelle la prévision de la VaR est valide. Il y a plusieurs techniques de prévisions de la VaR. C'est pour cette raison les procédures de validation sont généralement de type modèle libre pour faciliter son application et son adaptabilité à n'importe quel modèle interne.

La qualité de modèle à prédire les pertes est considérée bonne lorsque les VaR calculées n'enregistrent pas un nombre important de violations. En effet, le CBCB classe le risque de violation du modèle en trois catégories.

1^{ère} catégorie : Risque faible où le nombre de violation ne dépasse pas 4.

2^{ème} catégorie : Risque modéré étant donné le nombre de violation varie entre 5 et 9 dépassements.

3^{ème} catégorie : Risque élevé compte tenu d'un nombre des exceptions dépassant 10.

La méthode consiste à identifier le nombre de fois où les pertes effectivement réalisées dépassent la perte estimée par la VaR. Si le pourcentage de dépassement est inférieur à 1%, le modèle sous-estime le risque de variation du portefeuille. Dans le cas contraire, il y a surestimation des fluctuations du marché. Le cas idéal sera égal à 1%. Nous déterminons l'indicateur de violation défini par :

$$I_t(\alpha) = \begin{cases} 1 & \text{Si } X_t < VaR_{t-1}(\alpha) \\ 0 & \text{Sinon} \end{cases}$$

Avec:

X_t : le rendement du portefeuille à la date t .

$VaR_{t-1}(\alpha)$: La perte potentielle du portefeuille à un niveau de confiance α à la date t .

Deux conditions doivent être respectées : La première est l'hypothèse de couverture non conditionnelle et suppose que chaque jour la probabilité d'avoir une violation doit être exactement égale au taux de couverture α :

$$\Pr [I_t(\alpha) = 1] = E [I_t(\alpha)] = \alpha.$$

La seconde est l'hypothèse d'indépendance et stipule que les violations résultantes d'un même taux de couverture doivent être indépendamment distribuées.

5. La Valeur à risque : Revue de la littérature

Nath et Samanta (2009), ont fait une estimation de la VaR pour un certain nombre d'obligations indiennes sélectionnées en recourant à plusieurs méthodes, telles que, la méthode paramétrique, la méthode de simulation historique et la méthode de la queue de distribution. Leurs résultats ont montré que l'estimation de la perte maximale en vertu de la méthode paramétrique, sous-estime sévèrement cette dernière. Cependant, l'estimation de la VaR à travers la méthode de simulation historique semble raisonnable. De plus, l'estimateur de Hill donne une VaR légèrement surestimée. De ce fait, le nombre d'échecs résultant du *Backtesting* est inférieur à l'attente théorique pour le portefeuille et pour chaque obligation individuelle.

Jorion (2010) a montré que les systèmes de gestion des risques modernes ont été développés pour fournir des mesures de risque centralisées. Elles sont basées sur plusieurs développements théoriques dans les mesures de risque. Surtout, la valeur à risque a été utilisée comme une mesure statistique du risquedemarché. Cette méthodologie a été étendue au risque opérationnel ainsi qu'au risque de crédit. Dans son étude, il énumère les avantages et les limites de ces modèles. Malgré tous ces progrès, les méthodes de mesure du risque ne sont pas adaptées pour mesurer le risque de liquidité ainsi que le risque systémique. De ce fait, Jorion (2010) a mis l'accent sur l'une des limites de la VaR.

Dias (2013), s'est intéressé au potentiel de variables économiques pour la mesure des risques financiers et le rôle de la capitalisation boursière dans l'estimation de la valeur à risque. Il a testé les performances de différentes méthodes d'estimation de Valeur à risque (méthode historique, Monte Carlo et de variances-covariance) pour les portefeuilles avec différents capitalisation boursière. Ces calculs ont été faits sur plusieurs périodes de crise et hors période de crise. Il a abouti à la conclusion que les méthodes de calcul de la VaR ne se comportent pas de la même manière avec les portefeuilles avec capitalisation boursière différente. De ce fait, meilleures estimations de la VaR sont obtenues lorsque la capitalisation boursière est prise en compte. Cette étude prouve que les fondamentaux du marché sont pertinents pour la mesure des risques.

Zulfikar (2014) a mis l'accent sur le fait que la plupart des mesures du risque des rendements des actifs financiers suivent généralement une distribution de la loi normale. Cependant, en réalité les rendements d'actifs ne sont pas en général normalement distribués. Il s'avère donc difficile d'estimer le risque dans ce cas. Etant donné que l'estimation de la

VaR historique ne dépend pas de la forme de la distribution, Zulfikar (2014) a montré que cette VaR est efficace pour estimer le risque des actifs.

Shirazi (2014) a examiné la solidité de modèle de VaR en recourant aux *p-valeurs* pour l'analyse de *Backtesting* en cas de corrélation ou non entre les *p-valeurs*. Il a aussi eu recours à une gaussienne copula pour détecter au fil du temps le type de risque idiosyncratique et le risque systématique auquel tout sous-portefeuille est exposé.

Jorion (1996) a montré que la plupart des séries financières présente une "*kurtosis*" et a recommandé l'utilisation de la loi de Student à l'encontre de la loi normale pour corriger cette "*kurtosis*". En ce sens, McKay et Keefer (1996) ont jugé que la VaR ne tient pas compte des asymétries des marchés. En effet, un portefeuille peut être plus exposé aux pertes qu'aux gains, ou le contraire. Duffie et Pan (1997) ont critiqué l'hypothèse habituelle de la normalité de la distribution des variables utilisées lors de l'estimation de la VaR. De ce fait, ils ont déterminé les causes possibles de la "*kurtosis*" de la distribution telles que la volatilité stochastique. D'après Culp et al (1998), la VaR ne peut pas être utilisée pour tous les établissements financiers. Ils ont stipulé aussi que la VaR ne représente pas un substitut pour une bonne gestion des risques.

II. La Value-at-Risque à partir de la volatilité conditionnelle

1. Estimation de la volatilité conditionnelle : ARCH/GARCH

Les séries monétaires et financières sont caractérisées par le *clustering* de volatilité à savoir des périodes de faible volatilité alternent avec d'autres de forte volatilité. Ce phénomène d'hétéroscédasticité conditionnelle, est particulièrement fréquent dans les taux de changes, les données boursières ou encore les prix déterminés sur les marchés financiers. Il a été démontré par plusieurs chercheurs que les modèles linéaires, tels que le processus autorégressif moyen mobile (ARMA), sont limitatifs. En effet, ils ne prennent pas en compte des phénomènes de variabilité de la volatilité compte tenu du temps et des mécanismes d'asymétrie. De ce fait, dans la modélisation ARMA la variance conditionnelle reste inchangé tandis que l'espérance conditionnelle varie au cours du temps.

Dans le but de palier aux lacunes de la modélisation ARMA, Engle (1982) propose une nouvelle classe de modèles autorégressifs conditionnellement hétéroscédastiques (ARCH). Cette proposition est apte à capter la variabilité de la volatilité dans le temps. En

effet, il s'agit d'introduire une dynamique dans la détermination de la volatilité en supposant que la variance est conditionnelle aux informations disponibles.

Pour identifier l'hétéroscédasticité conditionnelle dans les séries monétaires et financières, il faut recourir au test d'Engle. Ce test permet de détecter l'existence de l'effet ARCH (le test du multiplicateur de Lagrange (LM)), soit l'autocorrélation des résidus au carré.

Dans une perspective d'extension, Bollerslev (1986) a proposé un modèle autorégressif conditionnellement hétéroscédastique généralisé (GARCH). Le processus GARCH (p,q) est une forme de modèle ARMA mais sur une variance conditionnelle. La variance conditionnelle de la variable étudiée est déterminée par le carré des p termes d'erreur passés et des q variances conditionnelles retardées.

La persistance de la volatilité est plus importante dans le modèle GARCH à cause de la prise en compte de la relation de récurrence existant entre la variance conditionnelle actuelle à celles des q périodes précédentes. En ce sens, Bollerslev (1983) applique le modèle GARCH pour déterminer l'incertitude inflationniste aux Etats-Unis pour la période 1948-1983. En comparant les modèles GARCH (1,1) et ARCH (8), il a constaté que le modèle GARCH (1,1) donne une meilleure valeur ajustée de la régression. En d'autres termes, un processus GARCH avec très peu de paramètres s'ajuste bien qu'un modèle ARCH ayant de nombreux paramètres à estimer.

D'ailleurs, Bollerslev (1986) a démontré que le modèle GARCH est capable de capturer les queues de distribution épaisses même si la loi de distribution conditionnelle des innovations standardisées suit une loi normale. Néanmoins, les innovations sont parfois plus leptokurtiques que ce que peut le permettre un processus GARCH (p,q) avec une distribution normale des rendements. Bollerslev (1987) a montré que l'utilisation d'une distribution de Student ayant des queues de distribution plus épaisses que la distribution gaussienne peut résoudre ce problème. Etant donné que la variance conditionnelle doit être positive, les paramètres du modèle GARCH doivent être positifs. De plus le processus GARCH est stationnaire si et seulement si la somme des coefficients est inférieure à 1. Dans la pratique ces conditions sont difficiles à respecter lorsque le nombre de retards des variances passées et des résidus au carré précédents est élevé. De ce fait, les modèles GARCH d'ordre supérieur ne sont pas très recommandés (Tsay, 2005). En conséquence, les processus les plus fréquemment utilisées sont les processus GARCH (1,1), GARCH (1,2) et GARCH(2,1) (Tsay, 2005).

2. Le modèle GARCH et ses extensions

La méthodologie ARCH contribue à relâcher l'hypothèse de la constance de la volatilité dans le temps. Plusieurs variantes du modèle ARCH(p) ont été proposées pour donner une meilleure prévision de la volatilité. De plus, les chercheurs s'intéressent aux autres distributions autres que la loi normale et les modèles les plus flexibles expliquant mieux la volatilité pour améliorer les modèles ARCH. Les extensions du modèle ARCH peuvent être classées en deux catégories : les modèles ARCH linéaires et les modèles ARCH non linéaires. Les premiers regroupent les modèles ARCH (p), GARCH (p,q), le modèle GARCH intégré (IGARCH) de Engle et Bollerslev (1986) et le modèle GARCH à moyenne (GARCH-M) de Engle et *al.* (1987). Les modèles linéaires reposent sur une spécification quadratique des perturbations sur la variance conditionnelle. Ces derniers supposent que l'ampleur et non pas le signe des chocs qui détermine la volatilité. En d'autres termes, les chocs négatifs et positifs de même taille ont un impact identique sur la Variance conditionnelle.

En réalité, la réaction de la volatilité à un choc sur le rendement peut être différente selon le signe du choc. Une mauvaise nouvelle a généralement un effet plus important sur la volatilité qu'une bonne nouvelle dans le marché boursier. Ce mécanisme d'asymétrie sur la variance conditionnelle peut être modélisable par le modèle ARCH-GARCH non linéaires. Par exemple, le modèle E-GARCH et le modèle GJR-GARCH.

2.1.Le modèle GARCH

Dans notre étude, nous retenons la formalisation suivante du modèle GARCH afin de modéliser la volatilité variant dans le temps. Cette formule a été proposée par Bollerslev (1986).

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j}$$

$\varepsilon_t = z_t \sqrt{h_t}$, z_t suit un processus de bruit blanc

Où z_t est une séquence de variables aléatoires normales distribuées de manière identique et indépendante, h_t représente la variance conditionnelle du processus qui est fonction d'un terme constant ω , d'un terme ARCH ε_{t-i}^2 et d'un terme GARCH h_{t-j} .

Pour assurer une variance conditionnelle positive et la stationnarité du modèle GARCH, deux conditions sont respectivement imposées :

$$\omega > 0, \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0$$

Et

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1.$$

Les modèles GARCH d'ordre supérieur apportent peu d'améliorations. De ce fait nous recourons à un modèle GARCH (1,1) pour sa parcimonie.

2.2. Le modèle E-GARCH

Ce modèle a été introduit par Nelson (1991) lors d'une étude sur les rentabilités des titres boursiers américains. C'est un modèle GARCH exponentiel qui a été proposé pour pallier aux insuffisances du processus GARCH. Selon Andersen et al. (2005), le modèle E-GARCH est l'un des trois modèles d'asymétrie les plus utilisés dans la littérature financière. Les deux autres modèles à seuil étant GJR-GARCH ou Threshold GARCH (TGARCH) de Glosten et al. (1993).

Le modèle EGARCH est caractérisé par une spécification asymétrique des perturbations. Il permet aux mauvaises nouvelles et aux bonnes nouvelles d'avoir des effets différents sur la volatilité. L'évolution de la variance conditionnelle est expliquée par les variances conditionnelles retardées, l'importance des termes d'erreur passés et le signe de ces erreurs.

Nelson (1991) a proposé le modèle GARCH exponentiel (EGARCH) pour permettre des effets de levier asymétriques dans le comportement de la variance conditionnelle.

Par conséquent, le processus EGARCH (p, q) est donné par l'équation suivante :

$$\log(h_t) = \omega + \sum_{i=1}^q \gamma_i \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sqrt{h_{t-i}}} + \sum_{j=1}^p \beta_j \log(h_{t-j}) + \sum_{i=1}^q \alpha_i \left[\frac{|\varepsilon_{t-i}|}{\sqrt{h_{t-i}}} - E\left(\frac{|\varepsilon_{t-i}|}{\sqrt{h_{t-i}}}\right) \right]$$

Avec :

$$\varepsilon_t = z_t \sqrt{h_t}, z_t \text{ suit un processus de bruit blanc.}$$

Où z_t est une séquence de variables aléatoires normales distribuées de manière identique et indépendante, h_t représente la variance conditionnelle du processus qui est fonction d'un terme constant ω , d'un terme ARCH ε_{t-i}^2 et d'un terme GARCH h_{t-j} , γ_i sont les effets de levier asymétriques.

2.3. Le modèle GJR-GARCH

Une autre façon permettant de capturer l'effet d'asymétrie des perturbations sur la variance conditionnelle est introduite par Glosten et *al.* (1993). La formulation GJR-GARCH est à la base un modèle GARCH en ajoutant une variable muette multipliée par le carré du terme d'erreur de la période passée dans l'équation de la variance conditionnelle. Ce modèle est un processus à seuil où la fonction indicatrice (la variable muette) est égale à 1 si le résidu de la période précédente est négatif sinon nulle. De cette manière, la variance conditionnelle suit deux processus différents selon le signe des termes d'erreur.

Par conséquent, le processus GJR-GARCH (p,q) est donné par l'équation suivante :

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q (\alpha_i + \gamma_i I_{t-i < 0}) \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j}$$

Avec :

$\varepsilon_t = z_t \sqrt{h_t}$ suit un processus de bruit blanc.

Où $\omega > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $\beta_j \geq 0$ et z_t est une séquence de variables aléatoires normales réparties de manière identique et indépendante, h_t représente la variance conditionnelle du processus qui est une fonction d'un terme constant ω , un terme ARCH ε_{t-i}^2 et un terme GARCH h_{t-j} , γ_i sont les coefficients d'effet asymétrique donnant des changements négatifs.

$$I_{t-i} = \begin{cases} 1 & \text{if } \varepsilon_{t-i} < 0 \\ 0 & \text{if } \varepsilon_{t-i} \geq 0 \end{cases}$$

Pour assurer la stationnarité du modèle GJR-GARCH, deux conditions sont imposées :

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^q (\alpha_i + \gamma_i) \geq 0 \\ \sum_{i=1}^q \alpha_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^q \gamma_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1 \end{cases}$$

3. Les critères de sélections

De nombreux modèles statistiques sont choisis en utilisant une technique appelée maximum de vraisemblance. Cette technique est implémentée pour estimer les paramètres d'un modèle, en maximisant la fonction de vraisemblance. La fonction de vraisemblance, notée généralement $L(\beta)$, est le produit des fonctions de densité de probabilité évaluées aux

valeurs de données observées. Cependant, il est plus pratique d'utiliser, $-\text{Log } L(\beta)$, plutôt que de maximiser la fonction de vraisemblance $L(\beta)$. Le problème de la maximisation de $L(\beta)$ est reformulé en un problème de minimisation de l'opposé de logarithme de vraisemblance. Par conséquent, des valeurs plus faibles de la vraisemblance logarithmique (-2LogLikelihood) indiquent un meilleur ajustement du modèle.

La sélection des modèles est un problème bien connu en statistique. Quand le modèle est fixé, la théorie de l'information fournit un cadre rigoureux pour l'élaboration d'estimateurs performants. Mais dans un grand nombre de situations, la connaissance *a priori* des données ne permettent pas de déterminer un unique modèle dans lequel se placer pour réaliser l'inférence. C'est pourquoi depuis la fin des années 70, les méthodes pour la sélection de modèles à partir des données ont été développées.

L'une des réponses apportées par les statisticiens au problème de la sélection des modèles est la minimisation d'un critère pénalisé. Les premiers critères apparaissant dans la littérature sont l'Akaike Information Criterion (AIC, Akaike (1973)) et le Bayesian Information Criterion (BIC, Schwarz (1978)).

3.1. Le critère d'information d'Akaike (AIC)

Le critère d'information d'Akaike (AIC) est une mesure de la qualité d'un modèle statistique proposé par Hirotugu en 1973.

$$\text{AIC} = -2K \ln(L)$$

Avec :

k: Le nombre des paramètres à estimer du modèle.

L: Le maximum de la fonction de vraisemblance du modèle.

1.1 Le critère de Bayes

Le critère d'information Bayésien est un critère d'information dérivé du critère d'information AIC proposé par Gideon Schwarz 1978. Il est défini comme suit

$$\text{BIC} = -2\ln(L) + k \ln(N)$$

Avec :

L : la vraisemblance du modèle estimée, N est le nombre d'observations dans l'échantillon et

K : le nombre des paramètres libres du modèle.

3.2. Les modèles GARCH et la Valeur à risque

L'utilisation des modèles GARCH dans le calcul de la valeur à risque est une méthode dite paramétrique. L'approche consiste à paramétrer la fonction de densité de la rentabilité aléatoire à partir de lois de probabilités. En posant l'hypothèse de normalité de la distribution des rendements, nous obtenons la valeur à risque analytique d'un portefeuille exprimée en % par :

$$\alpha = \text{Prob}(r_p < \text{VaR}_p) = \text{Prob}\left(z_p < \frac{\text{VaR}_p - E(r_p)}{\sigma_p}\right) = N\left(\frac{\text{VaR}_p - E(r_p)}{\sigma_p}\right)$$

$$\text{VaR}_p = E(r_p) + \sigma_p N^{-1}(\alpha)$$

Où z_p suit une loi normale standard et $N^{-1}(\cdot)$ correspond à la fonction inverse de la fonction de répartition de la loi normale standard.

III. Autres mesures du risquedemarché

1. L'ExpectedShortfall

De nombreux chercheurs ont menées des études pour définir une mesure cohérente de risque étant donné que la VaR représente une mesure non cohérente du risquedemarché. Selon Artzner et al. (1999), une mesure cohérente de risque est une mesure qui respecte quatre axiomes : la sous-additivité, l'homogénéité positive, l'invariance par translation et la monotonie.

Selon Artzner et al. (1999), la VaR ne respecte pas l'axiome de la sous-additivité. En effet, la VaR calculée sur un portefeuille n'est pas inférieure parfois à la somme des VaR de chacun des actifs qui le compose. Par conséquent, la VaR ignore l'effet de la diversification. De plus, la valeur à risque ne donne aucune information sur la taille des pertes potentielles une fois qu'elle est dépassée.

L'ExpectedSortfallest définie comme la moyenne des pertes au-delà d'un niveau de confiance donné (Guibert, 2013). Cette mesure permet de capter l'épaisseur de la queue de pertes et la distribution de pertes et de profit.

Tout comme la VaR, l'ExpectedShortfall est une fonction de la distribution des pertes et profits du portefeuille, d'un niveau de confiance donnée et à un horizon temporel prédéfini et est défini comme suit :

$$ES_\alpha = -\frac{1}{\alpha} \int_0^\alpha F^{-1}(p) dp$$

Avec : $p \in (0, \alpha]$

Comme pour la VaR, l'*ExpectedShortfall* est basée sur une distribution de rentabilités F . Cette distribution est spécifiée pour déterminer les pertes potentielles maximales au seuil de confiance α et sur un horizon de temps donnée.

2. Les stress tests

2.1.La notion du stress-test

Selon Roncalli (2001), les stress tests correspondent à des simulations de crise dont l'objectif est d'estimer la perte potentielle maximale à laquelle la banque peut faire face dans le cas de survenance des scénarios de crise. Ces procédures de stress-testing sont demandées par l'autorités bancaire et servent à renforcer le processus de validation de la VaR.

Les stress tests sont des outils d'aide à l'analyse de la robustesse des stratégies mises en place. Ils permettent de tester des scenarii d'évolutions possibles des conditions de marché ayant une incidence sur les portefeuilles gérés. Ces derniers ont un double objectif: Identifier les vulnérabilités d'une stratégie de gestion d'une part et orienter la gestion de crise et sa résolution en temps de crise d'une autre part (Hull et al, 2014). Ainsi, Les stress tests constituent des outils de gestion des risques et d'aide à la décision.

En ce sens, Roncalli et Frachot (2009) ont affirmé que les stress tests permettent de déterminer le montant des pertes exceptionnelles suite à des fluctuations importantes et dangereuses du marché.

De même, Roncalli (2009) a mis l'accent sur l'importance des stress tests dans la gestion des risques surtout pour le risquedemarché. En effet, ces derniers complètent le dispositif de gestion des risques et permettent de s'assurer de la résistance de l'établissement face à une crise.

Pour Hull et al (2014), au-delà des calculs de la valeur à risque, plusieurs banques recourent à des stress tests afin de s'assurer que les estimations obtenues par la VaR ne sont pas dépassées.

2.2. Les types de scénarios

Le calcul de la valeur à risque se base sur des scénarios historiques passés, et donc sur un échantillon de taille limitée et sur les événements spécifiques à cette période, ce qui engendre une sous-estimation des événements extrêmes.

Ces stress tests sont traduits par des simulations des scénarii de crise dans le but d'estimer les pertes résultantes d'évaluations extrêmes des paramètres de marché sur un horizon temporel qui peut être supérieur à celui de la VaR.

Selon Guibert (2013), il existe plusieurs types de scénarios de stress qui sont de la sorte : les scénarios de sensibilités, les scénarios historiques, et ceux hypothétiques.

2.2.1. Les scénarios de sensibilités

Selon Guibert (2013), les scénarios de sensibilités comme leur nom l'indique, permettent d'étudier la sensibilité de la valeur d'un portefeuille à un paramètre de marché ou plusieurs simultanément. Plus précisément, ces derniers permettent d'étudier la convexité du portefeuille pour non seulement des scénarii d'amplitude limitée mais aussi extrêmes.

Selon le même auteur, les scénarios de sensibilités supposent implicitement que toutes les sous-jacentes actions subissent simultanément le même scénario de déformation en termes de sens et d'amplitude. Par exemple, sur les marchés actions, il est plus probable qu'une baisse des spots sera combinée à une hausse des volatilités et donc peu de chance qu'une baisse des volatilités suivra la baisse des cours.

2.2.2. Les scénarios historiques

Les scénarios historiques ce sont des scénarios de stress qui sont déterminés à partir des événements extrêmes passés tels que la crise asiatique de 1997 ou encore la dernière crise financière connue sous-l'appellation de la crise des *Subprimes*. Ces derniers ont pour objectif d'étudier l'impact d'une situation de crise passée sur les pertes et profits sur les positions actuelles du portefeuille de négociation de la banque (Guibert, 2013). En effet, ces scénarios sont traduits par des simulations de chocs qui sont appliqués simultanément aux positions du Trading-Book de la banque.

Selon Guibert (2013), les scénarios historiques sont multi-variés et permettent de capter les risques idiosyncratiques spécifiques à chaque composante du portefeuille de négociation de la banque.

2.2.3. Scénarios hypothétiques

Contrairement aux scénarios de stress historiques qui reposent essentiellement sur des événements de tension observés par le passé, les scénarios hypothétiques selon Guibert (2013), se basent sur des scénarios probables. En effet, l'élaboration de ces derniers nécessite le recours à une analyse de la situation économique actuelle afin de prévoir des évolutions extrêmes possibles dans le futur.

3. La Valeur à Risque stressée

3.1. La notion de la Valeur à Risque stressée

La crise des *Subprimes* a entraîné d'énormes pertes dans le Trading-Book des établissements bancaires. L'une des solutions proposées par le comité de Bâle a été le recours au calcul du *Stressed-Value-at-Risk* notée sVaR. En effet, la VaR stressée correspondant à la perte potentielle mesurée en période de détresse ou encore en période de variation extrême des facteurs de risque sur au moins une année d'observations.

Les accords de Bâle III ont défini un certain nombre de règles à respecter lors de la mesure de la sVaR. Ces dernières concernent principalement les paramètres de la VaR stressée et les observations historiques sur lesquelles la sVaR doit être calculée.

3.2. Les paramètres de la sVaR

Le calcul de la VaR repose sur un certain nombre de paramètres qui sont la période de détention, le niveau de confiance et la distribution de probabilité. Les deux premiers paramètres sont fixés par les autorités de contrôle bancaire à 10 jours ouvrés pour l'horizon temporel et 99% pour le niveau de confiance. En ce qui concerne, les paramètres de la VaR stressée, ils sont identiques à ceux de la VaR. En effet, la VaR stressée calculée sur un horizon de 10 jour ouvré est obtenue en multipliant la VaR stressée calculée sur des observations journalières par $\sqrt{10}$. En d'autres termes, en respectant le principe de la racine carrée du temps.

En ce qui concerne le troisième paramètre qui est la distribution des facteurs de risque, il n'y a aucune obligation prescrite par les autorités de contrôle bancaire. De plus, le Comité de Bâle n'impose aucune technique de mesure de la VaR stressée. En effet, chaque établissement financier est libre dans son choix de la méthode de mesure de la sVaR.

Comme pour la VaR, il existe plusieurs techniques de mesure d'estimation de la VaR stressée telles que : la technique de paramétrique, la technique de simulation historique ou encore celle de simulation de Monte-Carlo.

3.3. Données réglementaires de la Valeur à Risque stressée

Le calcul de la VaR stressée nécessite le recours à des données historiques d'au moins 12 mois d'une période de stress ou de crise financière significativement appropriée au portefeuille de l'institution bancaire. Le choix de la période par l'établissement financier doit être approuvé par les autorités de contrôle bancaire. La période de 12 mois relative aux pertes importantes et significatives de la crise des *Subprimes* constitue un bon exemple selon le comité de Bâle. En effet, cette dernière a constitué une période de stress pour plusieurs portefeuilles bancaires. Néanmoins, d'autres périodes de stress peuvent être prises en compte du fait qu'elles sont plus adaptées aux portefeuilles des établissements financiers.

Les institutions financières peuvent aussi recourir aux données antithétiques. En d'autres termes aux données reflétant une amplitude de variation historique à la hausse ou à la baisse sans prendre compte du sens de la variation. Le comité de Bâle affirme que l'utilisation de ce type de données peut être pertinente surtout dans le cas d'un portefeuille bancaire en hausse pendant une période de crise. En effet, elles peuvent permettre d'évaluer le risque adverse du portefeuille. De plus, les institutions bancaires peuvent également recourir aux volatilités absolues plutôt qu'aux volatilités relatives pour calculer la VaR stressée.

Les établissements financiers ont intérêt à choisir les facteurs qui captent suffisamment les risques inhérents à leurs portefeuilles. En effet, il faut tenir compte des facteurs de risque pris en compte dans la valorisation des portefeuilles dans la mesure de la VaR. Cependant, tout facteur de risque inclus dans la valorisation d'un portefeuille ne fait pas partie dans la mesure de la VaR doit être justifié par l'institution financière. De plus, la corrélation entre les facteurs de risque doit être prise en compte.

3.4. Valeur à Risque stressée et la méthode de calcul du capital réglementaire

Le nouvel accord de Bâle III, impose aux banques de calculer leur exigence de capital réglementaire en faisant la somme de deux composantes. La première est constituée à partir du plus élevé des deux valeurs de la VaR total du dernier jour et de la moyenne des VaR stressées des 60 jours ouvrables précédents, qui sera multipliée par un coefficient multiplicateur. La seconde est obtenue du plus élevé des deux valeurs de la VaR stressée total du jour précédent et de la moyenne des valeurs à risque stressée des 60 derniers jours ouvrables, qui sera multipliée par un coefficient multiplicateur.

D'où, le calcul du capital réglementaire noté CR selon la formule suivante :

$$CR_t = \max \{ VaR_{t-1}; m_c \frac{1}{60} \sum_{i=1}^{60} VaR_{t-i} \} + \max \{ sVaR_{t-1}; m_s \frac{1}{60} \sum_{i=1}^{60} sVaR_{t-i} \}$$

Avec VaR_{t-i} et $sVaR_{t-i}$ représentent respectivement la VaR et la VaR stressée sur un horizon de 10 jours et à un niveau de confiance de 99%.

m_c et m_s constituent des coefficients multiplicateurs qui sont attribués à chaque établissement par la commission bancaire. Ils sont fixés selon la qualité du système de gestion des risques, avec un minimum de 3, et majoré, le cas échéant, d'un facteur complémentaire qui varie entre 0 et 1. En effet, ce dernier est déterminé en fonction de dépassements enregistrés lors du contrôle ex-post. Il est à noter que ce type de contrôle est effectué uniquement sur la VaR et non pas sur la VaR stressée. Ce facteur est nul si aucun dépassement n'est enregistré et que l'institution bancaire respecte toutes les exigences qualitatives relatives à la mesure du risque de marché.

Plusieurs dépassements révèlent que le modèle n'est pas suffisamment précis et dans ce cas la commission bancaire peut ne plus le calcul des exigences des fonds propres ou imposer des mesures appropriées pour l'améliorer.

IV. Le calcul des exigences en fonds propres relatives aux risques de marché

1. Le calcul des exigences en fonds propres : approche standard

L'approche standard de calcul des exigences en fonds propres relatives aux risques de marchés se base sur la nature de l'actif financier ainsi que le type de risque auquel il est exposé. En effet, le risque peut être décomposé en deux types de risques :

Le premier est appelé risquespécifique. Ce risque est défini comme étant l'ensemble des risques résultant de facteurs autres que la modification de la structure générale de la courbe de taux tels que les risques liés à la qualité de l'émetteur. Pour calculer les besoins en fonds propres relatifs à ce type de risque, il suffit d'appliquer une pondération simple telle qu'elle est définie par la circulaire 06-2018 de la Banque Centrale de la Tunisie sur la position détenue. Ce risque affecte généralement les instruments sensibles aux taux d'intérêt et les titres de propriété.

Le second est le risquegénéral de marché qui impacte les actifs liés aux taux d'intérêt, les opérations de change, les titres de propriété ainsi que les produits de base. Ce risque issu des pertes liées aux variations du taux d'intérêt dans le cas de risque de taux d'intérêt. De plus, il est lié à la position détenuelorsqu'il s'agit du risque découlant des titres de propriété. Il est aussi inhérent aux opérations de change réalisées par la banque.

1.1 Le calcul des exigences en fonds propres relatives aux risques de taux d'intérêt

Dans le cadre de l'estimation des exigences relatives aux risques de taux d'intérêt par l'approche standard, le CBCB (2006) définit deux composantes d'estimation de ce risque : la première concerne le risquespécifique de taux d'intérêt et la seconde est relative au titre de risquegénéral de ce même type de risque.

Le calcul des exigences relatives au risquespécifique de taux d'intérêt se fait par une simple pondération de la position sur le titre de créance. Cette pondération se base sur les notations attribuées par les organismes de la notation externes aux différents actifs. Il y a quatre principales agences de notation qui sont : Moody's, Standard and Poor's, Fitch ratings et Dagong. (CBCB, 2006). (Annexe 1)

Le CBCB (2006) propose deux méthodes pour déterminer les besoins en fonds propres au titre de risquegénéral de marché, qui sont la méthode de duration et la méthode d'échéancier. Les institutions bancaires ont le choix dans l'application de l'une de deux.

1.1.1 La méthode de duration

Cette méthode est fondée sur la notion de la duration d'un instrument financier. L'estimation des exigences par cette méthode suit la démarche suivante :

Premièrement, il faut calculer la duration modifiée de chaque titre de créance comme suit :

$$\text{La duration modifiée} = \frac{D}{1+R}$$

Avec :

D : la durée de vie moyenne de titre est ainsi calculée :

$$\frac{\sum_{i=1}^M \frac{t.C_t}{(1+R)^t}}{\sum_{i=1}^M \frac{C_t}{(1+R)^t}}$$

Où :

R : le rendement à l'échéance

C_t : Le cash-flow à l'instant t.

M : L'échéance en année.

Deuxièmement, les titres seront classés selon leurs durations correspondant (annexe 2). En effet, pour chaque duration modifiée en année est attribuée une marge de variation de taux d'intérêt présumé en %.

Troisièmement, nous pondérons la position de chaque instrument selon sa nature (longue ou courte) sur la base de la duration comme suit :

$$P_i = VM_i + DM_i + IP_i$$

Avec :

P_i : La position pondérée calculée sur l'instrument i.

DM_i : La duration modifiée calculée de l'instrument i en année.

IP_i : Le pourcentage d'intérêt présumé et associé à l'instrument i.

Quatrièmement, le calcul des exigences en fonds propres selon la méthode de duration est comme suit :

$$E_d = 3\% \sum_{i=1}^3 PC_i + 40\% (PC_{1-2} - PC_{2-3}) + 150\% * PC_{1-3} + 100\% \sum_{i=1}^3 PR_{r-i}^2$$

Avec

PC_i : La position compensée pondérée en fonction de la durée.

$PC_i - j$: La position compensée pondérée entre les zones i et j en fonction de durée.

PR_{r-i} : La position résiduelle non compensée et pondérée dans la plage i.

1.1.2. La méthode d'échéancier

La méthode d'échéancier diffère selon le type de la devise. De plus, l'utilisation de cette méthode nécessite le calcul de trois composantes :

La première concerne l'exigence relative au risque de base. Le calcul se fait pour chaque position en fonction de son échéance. Le maximum entre la position longue et la position courte d'une tranche d'échéance donnée est pris en compte en le multipliant par 10%. Chaque tranche d'échéance appartient à une zone d'échéance telle qu'il est indiqué dans l'annexe 3. Ainsi, l'exigence relative au risque de base pour une tranche i se calcule comme suit :

$$RTI_{debasei} = \text{Max} (PL, PC) * PR_i * 10\%$$

Avec

PL : le montant de la position longue.

PC : Le montant de la position courte.

PR_i : La pondération définie selon le tableau de l'annexe 3.

La deuxième est relative aux exigences liées à la courbe de rendement. Il s'agit de multiplier la position nette par la pondération de risque pour rendement de la plage associée d'une part et la composante des exigences entre les plages d'autre part.

$$RTI_{courbeRi} = \text{Min} (PL, PC) * PR_i * PP_i$$

² La formule est selon le Journal officiel de l'union européenne, Article 340 : Calcul de risque général basé sur la durée

Avec :

$RTI_{\text{courbe}R_i}$: Exigence relative à la courbe de rendement liée à la tranche d'échéance i .

PL : Le montant de la position longue.

PC : Le montant de la position courte.

PR_i : La pondération définie tel qu'il est indiqué dans l'annexe 3.

PP_i : La pondération de rendement de la plage i , et est déterminée en recourant à l'annexe 4.

La troisième composante concerne les exigences pour position nette. Il s'agit d'abord de calculer la position nette définie par la somme des positions longues et pour tranche d'échéance donnée. Ensuite, de multiplier par la pondération correspondante à la plage d'échéance concernée.

$$RT_{\text{nette}i} = (PC + PL) * P_i$$

Avec :

RT_{nette} : L'exigence de la position nette pondérée.

PL : Le montant de la position longue.

PC : Le montant de la position courte.

P_i : La pondération correspondante pour la tranche d'échéance i .

Selon Armstrong (2016), l'exigence en fonds propres relative au risque général de taux d'intérêt selon la méthode d'échéancier est calculée par la somme des trois composantes précédentes.

1.2. Calcul des exigences relative au risque de change comptant

Le calcul des exigences en fonds propres relatif au risque de change au comptant par l'approche standard passe par deux étapes (CBCB, 2006) :

La première consiste en la mesure de la position dans une devise donnée. En effet, la position nette dans une devise correspond à la somme de totale des actifs minorés par la somme totale des passifs, y compris les intérêts courus libellés en monnaie concernée.

La deuxième étape est traduite par le calcul des exigences relatives au risque de change sur toutes les positions et donnée par la formule suivante :

$$\text{Exigences en fonds propres} = 8\% \text{ Max} (|\sum \text{positioncourte}|, |\sum \text{positioncourte}|)$$

1.3. Calcul des exigences relatives au risque lié au titres de propriétés

D'après les accords Bâle II, les titres de propriété comportent les actions cotées ou tout autre instrument dont le comportement est semblable à celui des actions. Nous estimons dans ce cadre les exigences relatives au risque issu des actions et au titre des placements aux OPCVM.

Selon CBCB (2006), le calcul des exigences en fonds propres relatives au risque de titre de propriété passe par le calcul de deux composantes d'exigences de risque : risquespécifique et risquegénéral.

En ce qui est du risquespécifique, celui est lié à la détention d'une position longue sur une ligne d'action. Les exigences à ce type de risque sont estimées sur la base de position brute et est par la formule suivante :

$$\text{Exigence en fonds propres} = 8\% * \text{positions brute totale}$$

Dans le cas où le portefeuille est considéré diversifié et liquide, l'établissement financier peut amener le risquespécifique à 4%.

En ce qui est du risquegénéral, l'assiette de calcul est la position nette globale. Ce dernier est lié à la détention des positions longues dans l'ensemble de marché et est estimé comme suit :

$$\text{Exigence en fonds propres} = 8\% * \text{positions nette totale}$$

2. Le calcul des exigences en fonds propres : approche interne

L'estimation des exigences en fonds propres par l'approche des modèles internes passe par les étapes suivantes :

D'abord, il faut identifier les facteurs de risque. En effet, pour le cas de risque de change, le facteur de risque est le cours de change. De plus, il faut collecter l'historique de données. En ce sens, CBCB exige un historique minimal d'une année pour l'estimation de la

Valeur à Risque. Ensuite, il s'agit de choisir le modèle d'estimation des pertes et de procéder selon les exigences du modèle.

En outre, il faut valider le modèle en recourant à des tests de *Backtesting*, analyser des résultats de mesure des pertes et re-tester la qualité de modèle à prédire les pertes.

Enfin, pour calculer les exigences en fonds propres selon l'approche des modèles internes et après la validation du modèle, il faut choisir le facteur de multiplicité déterminé en fonction du nombre des exceptions réalisées (Annexe 5). Nous calculons par la suite les exigences en fonds propres en adoptant les formules proposées par les accords de Bâle II et III. S'il y a un nombre important de violations et le modèle n'est plus valide, les paramètres du modèle doivent être changés ou cherché autre modèle adéquat.

Cette méthode se base sur des données historiques afin d'évaluer les pertes potentielle sur le marché. Elle se base sur l'hypothèse que le futur proche reproduit un comportement similaire du passé.

Selon les accords de Bâle II, le CBCB fixe le niveau des fonds propres réglementaires pour un type de risque donné et pour un horizon de 1 jour comme étant le montant correspondant au plus élevé de la perte potentielle de la veille et de la moyenne des 60 jours ouvrables précédents majorée par un facteur de multiplicité.

$$E_t = \max(\text{VaR}(t-1); (3 + \varepsilon) \sum_{i=1}^{60} \frac{\text{VaR}(t-i)}{60}) \quad (\text{I})$$

E_t : Les exigences de fonds propres estimées pour un type de risque donnée à la date t.

$\text{VaR}(t)$: La Value-at-Risk pour t jour

$(3 + \varepsilon)$: Le facteur de multiplicité

ε : Facteur de multiplicité supplémentaire qui dépend de la qualité des modèles à prédire les pertes. Il varie entre 0 et 1.

Dans le cadre de révisions du Bâle II, le CBCB (2010) ajoute une composante d'exigence des fonds propres évaluée en période de crise financière. Par conséquent, une nouvelle formule des exigences au titre d'un risquedemarché est proposée :

$$E_t = \max(\text{VaR}(t-1); (3 + \varepsilon) \sum_{i=1}^{60} \frac{\text{VaR}(t-i)}{60}) + \max(\text{VaRs}(t-1); (3 + \varepsilon) \sum_{i=1}^{60} \frac{\text{VaRs}(t-i)}{60}) \quad (\text{II})$$

Avec : VaRs correspond à la VaR stressée ou la VaR estimée en période de crise.

Conclusion

Les crises financières ont révélé une grande lacune dans leur capacité à évaluer avec exactitude les risques de marché. D'où, l'obligation des banques de mettre en place des méthodes d'estimation de leurs pertes potentielles quotidiennes.

Etant donné le développement exponentiel qu'a connu les marchés financiers ces dernières décennies, les chercheurs et les praticiens n'ont cessé de chercher les méthodes et les techniques adéquates d'estimation des risques dont notamment le risque de marché. La plus connue de ces méthodes d'évaluation du risque de marché est la *Value-at-Risk*.

Selon Lévy-rueff (2005), la VaR ne prend pas en compte les valeurs extrêmes qui dépassent le seuil de confiance. En effet, des portefeuilles représentant la même valeur à risque peuvent générer des pertes extrêmes très différentes sur lesquelles la VaR ne donne pas d'information. C'est l'une des raisons pour lesquelles il est nécessaire, en complément de la VaR, de calculer la perte au-delà de la VaR appelée l'*Expected Shortfall* et d'évaluer des scénarios de crise en recourant à des stress tests qui quantifient les pertes possibles lors d'événements extrêmes qui peuvent être atypiques.

La Valeur à risque est utilisée par les banques non seulement en tant qu'une mesure, mais aussi pour le calcul du capital réglementaire (Guibert, 2013). En effet, le CBCB (2005) n'impose pas une seule approche de calcul des exigences en fonds propres relatives aux risques de marché. Ce dernier donne aux banques la possibilité de choisir entre deux approches, la première est dite approche standard et la seconde est appelée de modèles internes. Cependant, pour valider l'utilisation de la seconde, le comité de Bâle exige le recours aux techniques de *Backtesting*.

**Chapitre III : Culture et Management de Risque de Marché au sein des
Banques Tunisiennes**

Introduction

Le Comité de Bâle sur le contrôle bancaire a publié en 1996 de nouvelles règles qui obligent les banques à détenir des capitaux supplémentaires pour prendre en compte le risquedemarché, et ce afin d'offrir aux banques une protection supplémentaire contre les mouvements imprévus de valeurs dans leurs portefeuilles de négociation. Ces règles de risquedemarché sont entrées en vigueur pour la première fois aux États-Unis au premier trimestre de 1998 et ont révolutionné la réglementation du capital.

En réponse à la crise financière de 2007-2008, le Comité et les autorités fédérales américaines chargées de la réglementation des banques ont adopté plusieurs autres règlements, par exemple la loi Dodd-Frank³ et les accords de Bâle III. Selon les normes de capital récemment proposées pour le risquedemarché, les banques sont soumises à des exigences de fonds propres beaucoup plus strictes pour leurs positions de portefeuille de négociation (Heltman, 2016). En outre, les normes de capital exigées obligent les banques à améliorer leurs systèmes internes de gestion des risques afin d'utiliser des modèles de gestion des risques standardisés.

Quant à la réglementation tunisienne ne s'est prononcée sur le risquedemarché qu'à partir de 2006, et ce à travers la circulaire 2006-26 relatives aux établissements de crédits. En effet, les banques tunisiennes ont été tenues de « *procéder de façon régulière à des simulations de crises en vue d'évaluer les risques qu'elles encourent en cas de fortes variations des paramètres d'un marché ou d'un segment de marché ainsi que l'adéquation des fonds propres au regard de ses activités de marché* » Article 34 circulaire 2006-29, et ce n'est que récemment en juin 2018, que la BCT a défini de nouvelles normes strictes d'adéquation de fonds propres relatives aux risques de marché. Ces dernières ont placé les banques tunisiennes devant un profond dilemme : réduire le risque à un niveau souhaité, ou augmenter le niveau des fonds propres.

C'est dans ce contexte que s'inscrit ce présent chapitre qui tente à étudier la culture des banques tunisiennes en termes de management de risquedemarché durant la période 2007-

³Le "Dodd-Frank Act" est une loi américaine votée en 2010 à la suite de la crise bancaire et financière de (2007-2008). Elle vise à assurer une vaste réforme dans le secteur financier et bancaire pour le protéger contre les crises et ce en limitant des activités spéculatives des banques à hauteur de 3 % de leurs fonds propres et en optant pour une définition plus stricte de leurs fonds propres.

2017, et ce en analysant l'impact du niveau de la prise de risquedemarché sur les variations du ratio de capital réglementaire de ces banques. En d'autres termes, il s'agit d'évaluer la capacité des banques à ajuster leur niveau de variation du ratio de capital par rapport au niveau de prise de risquedemarché.

Ce chapitre présente dans sa première section un aperçu sur le secteur de bancaire tunisien ainsi que la description de du cadre d'hypothèse. La deuxième section quant à elle, est dédiée la présentation de méthodologie ainsi qu'aux variables du modèle. Dans la troisième section est consacrée à la description des données et les statistiques descriptives qui y sont liées. Pour finir avec la présentation de l'étude empirique, les résultats trouvés ainsi que interprétations avancées.

I. Présentation de l'échantillon

Cette étude porte sur un échantillon composé des institutions appartenant au secteur bancaire tunisien. Dans ce cadre, cette section présente une vue d'ensemble de ce secteur ainsi qu'une présentation des données.

1. Présentation du cadre d'hypothèse

En dépit des dernières augmentations, les exigences réglementaires en Tunisie en matière de capital restent faibles par rapport aux normes internationales (*Standard & Poors*⁴, 2018). En effet, les exigences réglementaires en matière de fonds propres de base et de ratio de capital sont respectivement de 7% et 10% en Tunisie. Malgré les seuils qui dépassent les normes internationales (soit 6% et 8%), la Tunisie est accusée de retard dans les méthodes d'évaluations des risques prises en compte lors du calcul de ce ratio.

Selon Maraghni et *al.* (2016), le souci majeur des autorités réglementaires d'un pays est de déterminer les outils pour contrôler et surveiller la santé financière du secteur bancaire. C'est dans cette logique, que le ratio de solvabilité a trouvé du sens (Chiuri et *al.*, 2002). L'expansion du portefeuille de négociation des banques sans une augmentation en parallèle de leur capital, expose les banques à un risque de marché qui pousse les organismes de réglementation à prendre des procédures de contrôle et d'imposer de nouvelles réformes afin d'éviter une éventuelle insolvabilité des banques en cas de crise.

Généralement, les autorités réglementaires utilisent les exigences en fonds propres, instruments les plus répandus pour éviter les conséquences des chocs possibles. Le rôle primordial que jouent ces exigences dans la stabilité bancaire a incité les chercheurs à étudier ses déterminants et son impact dans la prise de risque des banques.

Notre travail est lié à des études portant sur le lien entre le risque de marché et les exigences de capital. Jusqu'à présent, ces études ont généré des résultats mitigés : Soit une réduction de la prise de risques, soit une incitation de prise de risque. (Koehn et Santomero (1980), Kim et Santomero (1988), Berger et Udell (1994), Hancock et Wilcox (1994) et Blum (1999). En particulier, Hovakimian et Kane (2000) ont tenté d'étudier l'efficacité de la réglementation du capital et ont conclu que les exigences de fonds propres fondées sur le risque éliminent les incitations morales des banques. Par contre, Furlong et Keeley (1989),

⁴Dans son rapport publié en 2018, intitulé « Le secteur bancaire tunisien est doté de passifs et représente de ce fait une faiblesse pour l'économie du pays ».

Keeley (1990) et Jacques et Nigro(1997) ont constaté que les exigences de capital sont efficaces pour réduire les risques bancaires. En ce sens, Hellmann, et al. (2000) et Repullo (2004) ont affirmé que des exigences de fonds propres plus strictes entraînent une baisse du risque bancaire.

Kleff et Weber (2008) et Gropp et Heider (2009) ont conclu que les banques dont la rentabilité est importante ont tendance à avoir un ratio de capital plus significatif. Dans le même sillage, Calem et Rob (1999) ont montré qu'un ratio de capital plus élevé a entraîné un accroissement au niveau du fonds propres des banques et une diminution limitée du risque entrepris. En effet, les établissements ayant un portefeuille de négociation relativement important, sont obligés de détenir un niveau de fonds propres plus important pour éviter une inadéquation à la norme réglementaire exigée. En partant de ses constatations, nous nous proposons de tester cette première hypothèse :

- **Hypothèse 1 (H1):** « La variation du niveau de la prise de risque de marché et le changement du niveau du ratio du capital sont corrélés négativement ».

D'autres travaux théoriques ont pu démontrer que les exigences en fonds propres réglementaire peuvent amener les banques à accroître leur prise de risque, ce qui contredit les anticipations des régulateurs (Koehn et Santomero(1980) ; Kim et Santomero(1988); Rochet (1992) ; Berger *et al.* (1995) ; Blüm (1999); Hellman *et al.* (2000)). De plus, une deuxième vague de travaux de recherche s'est intéressée à la problématique de l'application de l'accord de Bâle dans les pays émergents (Kane (1994) ; Caprio et Honohan (1999) ; Rojas et Suarez (2001), Powell (2002) ; Guidotti *et al.* (2004)). La plupart de ses résultats ont montré qu'il n'existe aucune relation négative et significative entre le degré de capitalisation et le niveau de risque de marché pris par les banques, ceci est en contradiction avec les objectifs du ratio de solvabilité. Cependant, cette relation est vérifiée pour les banques des pays membres du Comité de Bâle. Notre deuxième hypothèse est formulée comme suit :

- **Hypothèse 2 (H2) :** La variation du niveau de la prise de risque de marché et le changement du niveau du ratio du capital sont corrélés positivement.

En étudiant la relation entre la réserve de capital (connue sous l'appellation du *Capital Buffer* ou encore coussin de sécurité), le capital, le risque, la performance et le rendement, Jokipii et Milne (2010), Lin et al. (2013) identifient un comportement contra-cyclique de ce coussin de sécurité. En effet, selon la théorie du *Capital Buffer*, les ajustements

du niveau de fonds propres sont positivement corrélés avec celui de niveau de risque de marché si les fonds propres de sécurité sont relativement élevés. Cependant, ces ajustements seront négativement liés dans le cas contraire.

Les banques suffisamment capitalisées ou encore celles ayant des ratios de solvabilité supérieurs au minimum réglementaire, possèdent un coussin de sécurité de capital plus confortables. En effet, pour les banques dont le niveau de capital est proche de celui requis de capital réglementaire, la relation pourrait être négative à court terme. Cependant, un accroissement des exigences de fonds propres réglementaires peut se traduire par une augmentation du niveau du coussin de sécurité en capital et, Contrairement, une diminution du *capital buffer* peut se traduire par une détérioration du ratio de capital. Etant donné les niveaux relativement élevés des valeurs des exigences du capital réglementaire et du *capital buffer* des banques tunisiennes, nous aboutissons à la formulation de l'hypothèse suivante :

- **Hypothèse 3 (H3) :** Le niveau des fonds propres tamponnet les variations du niveau du capital sont corrélés positivement.

II. Présentation de la méthodologie

1. Modèle économétrique et ajustement partiel

Les ratios financiers, en plus de leur utilité traditionnelle d'évaluation des performances financières et économiques des institutions bancaires, constituent des outils de rationalisation interne et statique, essentiels pour la prédiction des difficultés (Altman, 1968). Dans le même sillage, Lev (1969) montre que le ratio moyen d'un secteur d'activité peut être considéré comme une valeur de référence par les établissements pour s'ajuster, et en déduit un modèle d'ajustement partiel. En ce sens, Lintner (1977) a amélioré ce modèle dans le cadre de l'ajustement du niveau cible des dividendes des établissements bancaires. En se référant à ces travaux nous proposons un modèle développé initialement par Dahl et Shrieves (1990) et repris par Jacques et Nigro (1997), Ediz et al. (1998), Saadaoui (2010), Lin et al. (2013) et Maraghni et al. (2016) et Dymtro et al. (2017) pour étudier la relation entre le niveau du ratio de capital et le niveau du ratio de risque des établissements bancaires.

Les travaux de recherche antérieurs ont prouvé qu'il existe une relation entre ces deux variables (Aggarwal et Jacques, 1998) stipulant que toute évolution potentielle du niveau du risque de marché peut pousser l'institution bancaire à ajuster son ratio de capital vers une valeur souhaitée appelée aussi cible.

Les valeurs cibles du ratio de capital que les institutions bancaires comptent obtenir, sont liées à d'autres variables dites exogènes dépendant de leur cadre institutionnel. Ces banques souhaitent à long terme obtenir des niveaux optimaux de ratios suivant un ajustement partiel. En effet, les banques sont incapables d'atteindre instantanément les niveaux souhaités et le font de façon partielle (Dahl et Shrieves, 1990). Nous définissons le paramètre (λ) qui est lié à cet ajustement et dont les valeurs varient entre zéro et un.

Le changement optimal du niveau du ratio de capital, pour chaque année (t) et pour chaque banque (i), sera exprimé par la différence entre le ratio de capital cible RC^* et celui de l'année précédant RC_{t-1} .

Ce qui se traduit par l'équation suivante :

$$\Delta RC_{i,t} = \lambda (RC^* - RC_{t-1})$$

En prenant en compte les variables explicatives telles qu'elles sont mentionnées par Jacques et Nigro (1997), Lin et al. (2013) et Maraghni et al. (2016), le modèle estimé s'écrit comme suit :

$$\begin{aligned} \Delta RC_{i,t} = & \lambda_0 + \lambda_1 ROA_{i,t} + \lambda_2 SIZE_{i,t} + \lambda_3 NII_{i,t} + \lambda_4 \Delta TRD_{i,t} + \lambda_5 BFFR_{i,t} \\ & + \lambda_6 (REG_{(i,t-1)} \times \Delta TRD_{(i,t-1)}) + \lambda_7 (REG_{i,t} \times \Delta RC_{i,t}) + \gamma_8 RC_{i,t-1} \\ & + \gamma_9 (BFFR_{(i,t-1)} \times \Delta RC_{(i,t-1)}) + \gamma_{10} (BFFR_{i,t} \times TRD_{i,t}) + \mu_{i,t} \end{aligned}$$

Où $\mu_{i,t}$ représente le terme de résidu de l'équation de niveau de capitalisation pour l'établissement (i) au cours de l'exercice (t).

Soit, λ_j (tel que, $j = 1 \dots 10$) les paramètres du modèle affectés aux variables explicatives. De plus, λ_0 représente la constante du modèle. Notre modèle tente à trouver une relation entre le niveau de variation du capital et le comportement des banques en termes de prise de risque de marché.

2. Les variables du modèle

Ratio de capital (RC) : c'est le ratio d'adéquation des fonds propres réglementaires, de solvabilité, ou encore ratio *McDonough*. Ce ratio est le rapport entre les fonds propres nets de base (Tier 1) et complémentaires (Tier 2), et les actifs bancaires pondérés en fonctions des risques encourus.

Selon Maraghni et al. (2016), le ratio de capital est généralement publié par les établissements bancaires dans leurs rapports annuels sous la forme de la variation première

entre deux exercices. En effet, ce dernier ne peut pas être calculé directement à partir des états financiers.

D'après Powell (2004), Ce ratio permettant déterminer la solvabilité de la banque, est devenue très répandu surtout après son adoption par les autorités réglementaires internationales. Le minimum réglementaire de ce ratio en Tunisie était de 8% entre 2001 et 2012, de 9% en 2013 et de 10% à partir de 2014.

Plusieurs chercheurs ont utilisé ce ratio pour cerner l'effet simultané entre capital et risque bancaire (Jacques et Nigro (1997), Heid et *al.* (2004), Jokipii et Milne (2010), Lin et *al.* (2013) et Maraghni et *al.*(2016)). Ces auteurs stipulent qu'un niveau élevé du ratio de capital indique un risque moindre. D'après Dmytro et *al.* (2017) ont prouvé qu'une exigence supplémentaire en fonds propres réglementaires peut impacter négativement le comportement de prise de risquedemarché des banques.

Ce dernier ratio se calcul comme suit :

$$RS = \frac{\text{Fonds Propres Prudentiels (Tier1 + Tier2 + Tier3)}}{(\text{R. crédit} + \text{R. de marché} + \text{R. opérationnel})}$$

Le ratio de risquedemarché (TRD) : cette variable, représente le niveau de prise de risquedemarché par la banque. Dans notre modèle, elle est introduite comme une variable exogène à travers une variation première entre t et t-1. Il s'agit d'un indicateur qui évalue le risque issu du bilan relatif aux établissements et aux portefeuilles de négociations. Il est mesuré par le rapport entre la valeur du portefeuille commercial extrait du bilan et le total des actifs.

La littérature montre que des exigences de fonds propres plus strictes pourraient être efficaces pour atténuer les prises de risques (Hellmann et *al.*, 2001; Repullo, 2004). En effet, l'alignement du risque de négociation sur les charges de fonds propres supplémentaires peut atténuer les comportements de prise de risque excessifs (Dmytro et *al.* 2017).

Le calcul du ratio de risquedemarché se présente comme suit:

$$TRD = \frac{\text{Proteteuil commercial}}{\text{Totalactif}}$$

La réglementation (REG) : C'est une variable exogène permettant de détecter l'impact de la pression réglementaire sur les fonds propres, et ce en formant des variables

dites des variables de contrôles composites, telles qu'elles ont été recommandées par les Accords de Bâle II et III, ainsi que la réglementation tunisienne. Cette variable a été introduite par Heid et *al.* (2005) et Jokipii et Milne (2010).

La littérature a aboutit à des résultats controversés en ce qui concerne la problématique de l'effet de la réglementation bancaire sur le comportement des banques en matière de prise de risque (Calemet Rob, 1996 ;Heid et *al.*, 2006et Maraghni et *al.*, 2016).

La variable pression réglementaire pour une banque i à la fin d'une année t , est déterminée comme suit :

$$\begin{cases} \text{REG}_{i,t} = [\text{Min REG} + \sigma \text{RC}_i] - \text{RC}_{i,t}, & \text{si } \text{RC}_{i,t} \leq \text{Min REG} + \sigma \text{RC}_i \\ \text{REG}_{i,t} = 0, & \text{si } \text{RC}_{i,t} > \text{Min REG} + \sigma \text{RC}_i \end{cases}$$

Où Min REG représente le minimum réglementaire exigé et σRC l'écart-type du ratio de capital.

Le *Capital Buffer* (BFFR) : cette variable permet d'expliquer la variation du niveau du ratio de capital réglementaire en fonction des fonds propres tampon, ou encore pour déterminer la distance prise par les établissements bancaires par rapport au risque de non-conformité à la réglementation prudentielle en matière des exigences en fonds propres.

Cette variable est définie comme la différence entre le ratio de capital et le ratio minimum réglementaire exigé. Le minimum réglementaire de ce ratio en Tunisie était de 8% entre 2001 et 2012, de 9% en 2013 et de 10% à partir de 2014.

Selon Heid et *al.* (2004), il s'agit d'un coussin de sécurité de fonds propres détenus par l'institution bancaire. Cette variable traduit le changement observé dans le montant de capital détenu, au-delà de celui exigé par le régulateur (Maraghni et *al.*, 2016). Le choix de cette mesure est fondé sur le fait que les établissements bancaires gèrent leur fonds propres de façon à éviter ou diminuer les coûts et pénalités liées à un dépassement des normes réglementaires (Maurin et Toivanen, 2012 et Maraghni et *al.* 2016).

Plusieurs auteurs ont eu recours à cette variable pour prendre en compte le caractère pro-cyclique de l'environnement réglementaire, ou encore pour identifier l'éventuelle relation qui existe entre le comportement de prise de risque de marché, la pression réglementaire et le ratios de solvabilité (Illing et Paulin, 2004 ; Heid et *al.*, 2004).

Ainsi, la formule de la variable Buffer se présente comme suit :

$$\text{BUFFER} = \text{RS} - \text{Min REG}$$

($\text{REG} \times \Delta \text{RC}$) et ($\text{REG} \times \Delta \text{TRD}$) : sont deux variables composites. La première exprime le produit de la variable représentant la contrainte réglementaire par celle mesurant

le niveau de fonds propres, et la seconde reflète le produit du niveau du risquedemarché par la pression réglementaire. Ces deux variables permettent de quantifier l'effet de la réglementation sur le ratio de solvabilité.

La pression réglementaire affecte la vitesse d'ajustement du ratio de solvabilité des banques (Jokipii et Milne, 2010 ; Maurin et Toivanen, 2012 ; Lin et al., 2013 et Maraghni et al., 2016). La première variable composite permet d'étudier l'effet de la contrainte prudentielle sur le changement du niveau de capital. Pour le produit (REGx ΔRC) par rapport à ΔRC, le signe attendu est positif. Par contre, celui de (REG (t-1) x ΔTRD (t-1)) semble imprévisible d'après Dahl et Shrieves (1990), Maraghni et al. (2016) et Dmytro et al. (2017).

(BFFR x ΔRC) et (BFFR x TRD) : Ces mesures sont inspirées essentiellement des travaux de Heid et al. (2003), Maurin et Toivanen (2012) ainsi que Maraghni et al. (2016). Ces variables permettent d'examiner si les banques, quand elles possèdent un coussin de sécurité de fonds propres relativement faibles, ajustent leur niveau du risquedemarché plus rapidement et inversement.

Toutes les variables de notre modèle sont résumées dans le tableau ci-après :

Tableau 3.1- Liste synthétique des variables retenues dans le modèle

Variables	Définitions
RC	Ratio de capital ou ratio d'adéquation des fonds propres réglementaires, de solvabilité ou encore « ratio <i>McDonough</i> ». $\frac{\text{FPR}(\text{Tier1} + \text{Tier2} + \text{Tier3})}{(\text{R. marché} + \text{R. crédit} + \text{R. opérationnel})}$
TRD	Le portefeuille commercial d'une banque est indicateur qui mesure le risquedemarché figurant dans son bilan. $\text{Portefeuille commercial} / \text{total actif}$
REG	Variable qui quantifie la pression réglementaire. Le min REG représente le minimum réglementaire exigé. $\text{REG}_{i,t} = [\text{Min REG} + \sigma \text{RC}_i] - \text{RC}_{i,t}$ si $\text{RC}_{i,t} \leq \text{Min REG} + \sigma \text{RC}_{i,t}$ $\text{REG}_{i,t} = 0, \text{ sinon}$
BFFR	Cette variable est définie comme étant la différence entre le ratio de solvabilité et le niveau minimum réglementaire exigé. $\text{RC} - \text{Min REG}$
ROA	C'est un indicateur permettant d'étudier le degré d'efficacité de l'exploitation des actifs disponibles et leur capacité à générer des bénéfices. $\text{Bénéfices nets} / \text{total actifs}$

SIZE	La taille de la banque est calculée généralement par le logarithme népérien du total des actifs d'une banque. Ln (total actifs)
NI	Les revenus hors intérêt sont les revenus autres que ceux qui sont perçus par l'activité de l'intermédiation. Revenus hors l'intérêt/total actifs

III. Présentation de données

1. Description de données

L'analyse porte sur un échantillon de 10 banques tunisiennes cotées en bourse pour la période allant de 2007 à 2017 donc un panel cylindré de 110 observations. Les autres banques cotées ont été exclues de l'échantillon par souci de disponibilité et continuité des données. Ces banques représentent 92.51% du total bilan du secteur des banques en Tunisie soit (41602 MDT) (Blanco et *al.*, 2011) et près de 94.75% du total des dépôts⁵. Pour étudier la manière de gérer de risquedemarché des banques tunisiennes post-circulaire 2006-26 et avant la publication de la circulaire 2018-06, nous avons choisi de travailler sur la période de 2007-2017.

Les données utilisées lors de notre étude se sont des données bilancielle des banques tunisiennes qui sont disponibles dans leurs rapports annuels et ceux de l'association professionnelle des banques et des établissements financiers (APTBE).

2. Propriétés statistiques des variables

Le tableau ci-dessous présente quelques indications pour l'année 2017 pour nos 10 banques sélectionnées. Les ratios de capital réglementaire des banques de notre échantillon respectent le minimum prudentiel en matière de solvabilité imposé par la BCT. En effet, ce ratio varie entre 10.34% et 14.19%.

Le risque marché des banques tunisiennes qui est reflété par le rapport entre leurs portefeuilles commerciaux et leurs actifs totaux varie significativement d'une banque à une autre allant de 0.6125% à 16,02%. Ce qui peut être expliqué par les différentes stratégies en matière d'activités de marché et de management de ce risque adoptées par ces banques.

En ce qui concerne le coussin de sécurité qui est représenté par les fonds propres tampon, il varie entre 0.34% et 4.19%. Ce qui indique qu'en 2017, ces banques détiennent

⁵ AFC, intermédiaire en bourse.

suffisamment de réserves en fonds propres (*Capital Buffer*). En effet, ces dernières représentent une capacité potentielle à faire face aux nouvelles exigences réglementaires en matière de solvabilité ou d'éviter les pénalités associées au non-respect potentiel des normes.

Le calcul des probabilités de faillite présentées dans le tableau ci-dessous indique des valeurs qui varient entre 0.0057% et 3.23%. Ce qui montre que les banques de notre échantillon loin d'être menacées par une situation de faillite. Généralement, un ratio de capital élevé sera associé à une probabilité de faillite faible. Cependant, le renforcement des exigences réglementaire en matière de solvabilité peut encourager les banques à préférer des actifs plus risqués ce qui impacte à la hausse la probabilité de faillite.

Tableau 3.2 Quelques indicateurs⁶ de l'année 2017 des banques retenues

Banque	Indicateurs 2017			
	RC	TRD	BFFR	PROB.F
Amen Bank (AB)	14.15%	6,146%	4.15%	0.0090%
Attijari Bank (Attijari)	11.68%	5,34%	1.68%	2.1476%
ArabTunisian Bank (ATB)	10.86%	16,02%	0.86%	0.00579%
Banque Internationale Arabe de Tunisie (BIAT)	10.75%	0.792%	0.75%	0.0655%
Banque de Tunisie (BT)	14.19%	7.52%	4.19%	0.0218%
Banque de l'Habitat (BH)	10.94%	14.87%	0.94%	0.3738%
Banque Nationale Agricole (BNA)	12.40%	6.632%	2.40%	0.0663%
Société Tunisienne de Banque (STB)	11.49%	12.79%	1.49%	0.1145%
Union Bancaire pour le Commerce	10.34%	0.905%	0.34%	0.0342%

⁶Calculs réalisés pour les indicateurs Buffer et Prob F suivant le rapport sur la supervision de la BCT 2016.

RC: ratio du capital. TRD : ratio du risque de marché. BUFFER: « coussin de fonds propres » ou capitaux propres excédentaires,

Prob. F : Probabilité de faillite avec $Prob. F = 1/2IR^2$ où IR est un indice du risque. $IR = [E (ROA) + CAR]/\sigma(ROA)$ avec E (ROA) et $\sigma(ROA)$ qui sont respectivement la moyenne et l'écart type de la rentabilité des actifs (ROA).

et l'Industrie (UBCI)				
Union internationale des banques (UIB)	11.13%	0.6125%	1.13%	3.2351%

3. Statistiques descriptives

Les statistiques descriptives sont résumées dans le tableau ci-dessous. Ce dernier présente la moyenne, l'écart type, le minimum, le maximum des différentes variables de notre modèle.

Durant la période s'étalant de 2007 à 2017, les banques présentent une variation moyenne duration du risquedemarché (ΔTRD) de 0.00132 avec une variation maximale de 0.4014.

En ce qui concerne les fonds propres tampon (*Capital Buffer*), ce ratio affiche une moyenne de 2.21%. Toutefois, sur toute la période d'étude, ces banques ont présenté de fonds propres qui excèdent le minimum exigé. En d'autres termes, la plupart d'entre-elles détiennent un ratio de solvabilité supérieur à la moyenne réglementaire exigée. L'écart type de cette variable Bffr montre que les banques possèdent des montants volatiles de réserve de capital (4.22 %). Ainsi, une amélioration de leur niveau de solvabilité engendre généralement un amortissement du coussin de capital construit pour faire face au risque encouru (Saadaoui, 2011).

La variation du ratio de solvabilité (ΔRC) enregistrée durant notre période d'étude est faible et positive de 0.00144 avec un maximum de 0.1867.

Tableau 3.3 Statistiques descriptives de notre échantillon

Variables	Observations	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
ΔRC	110	0.00144	0.0302	-0.1478	0.1867
ΔTRD	110	0.00132	0.054266	-0.3476	0.4014
SIZE	110	15.3959	0.46458	14.224	16.420
ROA	110	0.00911	0.01310	-0.1035	0.0291
NII	110	0.0203	0.00681	0.0012	0.048
BFFR	110	0.0221	0.04226	-0.1521	0.141
RS (t-1)	110	0.1088	0.0429	-0.0621	0.221
REG x ΔRS	110	-0.00029	0.003135	-0.03128	0.00458
REG x ΔTRD	110	0.000128	0.00073	-0.00154	0.00483
BFFR x ΔRC	110	-0.000528	0.002922	-0.028322	0.00261
BFFR x TRD	110	0.001476	0.003409	-0.009561	0.01517

IV. L'étude empirique et l'interprétation des résultats

1. Présentation de l'étude empirique

L'estimation empirique de notre modèle nécessite le recours à un certain nombre de tests statistiques des données panel. En effet, dans cette partie, nous allons effectuer d'abord le test de corrélation de Pearson, puis le test de présence d'effet individuel ou encore le test d'homogénéité, enfin le test de spécification d'Hausman.

1.1. Le test de corrélation de Pearson

Les coefficients de la matrice de corrélation permettent de donner une idée synthétique de l'intensité de la relation qui peut exister entre deux variables ainsi de son sens lorsque cette relation est monotone. Le coefficient de corrélation de Pearson permet d'analyser les relations linéaires. Le signe du coefficient indique le sens de la relation tandis que sa valeur absolue montre l'intensité de la relation en d'autres termes, la capacité à prédire les valeurs de Y en fonctions de celles de X.

L'examen des coefficients de corrélations montre qu'il existe une relation faible entre la variation du ratio de solvabilité et celle du ratio du risque de marché (un coefficient de l'ordre de 0.0021). De plus, la multi-colinéarité peut poser un problème si la corrélation est supérieure à une valeur de 0,705 (Kennedy, 2008). Dans notre cas, nous remarquons que la corrélation entre les deux variables **BFFR** et **RC(t-1)** est de 0.7317 dépassent le seuil fixé par Kennedy. Ce résultat a été prévu vu que le calcul de la variable du fonds propres tampon (**BFFR**) dépend de ratio de capital. Cette forte corrélation n'aura pas un impact important sur nos résultats puisque le coefficient de corrélation de la variable (**BFFR**) et la variable dépendante (**ΔRC**) est de 0.293.

Tableau 3.4 Matrice de corrélation de Pearson

	ΔRC	ΔTRD	ROA	SIZE	NII	BFFR	RCt-1	Reg *ΔRC	Reg *ΔTRD	Buf* ΔRC	Buf *TR D
ΔRC	1										
ΔTRD	0.0021	1									
ROA	0.2536	-0.0042	1								
SIZE	-0.0023	0.0544	0.0905	1							

NII	-0.0015	-0.0521	0.1831	0.0073	1						
BFFR	0.2893	-0.0406	0.5022	-0.2403	0.0330	1					
RCt-1	-0.4086	-0.0310	0.3505	-0.1291	0.0995	0.7317	1				
Reg *ΔRC	0.6536	0.0018	0.3343	-0.0396	0.1043	0.4148	-0.0507	1			
Reg *ΔTRD	-0.0127	0.1725	-0.1686	0.1494	-0.1346	-0.4566	-0.3995	-0.0623	1		
Buf* ΔRC	-0.5123	-0.0862	0.0166	-0.0708	0.0761	0.0471	0.3756	-0.1425	-0.1460	1	
Buf*TR D	0.1429	0.0500	0.1960	-0.0109	0.1768	0.6280	0.5000	0.1784	-0.3897	-0.0027	1

1.2. Le test de présence d'effet individuel : Test d'homogénéité

D'après Greene (2005) l'hétérogénéité entre les unités (ou individus) est le thème central dans l'analyse des données de panel. Cette notion d'hétérogénéité du modèle est une notion centrale de l'économétrie des panels (Hsiao, 1986, et Sevestre, 2002). La forme la plus simple d'hétérogénéité est celle qui consiste à postuler l'existence de constantes spécifiques à chaque individu. Pour ce faire, nous allons procéder à un test de présence d'effet individuel.

L'ajout de la dimension individuelle à la dimension temporelle usuelle présente un intérêt important pour identifier l'effet associé à chaque banque.

H_0 : Absence d'effets individuels

H_1 : Présence d'effets individuels

Tableau 3.5 Résultats du test de présence d'effets individuels

Wald chi2(10)	2266.82
Prob> chi2	0.0000

A partir des résultats de ce test, nous rejetons l'hypothèse nulle d'absence d'effet individuel. A ce niveau, il faut spécifier le type de cet effet (fixe ou aléatoire) en recourant à un second test de spécification de Hausman.

1.3. Le test de spécification d'Hausman

Le test de spécification de Hausman (1978) est un test général qui peut être appliqué à des nombreux problèmes de spécification en économétrie. Mais son application la plus répandue est celle des tests de spécification des effets individuels en panel. Il sert ainsi à discriminer les effets fixes des effets aléatoires.

L'idée de ce test est de vérifier la présence éventuelle d'une corrélation ou d'un défaut de spécification. Il suppose l'existence de deux types d'estimateur du modèle étudié. Le premier est considéré comme un estimateur non biaisé à variance minimale sous H_0 d'absence de corrélation ou encore de spécification correcte du modèle. Cependant, sous l'hypothèse alternative de mauvaise spécification, cet estimateur est supposé être biaisé. Pour le second estimateur est supposé être non biaisé dans les deux cas. Dès lors, il suffit de comparer une distance, pondérée par une matrice de variance covariance, entre les deux estimateurs pour pouvoir déterminer si la spécification est juste ou non. Si la distance est statistiquement nulle, la spécification est juste et le premier estimateur sera retenu. Dans le cas contraire (la distance est importante), le modèle est mal spécifié.

La statistique du test de Hausman appliqué au test de la spécification des effets individuels est la suivante :

$$H = (\hat{\beta}_{MCG} - \hat{\beta}_{LSDV})' [\text{var}(\hat{\beta}_{MCG} - \hat{\beta}_{LSDV})]^{-1} (\hat{\beta}_{MCG} - \hat{\beta}_{LSDV})$$

Sous l'hypothèse nulle H_0 , la statistique H suit asymptotiquement un kideux à k degrés de liberté.

Ainsi si la réalisation de la statistique H est supérieure au seuil à $\alpha\%$, l'hypothèse nulle sera rejetée et l'adoption d'effets individuels fixes et l'utilisation de l'estimateur « *Within* » sera privilégié.

La démarche consiste alors à estimer un modèle à effets fixes, puis un modèle à effets aléatoires. Le choix entre ces deux méthodes d'estimation se fait à l'aide du test d'Hausman en respectant les hypothèses suivantes :

H_0 : Présence d'effets aléatoires

H_1 : Présence d'effets fixes

Tableau 3.6 Résultats de test de Hausman

Variable	Coefficients	Différence (b-B)
----------	--------------	------------------

	Effets fixes (b)	Effets aléatoires (B)	
ΔTRD	-0.0036896	-0.0023292	-0.0013604
ROA	0.0680586	0.1775857	-0.1095271
SIZE	0.0201231	0.0055519	0.0145712
NII	0.2081274	0.2538812	-0.0457538
BFFR	0.7858533	0.6591041	0.1267492
RCt-1	-0.8559136	-0.6797735	-0.1761402
Reg*ARC	2.778202	4.645855	-1.867654
Reg*ΔTRD	-0.5646905	-0.3742371	-0.1904534
Buf* ARC	2.104432	3.672935	-1.568504
Buf*TRD	-0.0373905	-0.1144677	0.0770773
chi2(10) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)=27.74			
Prob>chi2 = 0.0020			

Dans notre cas, les statistique de Chi 2 est de l'ordre de 27.74 et la probabilité du test (0.0020). Donc, nous rejetons l'hypothèse nulle de présence d'effets aléatoires. Nous acceptons ainsi l'hypothèse d'effets individuels fixes et l'utilisation de l'estimateur *Within*.

4.1. Test de Ratio de Likelihood

À ce stade, nous allons effectuer le test de de Ratio de Likelihood. IL permet de tester la significativité du modèle à effets fixes. La statistique de Fischer calculé suit, sous l'hypothèse H0, une loi de Fischer. A cet effet, l'hypothèse de présence d'effets fixes ne sera pas rejetée lorsque la statistique calculée est supérieure à la valeur critique lue sur la table de Fisher. Ainsi, les hypothèses du test sont les suivantes :

H0: Absences d'effets fixes

H1 : Présence d'effets fixes

Tableau 3.7 Résultats du test de Ratio de Likelihood

F(9, 90)	7.73
Prob>F	0.0000

La probabilité étant de 0.0000 inférieur au seuil de 5%, nous pouvons, alors, rejeter H_0 . D'après, les résultats du test de Ratio de Likelihood, il convient de retenir le modèle à effets fixes.

2. Résultats et interprétation

Après avoir effectué les tests nécessaires, nous avons estimé notre modèle dont les résultats sont présentés ci-après

Tableau 3.8 Résultats des estimations du modèle à effets fixes

Variables	ΔRC	
	Coefficient	Probabilité
ΔTRD	-0.0036896	0.727
ROA	0.0680586***	0.010
SIZE	0.0201231*	0.0000
NII	0.2081274***	0.061
BFFR	0.7858533*	0.0000
RCt-1	-0.8559136*	0.0000
Reg*ΔRC	2.778202*	0.0000
Reg*ΔTRD	-0.5646905	0.474
Buf* ΔRC	2.104432*	0.004
Buf*TRD	-0.0373905	0.895
Constante	-0.2376026*	0.0000
Wald chi (10)		367.21
Prob		0.0000
R ²		90.99

*Significatif au seuil de 1% ($p < 0.01$).

** Significatif au seuil de 5% ($p < 0.05$).

*** Significatif au seuil de 10% ($p < 0.10$).

V. Impact de l'effet taille sur la variation du ratio du capital

Les banques ayant une taille importante, ont tendance à être plus solide et prendre moins de risque à cause de la diversification de ses activités (Maraghni et *al.*, 2016). L'effet taille et la variation du ratio du capital présente un lien positif et statistiquement significatif pour les dix banques de notre échantillon, au seuil du risque de 1%. Ce résultat est contraire à la plupart des travaux empiriques tels que ceux effectués par Dahl et Shrieves (1990), Godlewski (2005) et Saadaoui (2010) indiquant que l'impact de l'effet taille sur le

niveau du ratio de capital est négatif. En effet, le lien entre la taille et la variation du ratio de capital varie d'un pays à un autre, et ce dépend des opportunités d'investissement offertes aux banques et les conditions d'accès aux marchés interbancaires pour se refinancer. D'après Saadaoui (2010), un accès facile aux marchés de capitaux dont bénéficient les banques de grande taille explique leur tendance à moins se capitaliser (Jaques et Nigro (1997) et de Godlewski (2005)). Etant donné, la spécificité des banques tunisiennes qui sont toutes de tailles homogènes et qualifiées de petite taille, toute amélioration de 1 % de la taille de la banque entraîne une amélioration faible de 2.01% au niveau du ratio de capital.

2.2.Impact du « *Capital Buffer* » sur la variation du ratio de fonds propres

L'impact des fonds propres tampon sur le niveau de ratio de capital est positif et statistiquement significatif au seuil de 1%. En effet, les résultats de l'estimation confirment notre hypothèse (*H3*) pour les dix banques choisies. Ainsi, le coefficient d'ajustement du *capital buffer* par rapport au niveau de capital s'élève à 0.7858 avec un *t-Student* de 0.0000. En d'autres termes, chaque augmentation du niveau du stock de fonds propres (tampon) se traduit par une hausse du niveau du ratio de capital de l'ordre de 78.58% sur toute la période.

Nos constatations peuvent être justifiées et expliquées par la théorie du *capital Buffer* stipulant que les ajustements du niveau de fonds propres sont positivement corrélés avec celui de niveau de risque de marché si les fonds propres de sécurité sont relativement élevés.

Plusieurs chercheurs mettent l'accent sur le caractère contra-cyclique de ce type de réserve dû au mouvement cyclique des exigences des fonds propres. En effet, le coussin des fonds propres augmente lorsque la conjoncture économique s'avère bonne et les fonds propres exigés s'épuisent lorsque la situation financière se dégrade (Illing et Paulin, 2004). « *Les autorités réglementaires s'inquiètent d'une telle cyclicité du capital car elle peut être de nature à bouleverser la stabilité du système financier et bancaire* » Maraghni et al. (2016).

Nos résultats contredisent ceux d'Ayuso et al. (2004) qui ont démontré un lien négatif entre le coussin de capital et le cycle économique, qui se reflète par une variation du niveau des fonds propres de la banque plus importante en cas de récession qu'en cas d'expansion. Ils ont prouvé de plus que ce coussin de fonds propres tampon est susceptible de réduire la volatilité du capital. En effet, certaines banques maintiennent un niveau de capital supplémentaire en cas d'expansion dans le but de l'utiliser en cas de récession (Guidara et al., 2013).

2.3. Lien entre les revenus autres que les intérêts et la variation du ratio de capital

L'impact des revenus autres que les intérêts sur le niveau de ratio de capital est positif et statistiquement significatif au seuil de confiance de 90%. En effet, nos résultats de l'estimation montrent que le coefficient d'ajustement des revenus autres que les intérêts par rapport au niveau de ratio capital s'élève à 0.2081. En d'autres termes, chaque augmentation du niveau des revenus autres que les intérêts (*non-interest-income*) se reflète par une hausse du niveau du ratio de capital de l'ordre de 20.81% sur toute la période.

Dans le contexte tunisien, cette relation positive peut être expliquée par « *le phénomène des BTA* ». En effet, depuis la révolution et les problèmes politiques et sociaux qu'a connus la Tunisie, le gouvernement ne cessait de chercher un financement, tant de l'extérieur que de l'intérieur pour financer le déficit budgétaire. Etant donné la notation et la réputation de la Tunisie sur les marchés financiers internationaux, un financement de l'extérieur n'est plus évident et l'accès à ces marchés est de plus en plus compliqué et tragique. A cet égard, le financement de l'intérieur s'avère une nécessité impérieuse à l'Etat tunisien. Ce financement se fait par la voie des BTA, BTZ, BTC ou encore les obligations gouvernementales qui sont généralement achetés par les banques de la place. Un outil qui ne fait que « *le bonheur des banques* ». Ainsi, l'effet de ce papier se trouve dans les bilans des banques tunisiennes et certaines d'entre-elles en font un des moyens les plus prisés de réaliser des bénéfices. Ces bénéfices cumulés d'une année à une autre, reflétés par un accroissement des fonds propres, ne fait qu'augmenter les ratios de solvabilité affichés par certaines banques surtout en absence de réglementation tunisienne stricte en matière de risque marché (absence de pondération de ce risque au niveau de dénominateur).

Il est à noter que les banques tunisiennes achètent les obligations gouvernementales à des taux d'intérêt très importants (7,5% et même parfois à 8% courbe de taux 2017) avec un risque souverain hautement garanti qui ne souffrirait presque aucune possibilité de non-paiement, celui de l'Etat. D'autre avantage s'offre aux banques en achetant ces BTA, c'est celui d'un accès illimité au refinancement auprès de la Banque Centrale de Tunisie en présentant ces titres comme collatéral ou garantie (à hauteur parfois de 100%, et ce bien avant la circulaire 2018-06 de la BCT qui a fixé un seuil de 40%). Par contre, les banques tunisiennes empruntaient à des taux strictement inférieurs aux taux de placement des BTA, ce qui implique une différence en point de taux d'intérêt entre le placement et l'emprunt avec l'Etat « *un gain sans risque* ». A titre d'exemple, le résultat net du secteur bancaire tunisien en 2017 s'est amélioré de 21.8% par rapport à 2016, près de 1.1 milliard de dinars de bénéfices

nets cumulés. De même, le ratio de solvabilité moyen de secteur est de 11.793% (2017), soit supérieur au minimum réglementaire imposé par la BCT. Les chiffres stupéfiants de ces ratios attirent l'attention sur le degré de l'efficacité de ces règles dans contexte des pays émergeant notamment de la Tunisie.

2.4.Relation entre les variables composites, la variation du niveau de capital

Les résultats de l'effet de variable ($REG \times \Delta RC$) relative à la pression réglementaire sur la variation du niveau de ratio de capital (ΔRC) confirment qu'il existe un impact statistiquement positif et significatif sur la capitalisation et le niveau de solvabilité des banques tunisiennes. Le coefficient relatif à la pression réglementaire par rapport au niveau de capital s'élève 2.778 et est statistiquement significatif au seuil de risque de 1%.

Nos résultats sont conformes à ceux de Jacques et Aggarwal (1998), Maurin et Toivanen (2012) et Lin et al. (2013). C'était justement l'effet recherché par le renforcement de la réglementation prudentielle dans tous les pays, notamment en Tunisie (Janson et Sahut, 2010).

La variable composite ($BFFR \times \Delta RC$) permet d'examiner si les banques, quand elles possèdent un coussin de sécurité de fonds propres relativement faibles, ajustent leur niveau du risque de marché plus rapidement. Dans notre cas, nous avons pu détecter une association statistiquement significative positive entre le coussin de capital et la variation du ratio de capital avec un niveau de confiance de 99 %. Ainsi, une hausse des fonds propres tampon pousse les banques à ajuster leur ratio de capital. Ce résultat est conforme à celui trouvé par Heid et al.(2004).

Les deux variables composites ($REG \times \Delta TRD$) et ($BFFR \times TRD$), la première reflètent le produit du niveau du risque de marché par la pression réglementaire et la deuxième permet d'examiner si les banques, quand elles possèdent un coussin de sécurité de fonds propres relativement faibles, ajustent leur niveau du risque de marché plus rapidement. Ces deux variables ne sont pas statistiquement significatives et ne permettent pas d'expliquer la variation de ratio de capital, chose qui a été anticipé vu les retards et les lacunes de la réglementation tunisienne par rapport aux standards internationaux surtout en matières de risque marché.

2.5.L'impact du comportement de prise de risquedemarché sur la variation du niveau de capital

Selon les hypothèses *H1* et *H2*, il y'a une relation évidente et significative entre la variation du ratio de capital de la banque et le comportement de prise de risquedemarché des établissements bancaires. Cependant, les résultats dans le tableau ci-dessus nous permettent de constater qu'il n'existait aucun un impact significatif entre ces deux variables pour les dix banques de notre panel et pour l'intégralité de la période d'étude. En d'autres termes, un ajustement au niveau de la prise de risquedemarché reflété par le portefeuille commercial détenu par la banque ne permet pas d'impacter la variation du ratio de capital.

L'objectif principal de la réglementation bancaire est principalement l'instauration de ratio de solvabilité et la réduction du niveau de la prise des risques par les banques. Ce qui suppose que les régulateurs prévoyaient une relation négative entre le ratio de capital et le niveau de prise de risque.

Plusieurs travaux de recherches ont été menés sur l'efficacité des exigences de fonds propres basées sur le risquedemarché, ont critiqué le secteur bancaire concernant le but et l'efficacité des réglementations relatives aux risques de marché (Fox, 1995;Elstein, 1996).

Dymtro et *al.* (2017), ont effectué une étude sur des banques américaines de 1994-2001 et ils ont divisé la période en deux sous-période (pré-MRR et post-MRR). Autrement dit, une période avant les nouvelles exigences relatives aux risques marché et une autre après la publication de ces exigences. Ils ont conclu que ces nouvelles exigences en fonds propres relatives aux risques de marché permettent d'atténuer le niveau de prise de risque associé aux activités de négociation et donc, ils ont pu constater une relation négative entre les MRR « *Market Risks Requirements* » et la variation de ratio de solvabilité pour la période post-MRR. En ce concerne la période pré MRR, ces auteurs n'ont pas pu détecter une relation significative entre ces deux variables.

Par ailleurs, en étudiant l'impact de l'ajustement du niveau de risque marché sur l'ajustement du ratio de solvabilité, nous avons essayé de confirmer statistiquement que les banques tunisiennes n'avaient ni de contraintes réglementaires strictes en matière de risque marché ni une la manière de gérer de ce risque.

La non-significativité de la relation, nous pousse à réfléchir sur les incitations et les contraintes des banques tunisiennes lors d'une décision de placement en bourse, de souscription à un bon de trésor ou encore de détention d'une position de change.

En outre, l'économie tunisienne présente, sept ans après la révolution, de nombreuses vulnérabilités pesant sur sa croissance telles que le déficit budgétaire chronique et la forte dépréciation du dinar qui alimentent la forte augmentation de la dette publique. Face à une telle situation, l'Etat tunisien s'est trouvé dans l'obligation d'émettre des BTA qui seront par la suite achetés par les banques tunisiennes. Etant donné les avantages que présentent ces titres aux banques de la place, leurs volumes ne cessent d'augmenter et par conséquent le niveau de l'activité de marché de ces banques. D'ailleurs, les conditions macroéconomiques peuvent influencer les niveaux de prise de risque des banques (Caprio et Honohan, 1999). En ce sens, outre les variables spécifiques aux banques, les conditions macroéconomiques peuvent aussi influencer le niveau des fonds propres réglementaires et la prise de risque (Saadaoui, 2011).

La non-signification de la relation entre la variation du ratio de capital de la banque et le comportement de prise de risque de marché des établissements bancaires peut être expliquée par le retard de la réglementation tunisienne par rapport à Bâle II. En effet, la Tunisie est accusée de retard par rapport aux pays similaires dans la région, tels que l'Egypte et le Maroc dans l'adoption des normes internationale en matière de capitalisation des banques. Ces dernières continuent à calculer les ratios de capital en vertu de "Bâle I", tandis que le régulateur suit un plan quinquennal pour appliquer "Bâle II et III".

Le secteur bancaire tunisien est condamné à faire du sur-place et à accentuer son retard en matière d'adoption des nouvelles règles prudentielles par rapport aux autres marchés voisins. En effet, nos résultats le confirment et nous permet de conclure qu'un passage des réformes était primordial pour protéger nos banques des risques de marché surtout dans un environnement économique et financier perturbé. Ce qui justifie l'importance de la nouvelle circulaire 2018-06 de la banque centrale de la Tunisie relatives aux établissements de crédit qui a mis l'accent sur l'adéquation des fonds propres à l'ensemble des risques associés au portefeuille de négociation.

Conclusion

Nous avons tenté dans le présent chapitre d'analyser la gestion et la culture du risque de marché des banques tunisiennes. En d'autres termes, nous avons essayé quantifier l'impact du comportement de prise de risque de marché par le management sur la variation du ratio de solvabilité. Nous avons utilisé un modèle à effet fixes contenant plusieurs variables caractérisant le capital et le risque de marché. Notre modèle a été inspiré par plusieurs travaux

tels que ceux effectués par S.L. Lin et al. (2013), Maraghni et al. (2016) et Dymtro et al. (2017). Nous avons sélectionné un échantillon des dix banques tunisiennes sur une période de 10 années allant de 2007 jusqu'à 2017.

Les estimations de notre modèle à effet fixe ont permis de dégager ces principaux résultats :

- i) Etant donné, la spécificité des banques tunisiennes qui sont toutes de tailles homogènes et qualifiées de petite taille, toute augmentation de la taille de la banque entrainera une amélioration faible de niveau du ratio de capital.
- ii) Les revenus autres que les intérêts ne cessent d'augmenter ces dernières années (exemple des revenus liés à l'achat des obligations gouvernementales), ce qui a engendré l'augmentation des bénéfices des banques tunisiennes. En absence de pondération de risque de marché au dénominateur du ratio de solvabilité, il était attendu d'obtenir une relation statistiquement significative et positive entre les revenus autres que les intérêts et la variation de ratio de solvabilité.
- iii) les contraintes réglementaires sur l'exigence des fonds propres ont une incidence positive sur la variation de ratio de capital, et c'est l'objectif principal de la réglementation bancaire qui veut garantir un niveau minimal de solvabilité en imposant ces règles.
- iv) le management des banques révèle que le coussin de sécurité en capital (*Capital Buffer*) est lié positivement au niveau du ratio de capital de ces banques.

Finalement, l'effet de l'incitation à la prise de risque de marché par le management de ces banques, et la variation du niveau du capital, s'avère inexistant et statistiquement non significatif sur toute la période d'analyse (2007-2017). Le changement du comportement de niveau de prise de risque de marché n'impactait pas l'ajustement de ratio de capital des banques de notre échantillon. Nous avons pu expliquer la non-signification de cette relation par le retard de la réglementation tunisienne par rapport à Bâle II (surtout en matière de risque de marché). Ce qui confirme la nécessité d'adoption de nouvelles réformes pour protéger les banques tunisiennes des risques de marché surtout dans un environnement économique et financier perturbé. Ce qui donne la légitimité à la nouvelle circulaire 2018-06 de la banque centrale de la Tunisie relative aux établissements de crédit qui a mis l'accent sur l'adéquation des fonds propres à l'ensemble des risques associés au portefeuille de négociation. De ce fait, pour mieux comprendre l'apport de cette nouvelle circulaire, Nous allons entamer une deuxième partie sur l'adéquation de fonds propres relatifs au risque de marché sur une banque de la place à savoir Attijari Bank.

**Chapitre IV : L'Adéquation des Fonds Propres à l'ensemble des
Risques Associés au Portefeuille de Négociation d'Attijari Bank**

Introduction

Dans le chapitre empirique précédent, nous avons conclu que les banques tunisiennes n'avaient pas une la manière de gérer des risques des marchés compte tenu de leurs ratios de solvabilité. De plus, nous avons souligné l'importance de la mise en place d'une réglementation qui implique le recours à de nouvelles dispositions en matière de risque demarché, le cas de la circulaire 06-2018 de la BCT portant sur «Normes d'adéquation des fonds propres ». En effet, cette dernière propose aux banques tunisiennes d'estimer leurs exigences en fonds propres relatives aux risques de marché en utilisant une approche standard. Cette approche propose des pondérations communes et simples à mettre en place par tout établissement concerné⁷.

Toutefois, selon les normes prudentielles internationales deBâle II et III, les banques peuvent calculer leurs niveaux de fonds propres relatifs aux risques encouruspar les approches des modèles internes. Les autorités de contrôle ne mettent pas à la disposition des banques un modèle interne unique à suivre. Elles leur donnent la liberté de choisir le modèle le plus approprié à leurs besoins, elles exigent en contrepartie toute une procédure de validation des modèles mis en place, les techniques de « *Backtesting* ».

Les banquespeuvent recourir à de différentes méthodes d'estimation des pertes maximales potentielles. Ces estimations de pertes vont servir aux calculs des exigences relatives aux risques de marché. Les exigences ainsi calculés s'avèrent souvent moins élevées que celles estimées par l'approche standard. Ce qui constitue certainement un avantage pour les banques vu qu'elles leur permettent de dégager une rentabilité des capitaux propres plus élevée (l'autorité fédérale de surveillance du marché financier, 2015).

Bien que les approches par les modèles internes ne soient pas applicables en Tunisie, nous avons à travers le présent chapitre les exploiter pour calculer des exigences en fonds propres relatives aux risques de marché au sein d'une banque commerciale tunisienne« Attijari Bank ». Sur le plan des approches classiques, nous adoptons la *Value-at-Risk* telle qu'elle a été avancée par la banque américaine J.P.Morgan en 1994. Pour

⁷« Les établissements sont assujettis à la nouvelle réglementation lorsque la valeur comptable de leur portefeuille de négociation dépasse l'une des limites suivantes:

-5% du total net du bilan en moyenne au cours des deux derniers semestres ou6% à un moment donné.
- 40 MD en moyenne au cours des deux derniers semestres ou 50 MD à un moment donné ». Article 27 circulaire BCT 2018-06.

approfondir ce travail de recherche, nous établissons une estimation de la volatilité conditionnelle de portefeuilles de négociation de la banque sous les avancées de la méthode GARCH définie par Bollerslev (1983). Il à signaler que nous recourons une technique qui combine à la fois les caractéristique de la VaR et du modèle GARCH, à savoir VaR GJR-GARCH.

Dans le but de confronter les résultats des méthodes susmentionnées par ceux des méthodes standards actuellement utilisées par « Attijari Bank », nous appliquerons les pondérations de cette approche sur les portefeuilles reflétant le risque de marché de la banque. Ceci permettra d'exposer les différentes exigences dont la banque sera tenue de mobiliser afin de faire face à des pertes potentielles en temps normal et en temps de crise.

I. Présentation d'Attijari Bank

En rapport avec la problématique, la présentation de la banque se limite à la fonction de la gestion des risques au sein d'Attijari Bank et plus précisément le risque de marché.

1. Fonction Gestion globale des risques

Le développement de la fonction de gestion des risques au sein d'Attijari Bank s'est poursuivi conformément aux normes prudentielles et aux bonnes pratiques Bâloises. En effet, Attijari Bank ne cesse de prendre des mesures afin de renforcer sa fonction de gestion globale des risques. Récemment, la banque a pris des mesures portant sur le lancement du développement d'une grille de score pour les crédits aux particuliers, qui va aboutir en 2018 à la formalisation des « crédits Scoring », la mise en place du module relatif à la gestion préventive du risque ; le déploiement d'un outil de simulation de crise « Stress Test » pour le risque de contrepartie, conformément aux exigences de la Banque Centrale de Tunisie (BCT), et le suivi de la mise en place des préalables édictés par la BCT permettant la migration, à l'horizon de 2018, vers un cadre prudentiel conforme au dispositif Bâlois (Rapport de gestion Attijari Bank, 2017).

Par ailleurs, la circulaire 2011-06 de la BCT a exigé la création d'un comité des risques, issu du Conseil d'Administration et indépendant de la Direction de la banque, dont le but de contrôler la Direction des risques, superviser et d'apporter des avis consultatifs au Conseil d'Administration concernant la gestion et la surveillance des risques et au respect de la réglementation et des politiques relatives au plan stratégique ainsi qu'à leur application

opérationnelle. En ce qui concerne les risques spécifiques, la circulaire 2006-19 de la BCT précise que le volume et la diversité des activités de certaines banques justifient la création de comités pour le suivi de certaines catégories de risques spécifiques. C'est dans ce cadre, qu'il a eu la création d'un comité Risques de Marchés (CRM) au sein d'Attijari Bank, dont la principale mission est le suivi des risques de marché sous toutes ses formes. En effet, ce comité émet un avis sur les types d'opérations à traiter ainsi que leurs plafonds et le transmet aux différents comités émanant du Conseil d'Administration.

2. L'activité de marché d'Attijari Bank

Une grande partie de niveau de prise de risquedemarché se reflète dans le volume du portefeuille commercial, un indicateur bilanciel d'Attijari Bank. Ainsi, nous présentons dans la figure ci-dessous l'évolution de l'encours du portefeuille commercial durant la période 2007-2017 afin de constituer une vision sur le niveau de prise du risquedemarché de la banque.

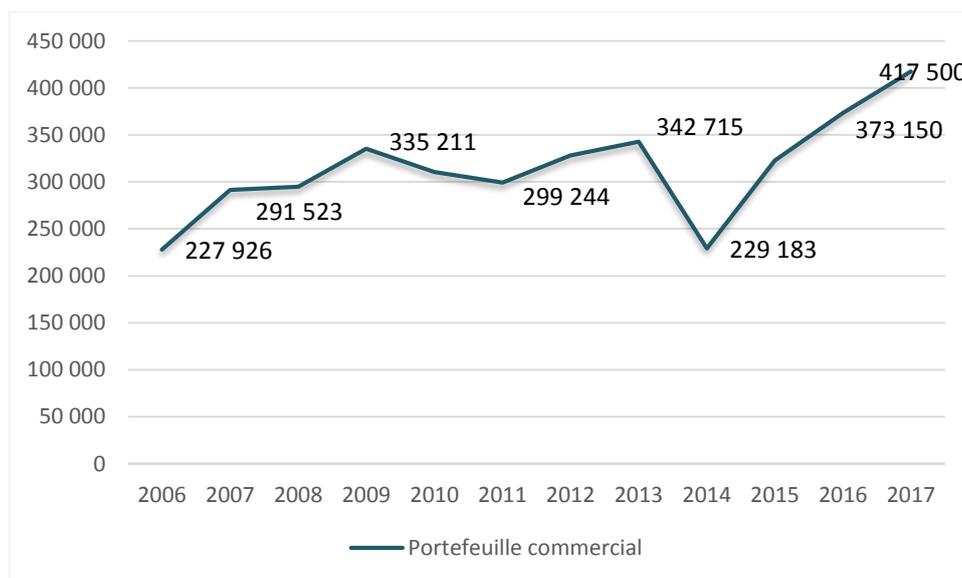


Figure 4.1 L'évolution du portefeuille commercial d'Attijari Bank en TND (2007-2017)

La figure 4.1 montre l'évolution du Trading-Book de la banque de l'année 2007 jusqu'à l'année 2017. Cette figure montre que le volume de ce portefeuille a progressé longtemps de l'année 2007 jusqu'à l'année 2009 pour passer de 227.9MTND à 335.2MTND. Durant la période 2010-2014, le volume de ce portefeuille a fluctué entre 299.2MTND et 342.7MTND. Une année plus tard, ce volume a chuté à un niveau de 229.2 MTND pour re-augmenter à nouveau et enregistrer une pique de 417.5MTND en 2017.

Comme le montre la figure ci-dessus l'encours du portefeuille commercial se situe à fin 2017 à 417.5MTND contre 373.2MTND une année auparavant. Cependant, le portefeuille titres d'investissement a totalisé au 31 décembre 2017 un montant de 587.4MTND contre 553.1MTND à fin 2016, et ce par rapport un total bilan de 7818.2MTND en 2017 et 6868.8MTND en 2016.

La part de marché ainsi que les résultats d'Attijari Bank en matière d'activités de marché en 2017 ont progressé de manière significative dans un marché difficile caractérisé par un manque de liquidité sur le Dinar et une volatilité importante sur le marché des Devises.

Les résultats des opérations du marché constituent 28% du PNB de la banque en 2017, contre 27.5% en 2016 et 24.4% une année auparavant ont enregistrées une augmentation de 14.1 MTND en 2017 provenant essentiellement des gains sur les opérations de change. En effet, le Produit Net Bancaire a atteint à fin 2017 361.9MTND contre 317 en 2016 enregistrant ainsi une augmentation de 14.2% contre 15.4% une année auparavant (rapport de gestion Attijari Bank, 2017).

De plus, nous allons positionner Attijari Bank par rapport aux banques de la place. Ce classement est en fonction du volume du portefeuille commercial détenu par chaque banque ainsi que le gain qui en résulte le 30 Juin 2018.

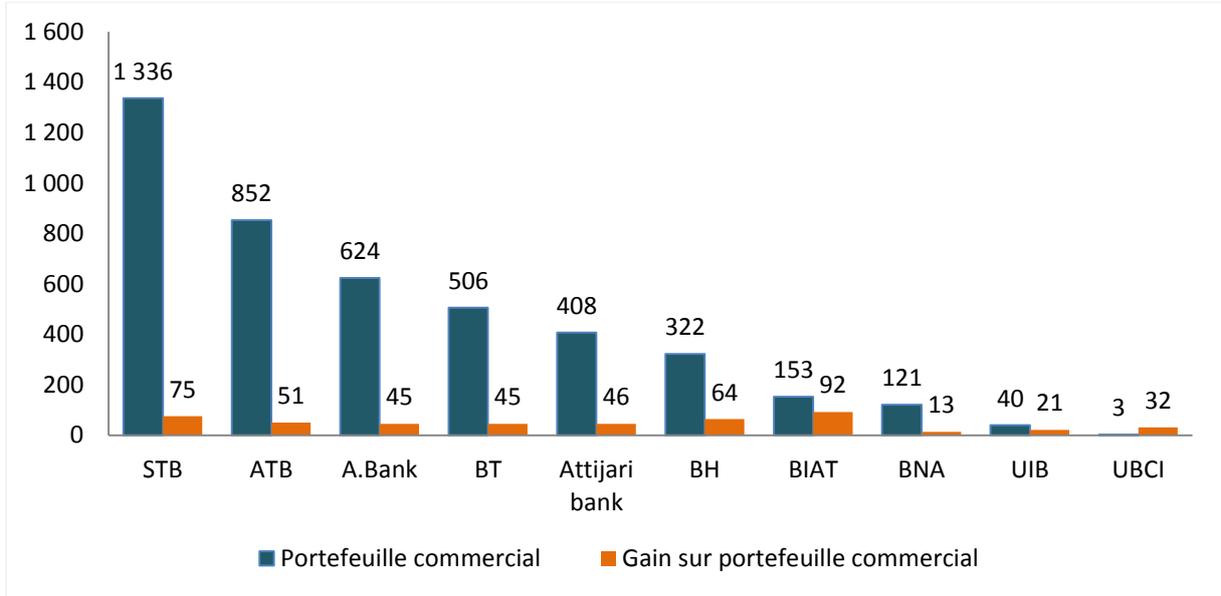


Figure 1 Figure 4.2 Le classement des banques tunisiennes selon le volume de portefeuille de négociation en 30/06/2018

La figure 4.2 montre le classement des banques tunisiennes en fonction de leurs portefeuilles de négociation ainsi que le gain découlant de ces portefeuilles. En effet, Attijari Bank occupe la 5^{ème} place dans le secteur bancaire le 30/06/2018 selon le volume de son portefeuille commercial qui est de 408 MTD. Selon le critère de gain dégagé à partir de la position prise dans ce portefeuille de négociation, Attijari Bank occupe la 4^{ème} place avec un gain de 46MTND le 30/06/2018.

II. Présentation de l'échantillon

1. Description de données

Pour analyser le risquedemarché au sein d'Attijari Bank, nous choisissons un échantillon portant sur trois portefeuilles qui sont : le portefeuille portant sur les positions de change au comptant de la banque, le portefeuille de titres de placement et celui de titres de transaction.

Afin de calculer les pertes au titre d'un portefeuille donné nous suivons les étapes suivantes :

Premièrement, il s'agit de déterminer la pondération de chaque actif dans le portefeuille. En général, les positions détenues par la banque sur un actif découlent de sa stratégie et c'est à partir de ces position que nous déterminons la pondération de chaque actif dans l'ensemble du portefeuille. Cette pondération est calculée par la formule suivante :

$$W_{i,t} = \frac{C_{i,t}}{\sum_{i=1}^n C_{i,t}}$$

$W_{i,t}$: Pondération de l'actif i pendant la date t

$C_{i,t}$: La position détenue par la banque sur l'actif i à la date t.

Deuxièmement, nous calculons le rendement du portefeuille selon cette formule :

$$r_t = \sum_{i=1}^n r_{i,t} * w_{i,t}$$

r_t : Le rendement du portefeuille calculé à la date t

$r_{i,t}$: Le rendement de l'actif i à la date t.

$w_{i,t}$: La pondération de l'actif i à la date t .

Troisièmement, nous utilisons ces rendements pour évaluer les pertes potentielles, et ce en recourant aux calculs des VaRs.

Nous avons opté pour des observations journalières des actifs composant les portefeuilles sélectionnés pour la période du 1^{er} Janvier 2017 jusqu'au 31 Août 2018. Ainsi, l'échantillon final comporte 412 rendements pour chacun des portefeuilles étudié.

2. Statistique descriptive

Les statistiques descriptives sont récapitulées dans le tableau ci-dessous. Ce tableau présente à la fois la moyenne, la médiane, l'écart-type, le maximum, le minimum, le coefficient d'asymétrie et le coefficient d'aplatissement des rendements des trois portefeuilles choisis. Ces trois portefeuilles représentent le risquedemarché subi par Attijari Bank.

Tableau 4.1 Les statistiques descriptives des trois portefeuilles

	Portefeuille de change	Portefeuille titres de placement	Portefeuille titres de transaction
Moyenne	-0,01910%	-0,00646%	0,17480%
Médiane	-0,02280%	0,01920%	0,19900%
Maximum	16,68030%	0,48490%	13,53340%
Minimum	-18,42830%	-2,29970%	-25,86160%
Ecart-type	2,18930%	0,22150%	2,58940%
Coefficient d'asymétrie	0.747775	-6.173987	-2.792849
Coefficient d'aplatissement	31.12691	56.38440	30.59371
Nombre d'observation	412	412	412

Le tableau 4.1 montre que le portefeuille le plus volatile est celui des titres de transaction. En effet, ce dernier représente l'écart type le plus élevé qui est égal à 2.58940%. Ensuite, nous trouvons le portefeuille de change avec une volatilité de 2.18930%. Ces valeurs élevées authentifient clairement la présence d'une volatilité assez prononcée caractérisant l'évolution des rendements de ces deux portefeuilles. Enfin, le portefeuille le moins volatil de notre échantillon c'est le portefeuille de titre de placement avec un écart-type de 0.22150%.

De même, ce tableau reporte que le portefeuille de titres de transaction représente des rendements avec une moyenne positive. Quant aux deux autres portefeuilles, à savoir le portefeuille de change et le portefeuille de titres de placement représentent des rendements dont la moyenne est négative. Ces valeurs sont respectivement -0,01910% et -0,00646%. Cette tendance négative reflète la perturbation de l'environnement économique et financier de la Tunisie.

En outre, le calcul du minimum et du maximum de cette série de rendement montre que le portefeuille de titres de transaction est fortement dynamique puisqu'il possède les valeurs d'étendues⁸ les plus grandes. Tandis que, le portefeuille titre de placement détient les valeurs d'étendues les plus faibles.

Par ailleurs, le coefficient d'asymétrie du portefeuille de titres de transaction et celui de titres de placement sont fortement négatives, et respectivement de -2.792849 et de -6.173987. Ainsi, les rendements des titres composant ces deux portefeuilles sont concentrés à droite de la moyenne. Par contre, le portefeuille de change de Atijari Bank dispose des rendements concentrés à gauche de la moyenne avec des valeurs extrêmes du côté droit.

D'autre part, les coefficients d'aplatissement de tous les portefeuilles sont clairement positifs et supérieurs à 3. Il s'agit ainsi de distributions de rendement leptokurtiques caractérisées par des queues épaisses. Ainsi, ces deux caractéristiques prouvent que la distribution des rendements des portefeuilles étudiés est non normale.

Pour s'assurer davantage de cette constatation, nous avons choisi d'effectuer le test de normalité de *Jarque-Berra*.

3. Test statistique

3.1. Test de normalité

Le test statistique de *Jarque-Bera* a pour objectif de déterminer si les observations suivent une loi normale. En se référant aux coefficients d'asymétrie et d'aplatissement, il évalue les écarts simultanés de ces coefficients avec les valeurs de référence de la loi normale soit 0 pour le *Skeweness* et 3 pour le *Kurtosis*.

Ce test se calcule comme suit :

⁸ L'étendue : l'intervalle entre le minimum et le maximum calculés pour la série des rendements.

$$JB = \frac{n}{6} \left[S^2 + \frac{1}{4} (K - 3)^2 \right]$$

Avec :

K : *Kurtosis* de l'échantillon testé

S : *Skewness* de l'échantillon testé

N : nombre d'observation

Ce test sert à accepter l'une des deux hypothèses suivantes :

H0 : Les données suivent une loi normale (*S*=0 et *K*=3)

H1 : Les données ne suivent pas une loi normale (*S*≠0 et *K*≠3)

Le test donne les valeurs résumées dans le tableau 4.2.

Tableau 4.2 Résultats du test de Jarque-Bera

	Portefeuille de change	Portefeuille titres de placement	Portefeuille titres de transaction
Jarque-Bera	13619.34	51540.63	13606.52
Probability	0.000000	0.000000	0.000000
Nombre d'observation	412	412	412

Le tableau ci-dessus montre clairement la distribution des rendements journaliers des trois portefeuilles choisis s'écartent d'une distribution normale. Nous pouvons ainsi rejeter l'hypothèse de la normalité avec un risque d'erreur ou encore un niveau de signification presque nul.

3.2. Test de stationnarité

Afin de s'assurer que les résultats de l'estimation ne seront pas fallacieux, nous allons procéder à un test de racine unitaire pour vérifier la stationnarité des variables de notre étude. Le test de racine unitaire le plus utilisé est celui de *Dickey-Fuller-Augmenté*.

H0 : Toutes les séries sont non stationnaires

H1 : Une fraction des séries est stationnaire

Tableau4.3 Résultats du test de stationnarité

	Portefeuille de change	Portefeuille titres de placement	Portefeuille titres de transaction
<i>Augmented-Dickey-Fuller</i>	-27.09661	-19.89127	-19.69968
Probability	0.000000	0.000000	0.000000
Stationnarité	Stationnaire	Stationnaire	Stationnaire

Il ressort de ce test que les trois portefeuilles choisis sont stationnaires. En effet, leurs P-values sont toutes de 0.000000, inférieures à 0,05. La statistique du test ADF étant de -27.09661 pour le portefeuille de change, -19.89127 pour le portefeuille titres de placement et de -19.69968 pour le portefeuille titres de transactions. C'est valeurs sont inférieures à la valeur critique -3,960324 au seuil de 1%. Ainsi, nous pouvons constatés que les trois séries sont stationnaires.

3.3.Test ARCH

Sous l'hypothèse nulle du test, les résidus sont homoscedastiques, nous recourons au test ARCH-LM de Engle (1982). Nous effectuons ce test sur nos trois séries simulés.

Tableau 4.4 Résultats du test d'hétéroscédasticité des résidus

	PTF change	PTF titres de transactions	PTF titres de placement
H	1	1	1
Test Statistique	100.3002	20.0011	54.0203
p-value	0	0.04738	0.02867

Nous remarquons d'après le tableau ci-dessous que les probabilités associées aux statistiques des tests sont nulles et inférieurs au seuil de 0.05. Nous pouvons donc indiquer la présence d'un effet ARCH pour les trois séries de notre étude. Par conséquent, nous rejetons l'hypothèse nulle d'homoscédasticité et nous acceptons *H1*, indiquant l'existence d'un effet ARCH.

III. Estimation des exigences de fonds propres en matière des risques de marché par les modèles internes

1. Estimation des exigences de fonds propres en matière des risques de marché par la VaR classique

1.1. Estimation des exigences en capital réglementaire relatives aux titres de placement

Les mouvements des taux d'intérêt sur le marché financier exposent les obligations notamment les bons de trésor à un risque lié à ces variations. Toute variation des taux d'intérêt sur le marché par rapport aux rendements offerts par les obligations, impacte négativement leurs prix. Ce qui implique un ajustement du rendement réel au taux en vigueur. En cas de hausse des taux sur le marché, le risque est de ne pas profiter de cette hausse si la valeur du coupon reste inchangée ou la valeur de revente de l'obligation baisse.

Le calcul de la Valeur à risque des obligations nécessite alors la disposition d'une série des données historiques des taux de rendement des bons de trésor. Dans ce cadre, nous nous basons sur le portefeuille des bons de trésor détenu par Attijari Bank au 31 août 2018. Ce portefeuille est composé de 16 obligations gouvernementales. Ces dernières sont libellées en monnaie nationale, émises par l'Etat Tunisien et présentent un risque de défaut quasiment nul.

Tableau 4.5 Les caractéristiques des bons de trésor détenus par Attijari Bank

ISIN	Libellé	Échéance	Taux facial	Taux actuariel	Duration	Sensibilité
TN0008000226	BTA 6,9% MAI 2022	05/05/2022	6,90%	8,370%	3,297	3,042
TN0008000291	BTA 5,6% AOUT 2022	08/11/2022	5,60%	8,366%	3,649	3,367
TN0008000317	BTA 5,5% OCT 2018	12/10/2018	5,50%	7,213%	0,114	0,106
TN0008000275	BTA 5,5% mars 2019	13/03/2019	5,50%	7,639%	0,533	0,495
TN0008000564	BTA 5,75% JAN 2021	15/01/2021	5,75%	8,339%	2,206	2,036
TN0008000648	BTA 6% JUN 2023	18/06/2023	6,00%	8,329%	4,232	3,907
TN0008000598	BTA 6% 12 JAN2024	12/01/2024	6,00%	8,298%	4,525	4,178

TN0008000358	BTA 5,5 % OCT 2020	16/10/2020	5,50%	8,311%	1,965	1,814
TN0008000317	BTA 5,5% OCT 2018	12/10/2018	5,50%	7,213%	0,114	0,106
TN0008000564	BTA 5,75% JAN 2021	15/01/2021	5,75%	8,339%	2,206	2,036
TN0008000606	BTA 6,7% AVRIL 2028	13/04/2028	6,70%	8,127%	7,078	6,546
TN0008000614	BTA 6% FEV 2022	12/02/2022	6,00%	8,375%	3,105	2,865
TN0008000622	BTA 6,30% MARS2026	13/03/2026	6,30%	8,196%	5,957	5,506
TN0008000333	BTA 5,5% FEV 2020	12/02/2020	5,50%	8,155%	1,394	1,289
TN0008000630	BTA 6% OCT 2023	12/10/2023	6,00%	8,312%	4,274	3,946
TN0008000655	BTA 6,6% MARS 2027	29/03/2027	6,60%	8,158%	6,529	6,036

Pour collecter ces données historiques des taux de rendement des bons de trésor, nous avons extrait les taux actuariels journaliers à partir de la courbe de taux auprès de la BCT, pour chaque bon de trésor et pour chaque échéance. Ce qui permet d'obtenir les caractéristiques de ces différentes obligations résumées ci-dessus.

Ces bons de trésor présentent une durée moyenne de 3.199 années avec un seuil minimal de 0.114 années et un seuil maximal de 7.078 années. Il est à noter que le concept de la durée a été défini initialement par Macaulay en 1938. Cette mesure a été mise en place pour mieux apprécier la durée de vie moyenne d'une obligation. Elle mesure la longévité effective d'une obligation. Autrement dit, la durée moyenne pendant laquelle l'investisseur doit garder l'obligation. De plus, elle permet de déterminer la période au début de laquelle les évolutions de taux d'intérêt n'impactent plus la rentabilité de l'actif (Bellalah, 2006). Pour les obligations à coupons non nuls, la durée est une fonction décroissante de taux d'intérêt ainsi la volatilité du prix de l'obligation sera plus élevée lorsque les niveaux des taux d'intérêt sur le marché sont faibles.

Etant donné que le taux d'intérêt et le prix de l'obligation varient en sens inverse, il est donc nécessaire de mesurer l'ampleur d'une variation de taux d'intérêt sur la valeur de l'obligation. En effet, la notion de la sensibilité d'une obligation a été établie par Hicks en

1939. Elle correspond à la variation relative de prix de l'obligation pour toute variation du taux d'intérêt sur le marché de faible ampleur. Autrement dit, elle représente une approximation de la variation en pourcentage de cours de l'obligation pour une variation de 100 point de base soit 1 % de taux d'intérêt sur le marché.

Dans notre cas, les sensibilités des BTA composant le portefeuille de placements d'Attijari Bank varient entre 0.106 et 6.546.

La BCT, le 21 décembre 2017 a publié une nouvelle courbe des taux qui constituent un benchmark de valorisation «*Mark to Market*». En effet, les différentes courbes des taux disponibles matérialisent la rémunération du marché en fonction des maturités résiduelles des titres, et ce à partir d'une anticipation des mouvements du marché ou d'une détermination de leur «juste valeur». Selon la BCT, cette nouvelle courbe permet de garantir l'unanimité et le consensus de tous les intervenants et constitue un instrument standard de référence essentiel à l'efficacité du marché et à même de répondre à de nombreux besoins.

À partir des prix historiques des obligations obtenues de la courbe de taux, nous calculons des séries de rendements de ces titres servant à estimer les pertes potentielles de ce portefeuille obligataire. Les VaRs paramétriques, historiques ainsi que les VaRs stressées sont résumés dans le tableau ci-dessous.

Tableau 4.6 les pertes potentielles maximales du portefeuille obligataire en pourcentage par la méthode VaR(1j, 99%)

Date	VaR Stressée	Historique	Paramétrique
30/08/2018	-0,581324%	-0,895043%	-0,580631%
29/08/2018	-0,581077%	-0,895043%	-0,580372%
28/08/2018	-0,580926%	-0,895043%	-0,580221%
...
05/06/2018	-0,568191%	-0,581651%	-0,430272%
04/06/2018	-0,568062%	-0,581651%	-0,430107%
01/06/2018	-0,568197%	-0,581651%	-0,430228%
Moyenne	-0,574606%	-0,492393%	-0,494450%
Min	-0,566649%	-0,581651%	-0,423565%
Max	-0,582588%	-0,895043%	-0,582588%

Le tableau 4.6 présente la moyenne des pertes potentielles évaluées par trois types de la VaR, exprimés en pourcentage des positions libellés en dinar pour la période 01/06/2018 et 31/08/2018.

Ces pertes sont estimées pour un horizon de un jour (1j) donné et avec un seuil de confiance de (99%).

Les pertes potentielles maximales estimées par la VaR paramétrique sont autour de -0,494450% de la valeur totale du portefeuille de placement avec une valeur maximale de -0,582588% et une valeur minimale de -0,423565%.

En ce qui concerne les estimations des pertes potentielles basées sur la VaR historiques, ces dernières sont de l'ordre de 0,688788%. Quant à elle, la VaR stressée enregistre les pertes les plus élevées, et elle est de -0,688788% en moyenne par jour pour la période 01/06/2018 et 31/08/2018 avec une valeur maximale de -0,582588% et une valeur minimale de -0,566649%. Ce dernier est estimé sur la base de la volatilité extrême perçue pendant la période d'étude.

Nous pouvons remarquer que la VaR stressée est plus faible dans ce cas de la VaR historique. Ce qui peut être expliqué par l'historique des données le plus au moins important dans le calcul de la VaR historique comparant de celui exploité dans la VaR stressée.

Pour valider notre modèle, nous nous basons sur la comparaison entre le rendement portefeuille réalisé effectivement et la VaR paramétrique avant de procéder au calcul des exigences en fonds propres en se basant sur cette méthode. La figure 4.2 affiche le résultat du *Backtesting* de la VaR paramétrique.

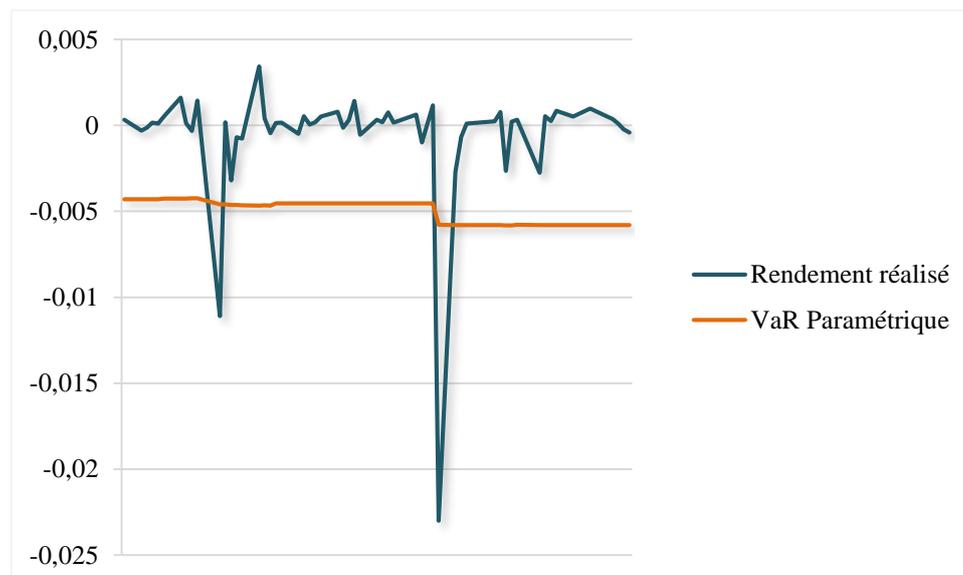


Figure 4.3 Backtesting de la VaR paramétrique (portefeuille titres de placement)

La figure 4.3 illustre l'évolution des pertes potentielles estimées à l'aide de la VaR paramétrique et le rendement du portefeuille (perte/profit) effectivement réalisées, et ce pour la période de 01/06/2018 à 31/08/2018. Ainsi, cette figure présente les résultats de *Backtesting* de cette méthode d'estimation.

Nous marquons deux exceptions où la perte du portefeuille effectivement enregistrée excède la perte potentielle estimée par la méthode paramétrique. Ceci, indique que le risque de violation du modèle est faible. De ce fait, nous considérons que le risque de dérogation de la VaR est classé dans la zone verte dans la cartographie des risques (Annexe 5). Ainsi, nous optons pour un facteur de multiplicité nul pour la détermination des exigences en fonds propres réglementaire.

Les estimations des pertes potentielles vont servir à calculer les exigences en fonds propres y sont liées.

Tableau 4.6 les exigences en fonds propres relatives aux titres de placement

Date	Exigence I	Exigences II
30/08/2018	1,4579%	3,1800%
29/08/2018	1,4508%	3,1724%
28/08/2018	1,4436%	3,1648%
...
05/06/2018	1,3337%	3,0545%
04/06/2018	1,3358%	3,0571%
01/06/2018	1,3401%	3,0624%
Moyenne	1,3392%	3,0549%
Max	1,4579%	3,1800%
Min	1,2950%	3,0079%

L'exigence moyenne en fonds propres calculés conformément aux formules I et II du chapitre 2, édictées par les accords de Bâle II et III. Les résultats indiqués dans le tableau 4.2 sont exprimés en pourcentages et en fonction de la valeur totale du portefeuille obligataire de la banque. Nous constatons que les exigences moyennes pour la période 01/06/2018 à 31/08/2018 et selon les accords de Bâle III sont deux fois plus grandes que celles calculées en suivant les instructions édictées par les accords de Bâle II. Il est à noter que les exigences I sont calculées et constituées dans des périodes de stabilité économique et financière. Quant aux exigences II, elles sont prises en comptes dans des périodes de détresse et de crise (CBCB, 2010). En effet, les exigences en fonds propres réglementaire relatives aux titres de

placement selon Bâle II est de 1.3392%. Tandis que celles, édictées par Bâle III sont au moyenne de l'ordre de 3.0549%. De ce fait, Attijari Bank doit réserver une partie de fonds propres pour se couvrir contre ces pertes dans le cadre du respect des recommandations prudentielles du CBCB.

1.2. Estimation des exigences en capital réglementaire relatives aux titres de transaction

Les investisseurs en bourse souhaitent réaliser des gains potentiels suite à l'achat d'un part de capital d'une société cotée. En achetant ces titres, ils anticipent la hausse des prix à long terme afin de réaliser des plus-values. La banque étant un investisseur sur le marché, son risque découle de la variation des prix de ses actions achetés. Nous nous intéressons au portefeuille de titres de transaction de la banque composé par les actions cotées sur la bourse de la Tunisie, et ce pour déterminer les exigences en capital pour cette exposition. Ces titres sont :

Premièrement, « UADH », action d'une entreprise filiale de la banque nommée « Universel Auto Distributors Holding ». C'est une entreprise spécialisée dans la commercialisation et les services après-vente dans le secteur automobile. Attijaribank a réussi l'introduire en bourse en 2015. Deuxièmement, « SFBT », action d'une société de fabrication des boissons de Tunisie qui est un groupe tunisien de l'industrie agroalimentaire. Fondé en 1925 sous le protectorat français, le groupe privé occupe une position de leader dans la commercialisation des boissons. Troisièmement, « SAH HH », action d'une société d'Articles Hygiéniques qui est spécialisée dans la fabrication et la commercialisation d'articles hygiéniques. Quatrièmement, « ATELIER MEUBLE INT », action d'une société d'Atelier du Meuble Intérieurs qui est spécialisée dans la conception, la fabrication et la commercialisation de mobilier de bureau.

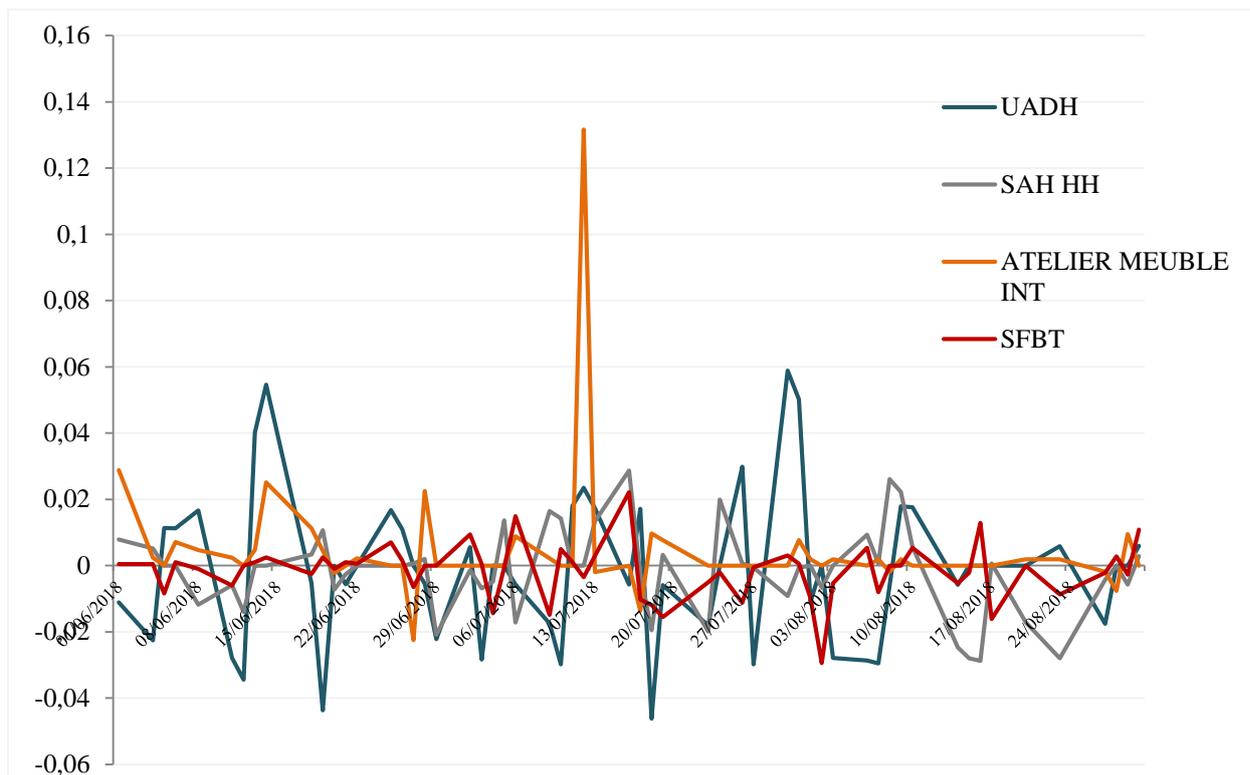


Figure 4.4 L'évolution des rendements des actions détenues par Attijari Bank cotées entre 01/06/2018 et 31/08/2018.

Nous remarquons que le titre le plus volatil est celui de l'action « UADH », il a enregistré des pertes de 4.6% deux fois le 22/06/2018 et le 20/07/2018. Le pic de ce titre a été au début du mois d'Août et de 5.8%. En ce qui concerne l'action « Atelier Meuble INT », ce titre a marqué un pic de 13.16% le 13/07/2018. La volatilité de ce titre est de 0,034% durant la période allant du 01/06/2018 au 31/08/2018.

L'action « SAH HH » présente une volatilité de 0.016% durant notre période d'observation avec un rendement maximum de 2,872% et un rendement minimum de -2,875%.

En ce qui concerne le titre « SFBT », ce titre est le moins volatil de tous les titres du portefeuille présentant ainsi un intervalle de -2,94293% à 2,213%.

De façon générale, les rendements des actions dépendent de la tendance générale du marché boursier et des facteurs spécifiques à la société tels que sa santé économique et financière. Les investisseurs cherchent souvent à bénéficier des dividendes plus importants. En ce sens, Coulon 2009 classe les principaux facteurs qui peuvent influencer le rendement des titres en deux catégories différentes : La première regroupant les informations émises par les compagnies comme les annonces concernant la signature de contrats, le versement de

dividendes(Fama et *al.*, 1969), les prévisions ou encore les résultats, et la deuxième concernant les informations extérieures aux compagnies, telles que les annonces gouvernementales ou les recommandations de banques ou sociétés de courtage (Davies et Canes (1978) et Liu (1990)). D'autres facteurs pouvant influencé le prix de l'action coté sont les facteurs psychologiques et comportementaux (Hirshleifer et Shumway, 2003).

C'est de la volatilité du titre et de la variation défavorable du cours de l'action qui découle le risque de la banque. De ce fait, nous procédons en ce qui suit au calcul des pertes maximales que peut subir le portefeuille de titres de transaction d'Attijari Bank.

Tableau4.7 les pertes potentielles maximales du portefeuille de transaction en pourcentage par la méthode VaR (1j,99%)

Date	VaR Stressée	Historique	Paramétrique
30/08/2018	-6,554143%	-5,215444%	-4,399409%
29/08/2018	-6,554961%	-5,215444%	-4,401107%
28/08/2018	-6,553043%	-5,215444%	-4,399108%
...
05/06/2018	-6,579447%	-6,496240%	-4,918781%
04/06/2018	-6,578531%	-6,496240%	-4,916736%
01/06/2018	-6,572658%	-6,496240%	-4,926726%
Moyenne	-6,562324%	-5,339129%	-4,501561%
Min	-4,834322%	-5,087292%	-4,292651%
Max	-6,594181%	-6,496240%	-4,926726%

Le tableau 4.7 montre les différentes pertes potentielles de l'ensemble des actions détenues par Attijari Bank entre 01/06/2018 et le 31/08/2018. Ces pertes sont estimées pour un horizon de 1 jour et avec un seuil de rentabilité de 99%.

Le calcul des pertes potentielles par différentes méthodes de VaR montre que toutes les valeurs estimées sont supérieures à -4.29% de l'ensemble du capital à négocier. En effet, la Var historique oscille entre -5,087292% et - 6,496240%. Quant à elle, la VaR paramétrique fluctue entre -4,292651% et -5,176453% et autour d'une moyenne de -4,501561%. D'ailleurs, la VaR stressée varie entre - 4,834322% et - 6,594181%. En d'autres termes, au pire des cas Attijari Bank ne peut pas perdre plus que - 6,594181% de l'ensemble de capital de son portefeuille de titres de transaction.

Ces pourcentages obtenus peuvent être expliqués par la forte volatilité affectant les cours des titres sur le marché boursier. En effet, ce dernier est par définition un marché risqué où les fluctuations sont intenses.

Afin de valider nos méthodes d'estimation, nous avons procédé à un *Backtesting*. Ainsi, nous comparons les pertes effectivement réalisées durant la période d'étude (01/06/2018 – 31/08/2018) et les pertes estimées par la méthode de VaR paramétrique.

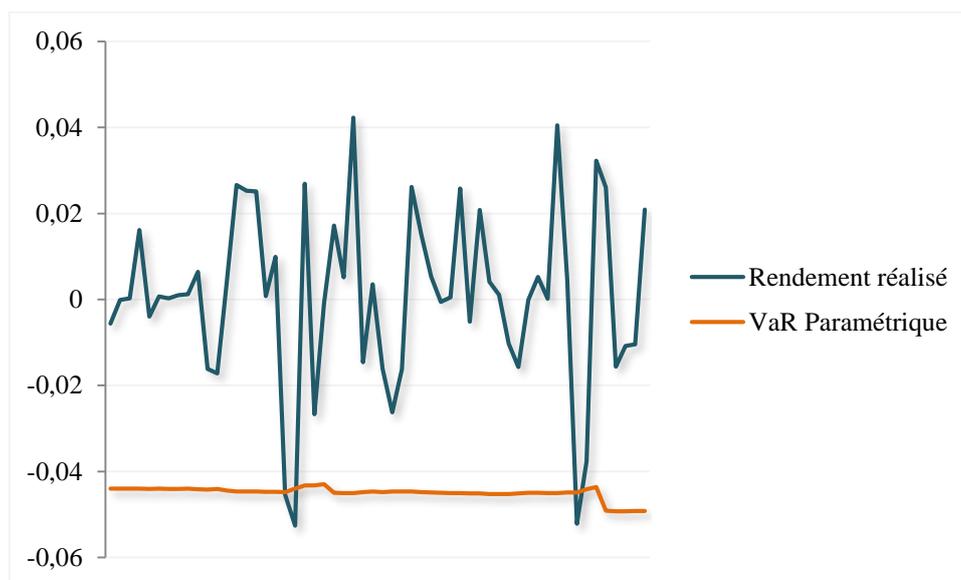


Figure 4.5 Backtesting de la VaR paramétrique (portefeuille titres de placement)

La figure 4.5 décrit les résultats du *Backtesting* de notre modèle d'estimation paramétrique à prédire les pertes réalisées. Nous enregistrons deux dépassements des valeurs estimées par la VaR paramétrique. Compte tenu de l'annexe 5, le risque de violation du modèle occupe la zone verte des catégories de risque (le nombre d'exception est égal à 2).

Etant donné le risque de violation faible, aucun facteur de multiplicité n'est pris en considération lors des calculs des exigences en fonds propres réglementaires.

Tableau 4.8 les exigences en fonds propres relatives aux titres de transaction

Date	Exigences I	Exigence II
30/08/2018	13,6156%	33,3054%
29/08/2018	13,6412%	33,3314%
28/08/2018	13,6589%	33,3481%
...
05/06/2018	15,6555%	35,3545%
04/06/2018	15,6779%	35,3753%

01/06/2018	15,7001%	35,3964%
Moyenne	14,6237%	34,3038%
Max	15,7001%	35,3964%
Min	13,6412%	33,3054%

Le tableau 4.8 montre que les exigences prédites selon la formule I oscillent entre 13,6412% et 15,7001% et autour d'une moyenne de 14,6237%. Tandis que celles estimés selon la formule 2 sont plus importante. D'ailleurs, ces exigences varient entre 33,3054% et 35,3964%.

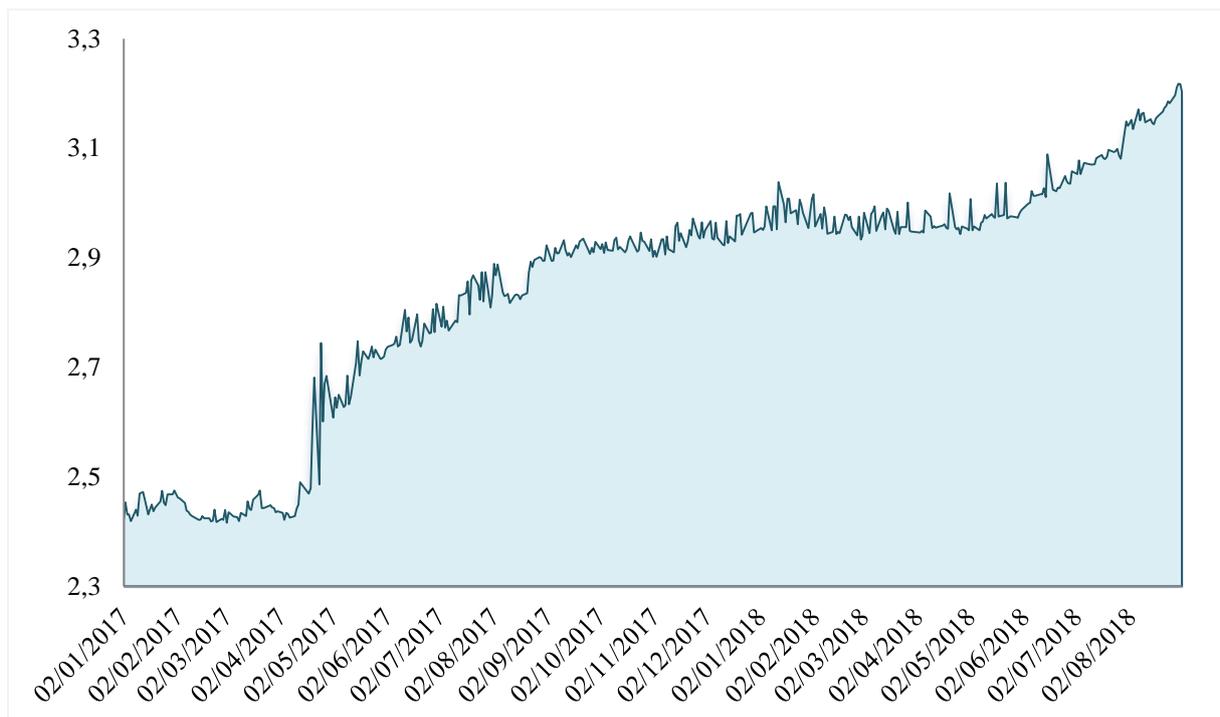
1.3.Les exigences en capital réglementaire relatives au risque de change

Au sens de l'article 6 de la circulaire relative aux intermédiaires agréées n°2016-01 : « *Les Intermédiaires Agréés peuvent effectuer librement sur le marché des changes interbancaires des transactions de change devises/dinar au comptant dans le respect des limites prudentielles des positions de change prévues par la réglementation en vigueur* ». En effet, la réglementation mise en vigueur n'autorise que les intermédiaires agréées à opérer dans le marché de change sous le contrôle de la BCT.

Depuis 1973, le cours des devises n'est plus fixe et par conséquent, sa volatilité. D'ailleurs, la variation du cours peut être stable, favorable ou encore défavorable pour les parties engagées notamment pour la banque, dans le cadre des transactions internationales. Compte tenu de la conjoncture financière et économique de la Tunisie post-révolution, le dinar tunisien ne cesse de se déprécier face aux devises étrangères. Selon Laabidi⁹ (2016), le facteur le plus important de la dépréciation du dinar est que la BCT a limité ses interventions sur le marché des changes pour défendre la monnaie nationale. Cette limitation est justifiée par la crainte de la BCT face à la baisse des réserves en devises en dessous du seuil habituel, soit à 90/100 jours d'importation.

Les devises euros et dollars sont les plus opérés par les banques tunisiennes dans le cadre des transactions de change. Nous exposons l'évolution des cours EUR/TND et USD/TND pour la période et ce afin de visualiser les fluctuations du taux de change de dinar tunisien par rapport à l'euro et au dollar allant du 01/01/2017 au 31/08/2018.

⁹MoezLaabidi, universitaire et expert en économie.

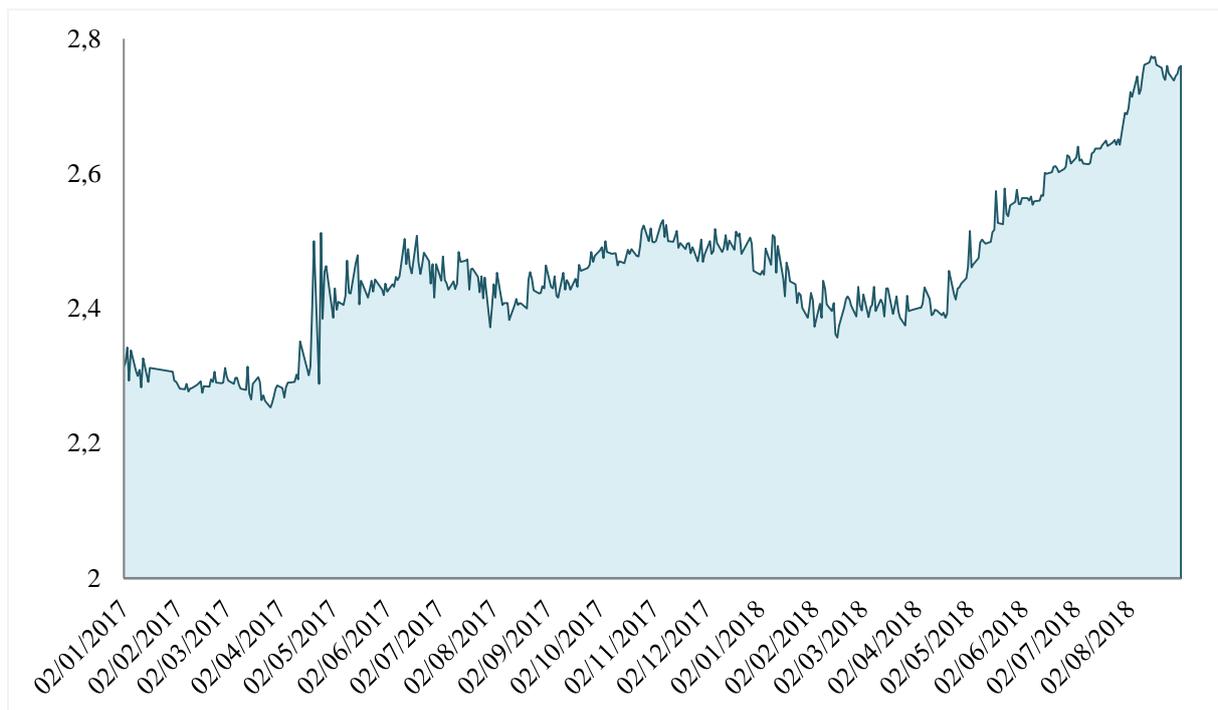


Source : Boursorama

Figure 4.6 L'évolution EUR/TND entre le 02/01/2017 et 31/08/2018

La figure 4.6 présente l'évolution de cours de change EUR/TND entre le 02/01/2017 et 31/08/2018. Ce dernier a connu une tendance haussière sur toute la période d'observation avec des fluctuations plus ou moins importantes. Ce cours a été de l'ordre de 2.4 jusqu'à au le mois avril 2017. Il a grimpé à 2,581. Depuis le 20/04/2017 le cours EUR/TND ne cesse d'augmenter pour affronter le seuil de 3 pour la première fois le 12/01/2018.

Jusqu'à la fin du deuxième trimestre de 2018, le cours EUR/TND a fluctué entre 2.9 et 3 pour dépasser la plage de 3 le 06/06/2018 et jusqu'à la fin de la période.



Source : Boursorama

Figure 4.7 L'évolution USD/TND entre 02/01/2017 et 31/08/2018

La figure 4.7 matérialise l'historique d'évolution de taux de change USD/TND entre le 02/01/2017 et 31/08/2018. L'évolution de ce cours est plus volatile que celle de l'EUR/TND durant la même période d'observation. Ce cours a été autour de 2.3 allant de 02/01/2017 au 09/05/2017 pour grimper une journée après à 2.471. Ensuite, il a fluctué entre 2.3 et 2.5 du mois de mai 2017 jusqu'au mois de mai 2018. Depuis le mois de juin 2018, le cours de change USD/TND a enregistré une évolution exponentielle et a atteint le seuil de 2.7.

Les fluctuations des cours de change EUR/TND et USD/TND peuvent être expliquées par la dépréciation de dinar tunisien contre les devises étrangères. Durant la période d'étude, la Tunisie a connue des problèmes de stabilité socio-politique tels que les grèves, le changement de gouvernement et les attaques terroristes (Jeune Afrique, 2015). D'ailleurs, l'augmentation de l'inflation qui s'établit à 7.7% en 2018 (selon la BCT) ne fait qu'approfondir la dépréciation du dinar Tunisien. D'un autre coté, les investisseurs cherchant des marchés où l'inflation est maîtrisée et les perspectives d'investissement sont optimistes ne s'intéressent plus à la Tunisie. Le déficit de la balance commerciale s'est établi à 8164,9 millions de dinars au 30 juin 2018 contre 7535,2 millions de dinars une année auparavant. Ce déficit résulte de l'augmentation des importations et les dettes publiques. Il s'est avéré alors que le contexte de marché de change tunisien est de plus en plus risqué. Ce qui impacte le

résultat d'exploitation de la banque lors d'exécution de ses opérations de change, impliquant ainsi un risque de change.

Ce risque ne peut pas être ignoré par les institutions bancaires. D'ailleurs, elles doivent se protéger de ses conséquences en allouant les fonds propres adéquats. Le calcul de ces exigences en fonds propres nécessite l'estimation des pertes potentielles pouvant impactées le portefeuille de la banque.

Dans notre cas, l'assiette de calcul est la position nette de change spot de 31/08/2018 détenue pour chaque devise (EUR et USD) par Attijari Bank. A partir de la valeur de chaque position libellée en dinar, nous déterminons les pondérations associées qui vont servir à calculer le rendement global du portefeuille. Ensuite, nous calculons les pertes maximales potentielles du portefeuille par l'estimation des différents types de VaR.

Tableau 4.10 les pertes potentielles maximales relatives au risque de change en pourcentage par la méthode VaR(1j,99%)

Date	VaR Stressé	Historique	Paramétrique
30/08/2018	-6,38795%	-1,43304%	-3,95525%
29/08/2018	-6,38512%	-1,43304%	-3,95471%
28/08/2018	-6,38313%	-1,43304%	-3,95246%
...
05/06/2018	-6,38673%	-4,43907%	-4,24908%
04/06/2018	-6,39273%	-4,43907%	-4,26444%
01/06/2018	-6,41092%	-4,43907%	-4,32901%
Moyenne	-6,38631%	-4,05996%	-3,99086%
Min	-6,35838%	-1,43304%	-3,92215%
Max	-6,42036%	-4,43907%	-4,32901%

Le tableau 4.10 résume les résultats des pertes potentielles entre le 01/06/2018 et le 31/08/2018. En effet, les pertes maximales estimées selon la méthode paramétrique oscille entre -3.92215% et -4.32901%. De même, la VaR historique fluctue autour d'une moyenne de - 4.05996%.

En ce qui est de la VaR stressée, cette dernière enregistre les pertes les plus extrêmes en variant de - 6.35838% à - 6.42036%. Cette VaR est estimée en se référant à la volatilité extrême perçue pendant la période d'observation.

Pour la validation de notre méthode d'estimation, nous effectuons une comparaison entre le rendement du portefeuille effectivement réalisé et celui estimé avec la VaR paramétrique.

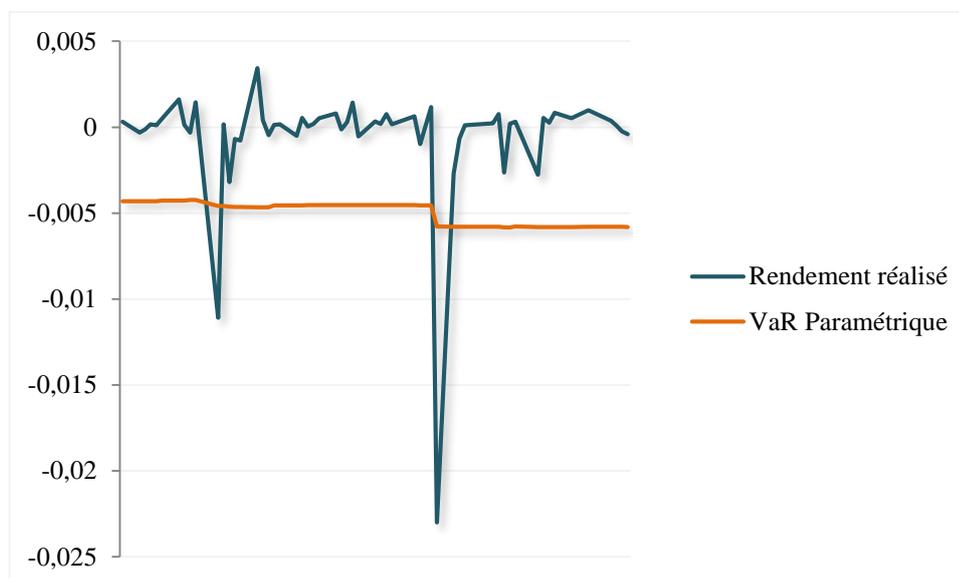


Figure 4.8 Backtesting de la VaR paramétrique (change au comptant)

La figure 4.8 affiche le résultat de *Backtesting*. Elle illustre ainsi la variation du rendement de portefeuilles réalisés et les pertes estimées par la VaR paramétrique.

Nous enregistrons de deux exceptions où la perte estimée par la méthode de VaR paramétrique est inférieure à la perte du portefeuille effectivement réalisée. Ce qui indique un faible risque de violation du modèle. Nous optons alors pour un facteur de multiplicité nul dans la détermination des exigences réglementaires. Les résultats de calcul de ces exigences en fonds propres relatives au risque de change au comptant sont résumés dans le tableau ci-dessous.

Tableau 4.11 les exigences en fonds propres relatives au risque de change au comptant

Date	Exigence I	Exigences II
30/08/2018	12,25670%	31,41614%
29/08/2018	12,27641%	31,43608%
28/08/2018	12,29626%	31,45562%
...
05/06/2018	15,72921%	34,70299%
04/06/2018	15,82469%	34,79064%
01/06/2018	15,91885%	34,87671%
Moyenne	13,60872%	32,72155%
Max	15,91885%	34,87671%
Min	12,25670%	31,43608%

Ces résultats sont exprimés en pourcentage de la position de change totale libellée en dinar et selon les formules proposées par les accords de Bâle II et III.

Il est à noter que ces exigences en temps de crise se multiplient d'environ 2.4 par rapport à celles dans une conjoncture économique stable (soit 240%). Ces dernières sont autour de 32,72155% avec un intervalle variant de 31,43608% et 34,87671%. Quant aux exigences en « période normal », période de stabilité financière et économique fluctue entre 12.25670 % et 15.91885%.

Ces résultats montrent que le portefeuille de change d'Attijari Bank a été fortement impacté par la dépréciation de la monnaie nationale par rapport à l'euro et le dollar, le cas de toutes les banques de la place durant cette période. Chose qui explique la nécessité du calcul des exigences en fonds propres afin de se couvrir contre les pertes potentielles provenant de ces deux devises d'une part, et de respecter les recommandations prudentielles en matière du risquedemarché du comité de Bâle d'autre part. Ces exigences offrent un gap de sécurité pour les banques surtout dans les périodes de détresse économique.

2. Estimation des exigences de fonds propres en matière des risques de marché par la VaR GJR-GARCH

2.1. Estimation des volatilités conditionnelles par le modèle GARCH et ses extensions

Nous avons estimé trois modèles pour chacune de série de nos trois portefeuille à savoir GARCH (1.1), EGARCH(1.1) et GJR-GARCH (1.1). Il est à noter que le choix des paramètres des modèles adoptés a été fondé sur la littérature des marchés financiers (Angelidis *et al.* (2003) ; Berggren et Folkelid (2014) ; Smolović *et al.* (2017)). Selon Tsay (2005), généralement, les modèles GARCH d'ordre supérieur apportent peu d'améliorations. En conséquence, les processus GARCH (1,1), GARCH (1,2) et GARCH(2,1) sont les plus fréquemment utilisées.

En choisissant le modèle le plus approprié pour estimer la Value à Risque, nous nous basons sur les critères de sélection suivants :

- La valeur de la log-vraisemblance à l'optimum (LL).
- Le critère d'information d'Akaike (AIC).
- Le critère de Bayes (BIC).

Nous reportons les valeurs de critères, pour nos trois modèles et pour nos trois séries, dans le tableau 4.12, 4.13 et 4.14.

Tableau 4.12 Les critères d'information des trois méthodes (GARCH ; EGARCH ; GJR-GARCH) du portefeuille de change au comptant

Model	AIC	BIC	LL
GARCH (1.1)	-6.530366	-6.482607	1389.437
EGARCH (1.1)	-6.472344	-6.415036	1378.137
GJR-GARCH (1.1)	-6.526578	-6.649271	1389.635

Tableau4.13 critères d'information des trois méthodes (GARCH ; EGARCH ; GJR-GARCH) du portefeuille de titres de placement

Model	AIC	BIC	LL
GARCH (1.1)	-11.02925	-10.98045	2277.026
EGARCH (1.1)	-10.88224	-10.83344	2246.742
GJR-GARCH (1.1)	-11.08092	-11.02237	2288.670

Tableau 4.14 critères d'information des trois méthodes (GARCH ; EGARCH ; GJR-GARCH) du portefeuille de titres de transaction

Model	AIC	BIC	LL
GARCH (1.1)	-4.480314	-4.431516	927.9448
EGARCH (1.1)	-4.502701	-4.463662	931.5565
GJR-GARCH (1.1)	-4.505221	-4.466182	932.0755

Nous avons opté pour trois modèles GARCH différents (GARCH, EGARCH et GJR-GARCH) et deux distributions (Normal et Student), dans le but de prévoir la volatilité conditionnelle pour les différentes séries de rendements. Cet essai cherche à déterminer lequel des trois modèles est le mieux adapté pour prévoir la VaR et quelle est distribution la plus appropriée.

Il est à signaler que les résultats sur-mentionnés sont les critères de sélection des trois modèles estimés selon une distribution de la loi de Student. Cependant, les résultats d'estimation par ces trois modèles avec une distribution normale sont présentés dans les annexes 6, 7 et 8. La comparaison de ces deux résultats montre que l'estimation la plus appropriée est celle qui suit la loi de Student.

Ainsi, la comparaison entre les différents modèles retenus (selon la loi de Student), compte tenu des critères de sélection déjà mentionnés. Nous choisissons le processus dont les valeurs de critères de sélection sont les plus faibles. Dans notre cas, le modèle GJR-GARCH est le meilleur processus pour modéliser la variance conditionnelle du rendement de nos trois séries.

En ce sens, Engle et Ng (1993) ont conclu que pour toute volatilité conditionnelle, l'impact des chocs associé au processus GARCH standard présente une courbe symétrique et

centrée à l'origine. En d'autres termes, le modèle accorde une même importance aux chocs négatifs que positifs de force égale sur la volatilité conditionnelle. Pour les modèles EGARCH et GJR-GARCH, leur courbe de « réponse à des nouvelles » est centrée à l'origine. Toutefois, elle est asymétrique, ce qui signifie que la variance conditionnelle répond de manière différente au choc de même amplitude selon qu'il soit positif ou négatif. Selon Engle et Ng (1993), les modèles EGARCH et GJR-GARCH captent mieux le comportement de la volatilité des rendements et particulièrement, l'effet des chocs négatifs sur la variance conditionnelle. Ils avancent que pour un choc raisonnable, les prévisions de la volatilité des modèles EGARCH et GJR-GARCH sont similaires. Cependant, ces auteurs notent que la variabilité de la variance conditionnelle du modèle EGARCH est élevée, en d'autres termes, la variance conditionnelle augmente très vite lorsque l'ampleur des perturbations est importante. Ce qui peut engendrer des réactions exagérées de la variance conditionnelle dans la prévision. C'est la raison pour laquelle le modèle GJR-GARCH est préféré au modèle EGARCH selon ces chercheurs. Ce qui confirme avec nos résultats.

2.2.L'estimation de VAR GJR-GARCH et *Backtesting*

Dans cette partie, nous visons à présenter et à tester l'estimation de la VaR sur la base de l'approche économétrique de mesure de la VaR. Cette approche est fondée sur une modélisation économétrique de la volatilité conditionnelle des modèles d'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive généralisée à seuil (GJR-GARCH).

La modélisation de la variance conditionnelle du rendement de nos trois séries a servi au calcul des pertes potentielles maximales qu'Attijari Bank peut subir durant la période allant de 01/06/2018 au 31/08/2018.

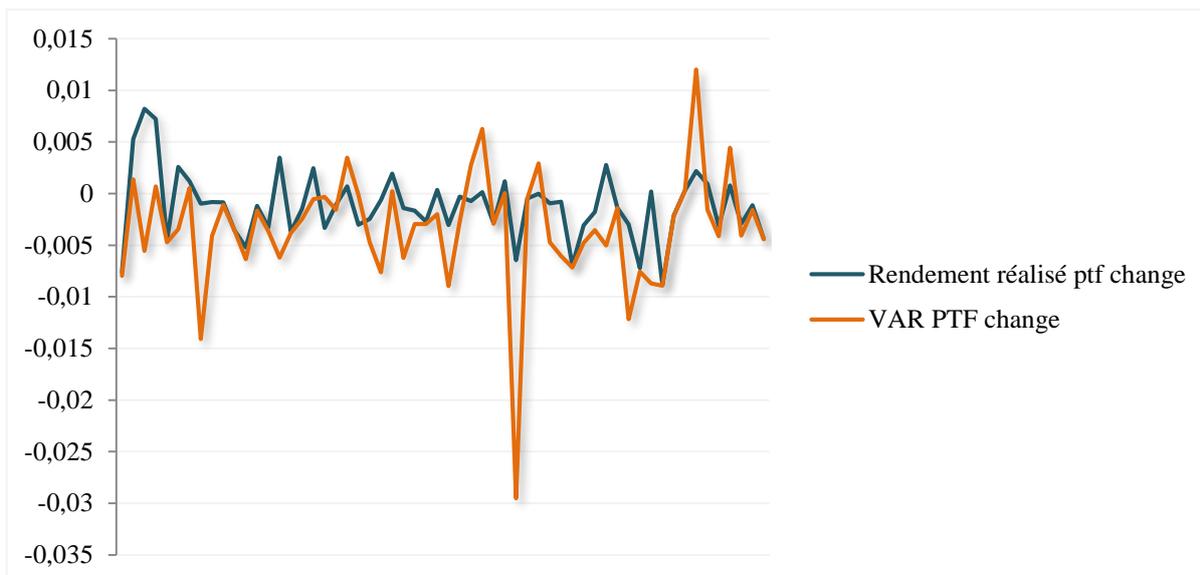


Figure 4.9 Backtesting de la VaR GJR-GARCH du portefeuille de change au comptant

La figure 4.9 expose le résultat de *Backtesting* de nos estimations. Elle présente la variation du rendement de portefeuilles réalisés et les pertes estimées par la VaR sous la méthode GJR-GARCH.

Nous retenons quatre exceptions où la perte du portefeuille effectivement réalisée est supérieure à la perte estimée par la méthode de la VaR sous la méthode GJR-GARCH. Ceci indique un risque de violation faible pour ce modèle. Nous considérons alors que le risque de dérogation de la VaR sous la méthode GJR-GARCH est classé dans la zone verte dans la cartographie des risques. Dans ce cas, le facteur de multiplicité pour la détermination des exigences réglementaires sera nul.

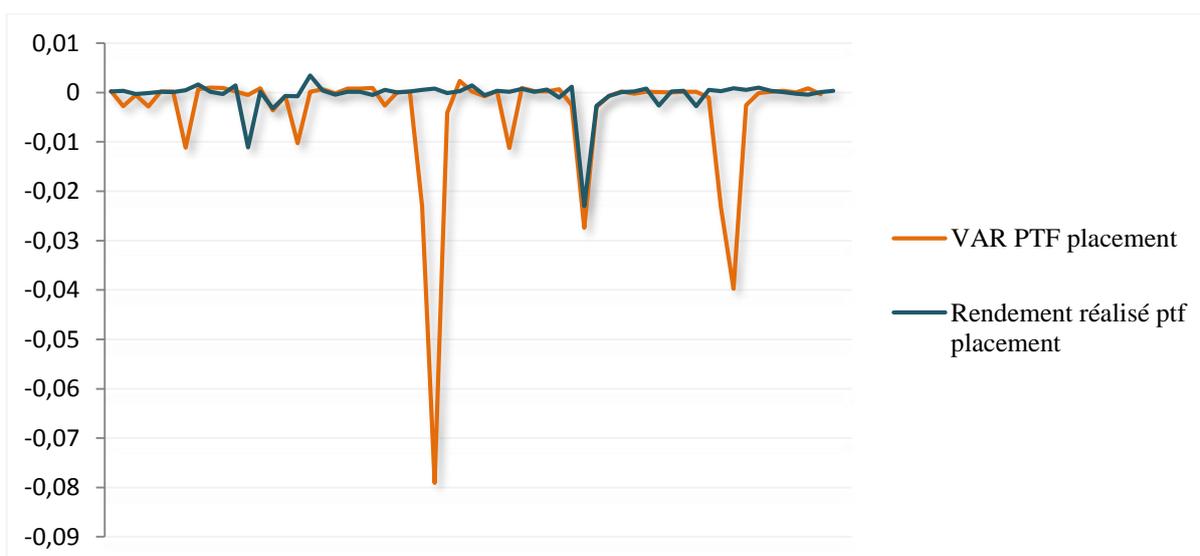


Figure 4.10 Backtesting de la VaR GJR-GARCH du portefeuille titres de placement (BTA)

La figure 4.10 matérialise les résultats du *Backtesting* de notre modèle d'estimation VaR sous le modèle GJR-GARCH. Nous citons neufs dépassements des valeurs estimées de cette VaR. Compte tenu de l'annexe 5, le risque de violation du modèle occupe la zone jaune des catégories de risque (le nombre d'exception est égal à 9).

Le risque de violation enregistré est considéré moyen, nous prenons alors un facteur de multiplicité de 0.85 pour le calcul des exigences en fonds propres réglementaires.

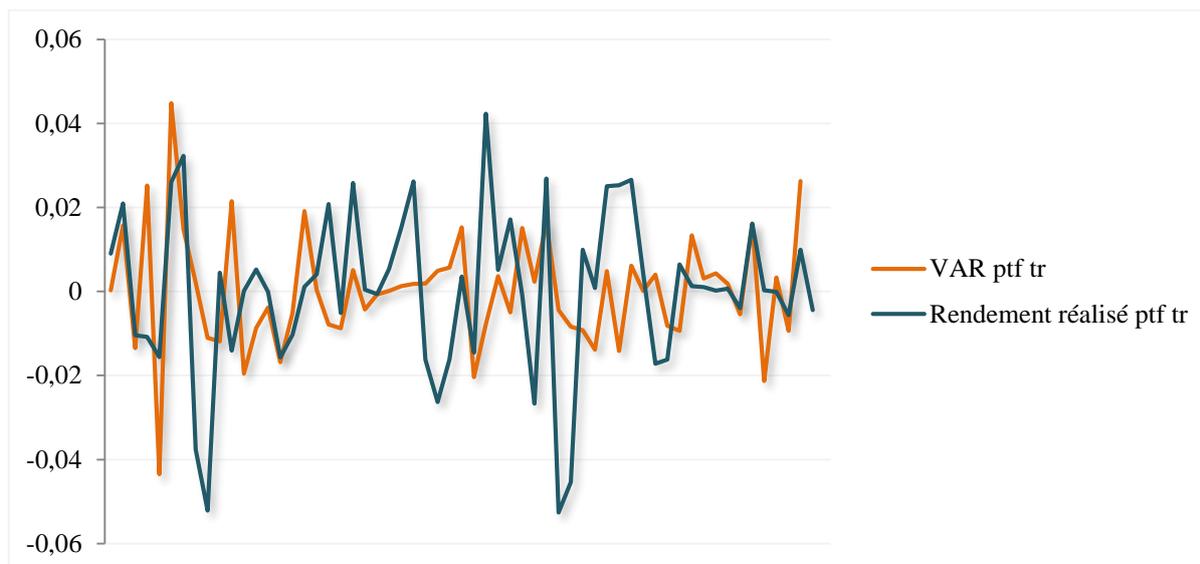


Figure 4.11 Backtesting de la VaR GJR-GARCH du portefeuille titres de transaction

La figure 4.11 dessine l'évolution des pertes potentielles estimées à l'aide de la VaR sous la méthode GJR-GARCH et le rendement du portefeuille effectivement réalisées pour la période allant de 01/06/2018 au 31/08/2018.

Nous observons six exceptions où la perte potentielle estimée par la méthode VAR-GJR-GARCH est inférieure à la perte du portefeuille effectivement enregistrée. Ceci montre que le risque de violation du modèle est moyen. Un facteur de multiplicité de 0.5 est alors à l'appui pour la détermination des exigences en fonds propres réglementaire.

2.3. Les exigences en fonds propres réglementaire par la VAR GJR-GARCH

Le calculer les exigences en fonds propres à partir des pertes potentielles sont représentées dans le tableau 4.15.

Tableau 4.15 Les exigences en fonds propres réglementaires des trois portefeuilles en période de conjoncture stable

Date	Exigence PTF TR	Exigence PTF BTA	Exigence PTF Change
------	-----------------	------------------	---------------------

30/08/2018	2,07136%	0,03082%	0,74766%
29/08/2018	1,21205%	0,03127%	0,17978%
28/08/2018	1,16983%	0,03222%	0,95993%
...
05/06/2018	1,18918%	0,05701%	0,34990%
04/06/2018	1,23675%	0,19983%	0,64461%
01/06/2018	1,15249%	0,05805%	0,37980%
Moyenne	6,31487%	0,10183%	4,45480%
Max	9,29245%	0,10291%	4,48236%
Min	4,76634%	0,10421%	4,50938%

Selon les recommandations de Bâle II, le calcul des exigences en fonds propres réglementaires relatives aux trois portefeuilles étudiés sont présentés par le tableau 4.15.

Il est à noter que ces exigences émanant du portefeuille de titres de transactions sont autour de 6,31487%, celles au titre de risque issu du portefeuille de change sont en moyenne de 4,45480%. Tandis que les exigences relatives aux portefeuilles de titres de placement fluctuent entre 0,10421% et 0,10291%, autour d'une moyenne de 0,10183%.

Malgré les dispositions des accords de Bâle II cherchant à mieux encadrer la prise de risque, la crise des *Subprimes* a mis l'accent sur les incapacités des fonds propres exigés à contourner les conséquences de ces crises. De ce fait, les accords de Bâle III ont essayé de renforcer la réglementation bancaire par le calcul de la perte maximale durant une période de stress. Autrement dit d'instabilité des marchés financiers.

Pour notre cas, le calcul des pertes maximales pendant une période de stress de 60 jours sont présentées dans le tableau 4.16.

Tableau 4.16 La VaR des trois portefeuilles en période de crise

Date	VaR stressée PTF TR	Var stressée BTA	VaR stressée change
30/08/2018	-9,58613%	-0,80578%	-2,50469%
29/08/2018	-9,58194%	-0,80574%	-2,50636%
28/08/2018	-9,58266%	-0,80552%	-2,50605%
...
05/06/2018	-9,61159%	-0,79280%	-2,80592%
04/06/2018	-9,59283%	-0,79274%	-2,81217%

01/06/2018	-9,59189%	-0,79262%	-2,81725%
Moyenne	-9,59101%	-0,79935%	-2,64357%
Min	-9,54693%	-0,79109%	-2,50469%
Max	-9,62930%	-0,80699%	-2,81725%

De ce tableau, nous remarquons que les pertes maximales pour le portefeuille des titres de transaction sont les plus élevés en période de stress avec une moyenne de -9,59101%. Quant à elle, la VaR stressée émanant du portefeuille titres de placement est la moins importante fluctue ente-0,79109% et-0,80699%. La perte potentielle maximale découlant du portefeuille de change au comptant est en moyenne de -2,64357%.

Le calcul de ces pertes maximales en période de tension sert à déterminer les exigences en fonds propres que la banque doit détenir en période de crises.

Tableau 4.17 Les exigences en fonds propres réglementaires des trois portefeuilles en période de stress

Date	Exigence PTF TR	Exigence PTF BTA	Exigence Change
30/08/2018	30,84619%	2,42764%	8,71250%
29/08/2018	29,98733%	2,42754%	8,15999%
28/08/2018	29,94554%	2,42798%	8,95537%
...
05/06/2018	29,97048%	2,45126%	8,75787%
04/06/2018	30,01633%	2,59454%	9,05149%
01/06/2018	29,93134%	2,45324%	8,78543%
Moyenne	30,52636%	2,49123%	8,75494%
Max	33,68051%	2,69831%	9,82019%
Min	29,76830%	2,42754%	8,15999%

Le tableau 4.17 montre que les exigences en temps de crise pour le portefeuille titres de transaction représentent 321% celles en « temps normal ». Quant aux exigences au titre du portefeuille de titres de placement sont de 311% des exigences estimés en période de stabilité.

Les exigences en fonds propres relatives au risque de change se multiplient par 3.31 par rapport à celles en conjoncture stable.

IV. Exigence en fonds propres au titre de risquedemarché selon la méthode standard

Selon l'article 19 circulaire 2018-06 de la BCT portant sur les « Normes d'adéquation de fonds propres », la détermination des exigences en fonds propres au titre des risques de marché passe par l'estimation des exigences relatives aux risques suivants: le risque sur titres de créance ou risque de taux d'intérêt, le risque de variation de prix sur titres de propriété et le risque de change.

1. Les exigences relatives au risque de change spot

Selon l'article 42 de la circulaire 2018-06 de la BCT relatives aux établissements de crédit, les fonds propres réglementaires au titre du risque de change est égale à 8 % du montant le plus élevé du total des positions nettes courtes ou du total des positions nettes longues en devises. En effet, les positions nettes dans chaque devise (courtes ou longues) sont converties au dinar tunisien au taux de change spot pour déterminer le total des deux positions séparément.

2. Les exigences relatives au risque de taux d'intérêt

L'approximation des besoins en fonds propres au titre de risque de taux d'intérêt, consiste à évaluer deux composantes : le risquespécifique et le risquegénéral. Les exigences en capital réglementaire au titre de risquespécifique de taux d'intérêt sont déterminées en fonction de la notation d'organismes externes. A titre d'exemple, les obligations gouvernementales possèdent un risquespécifique nul (annexe 5). Nous pouvons conclure ainsi que le risquespécifique de taux d'intérêt est nul. Pour calculer les fonds propres exigés au titre de risquegénéral de taux d'intérêt, il faut recourir à la méthode d'échéancier (méthode reconnue par sa simplicité de traitement et son utilisation fréquente par les grandes institutions bancaires).

Pour calculer ces exigences, nous avons eu recours à la démarche suivante :

Premièrement, la déclaration des positions « *c'est l'étape la plus importante dans la méthode d'échéancier* ». Cette étape consiste à classer et affecter les positions détenues par Attijari Bank en fonction des tranches d'échéances standardisées. Ce qui constitue la base de calcul. Pour les titres à taux fixe, l'échéance résiduelle est prise en compte. Quant aux titres à taux variable, la prochaine date de règlement est prise en considération.

Deuxièmement, le calcul des maturités résiduelles des instruments sensibles au taux d'intérêt. Dans notre cas, nous calculons les maturités résiduelles du portefeuille de bons de trésor.

Tableau 4.18 Calcul des échéances résiduelles au 31/08/2018

ISIN	Libellé	Coupon	Échéance	Valeur résiduelle en années
TN0008000226	BTA 6,9% MAI 2022	6.9%	05/05/2022	3,731
TN0008000291	BTA 5,6% AOUT 2022	5.6%	08/11/2022	4,250
TN0008000317	BTA 5,5% OCTOBRE 2018	5.5%	12/10/2018	0,117
TN0008000275	BTA 5,5% MARS 2019	5.5%	13/03/2019	0,539
TN0008000564	BTA 5,75% JANVIER 2021	5.75%	15/01/2021	2,411
TN0008000648	BTA 6% JUN 2023	6%	18/06/2023	4,867
TN0008000598	BTA 6% 12 JANVIER 2024	6%	12/01/2024	5,444
TN0008000358	BTA 5,5 % OCT 2020	5.5%	16/10/2020	2,158
TN0008000317	BTA 5,5% OCTOBRE 2018	5.5%	12/10/2018	0,117
TN0008000564	BTA 5,75% JANVIER 2021	5.75%	15/01/2021	2,411
TN0008000606	BTA 6,7% AVRIL 2028	6.70%	13/04/2028	9,758
TN0008000614	BTA 6% FEVRIER 2022	6.00%	12/02/2022	3,503
TN0008000622	BTA 6,30% MARS 2026	6.30%	13/03/2026	7,642
TN0008000333	BTA 5,5% FEVRIER 2020	5.50%	12/02/2020	1,472
TN0008000630	BTA 6% OCTOBRE 2023	6.00%	12/10/2023	5,189
TN0008000655	BTA 6,6% MARS 2027	6.60%	29/03/2027	8,700

Le calcul des maturités résiduelles des différentes lignes de BTA d'Attijari Bank et ce en prenant comme date de référence le 31/08/2018 est présenté dans le tableau 4.18.

En fonction des maturités résiduelles ainsi que la valeur du coupon (supérieur ou inférieur à 3%), nous imputons les positions nettes aux fourchettes d'échéances appropriées. Ces fourchettes sont en nombre de trois :

- Zone 1 : est consacrée pour les titres de créances ayant une maturité résiduelle de 1 mois à 1 an. Ces titres seront pondérés entre 0% et 0.7%. C'est l'exemple BTA TN0008000317 qui a une maturité résiduelle de 1 mois et 4 jours et un coupon 5.5%. La position détenue sur cette obligation sera pondéré 0.2%.

- Zone 2 : Contient les titres dont la maturité varie entre 1 an et 4 ans et qui sont pondérés entre 1.25% et 2.25%. A titre d'exemple, nous pouvons citer l'exemple TN0008000614 qui à une maturité résiduelle de 3.503 ans et un coupon de 6%. La position détenue sur ce bon de trésor d'Attijari Bank est pondérée par 2.25%.

- Zone 3 : Concerne les titres dont l'échéance est supérieure à 4 ans et qui ont une pondération de 2.75% à 12.50%. L'obligation gouvernementale TN0008000655 ayant une maturité résiduelle de 8.7 ans et un coupon 6.6%. Ainsi, à la position détenue sur cette obligation est attribuée la pondération 4.5%.

Ensuite, chaque position est multipliée par la pondération ainsi déterminée pour la fourchette d'échéance concernée. Enfin, les exigences en fonds propres au titre du risque général de taux d'intérêt sont obtenues par la somme de :

- 10% de la somme des positions pondérées compensées de toutes les fourchettes d'échéances;
- 40% de la position pondérée compensée de la zone 1;
- 30% de la position pondérée compensée de la zone 2;
- 30% de la position pondérée compensée de la zone 3;
- 100% des positions finales.

Tableau 4.19 les exigences et le risque encouru en pourcentage du portefeuille de titres de placement par l'approche standard

Risque Taux	Exigence en FP %	Risques Encourus %
PTF Placement : BTA	0,777%	9,709%

Le tableau 4.19 illustre les exigences en fonds propres relative aux titres de placement « BTA » représente 0.777% de l'exposition totale de ce portefeuille de titre. Quant aux risques encourus relatif à ce portefeuille, sont estimés à 9.709% de totale exposition.

3. Exigences de fonds propres au titre du risque sur titres de propriété

De même que le risque de taux d'intérêt, le calcul des exigences en fonds propres au titre de risque sur les titres de propriété nécessite le calcul des exigences relatives au risque général et d'autres au risquespécifique. Pour les premières, elles sont obtenues en multipliant la position nette globale par 8%. De même, nous appliquons un coefficient de 8% à la position brute globale afin d'obtenir les exigences de fonds propre afférant au risquespécifique.

V. Comparaison des exigences calculées par les deux approches

Nous comparons les résultats de l'estimation des exigences en fonds propres évalués par l'approche standard et celle par les modèles internes pour nos trois portefeuilles choisies. Ainsi, nous prenons pour l'approche des modèles internes la moyenne des exigences calculées sur la période d'étude du 01/06/2018 au 31/08/2018 comme une référence de comparaison. Les résultats obtenus sont résumés dans le tableau 4.20.

Tableau 4.20 Les résultats de l'estimation des exigences en fonds propres selon les différentes approches adoptés.

	Approche standard	Approche des modèles internes			
		Exigence selon Bâle II		Exigence selon Bâle III	
		VaR classique	VaR-GJR GARCH	VaR classique	VaR-GJR- GARCH
PTF titres de transaction (Titres de propriétés)	8% de la position nette globale plus 8% à la position brute globale.	14.637% de l'exposition totale	6.314% de l'exposition totale	34.303% de l'exposition totale	30.526% de l'exposition totale
PTF titres de placement (BTA)	En suivant, la démarche relative au calcul des exigences au titre de risque de bons de trésor, ces exigences n'ont pas dépassé la planche de 1% soit 0.777%.	1.339% de l'exposition totale	0.101% de l'exposition totale	3.054% de l'exposition totale	2.491% de l'exposition totale
PTF titres de change	à 8 % du montant le plus élevé du total des positions nettes courtes ou du total des	13.608% de l'exposition totale	4.454% de l'exposition totale	32.721% de l'exposition totale	8.75494% de l'exposition totale

	positions nettes longues en devises				
--	--	--	--	--	--

Il est à noter que l'approche standard implique l'application des mêmes règles pour toutes les banques indépendamment de leurs spécificités, leurs situations ou encore leurs capacités à résister aux chocs. Cependant, l'approche par les modèles internes dépend des modèles adoptés d'une banque à une autre. Dans notre cas d'étude, les modèles utilisés se sont les modèles classiques d'estimation de la *Value-at-Risque* et d'autres modèles plus sophistiqués tels que la VaR GJR-GARCH. En général, l'approche par les modèles implique des pondérations différentes en fonction des risques, selon le modèle adopté et les hypothèses mises en place. Par conséquent, des couvertures en fonds propres qui diffèrent d'une banque à l'autre.

Des études du Comité de Bâle sur le contrôle bancaire ont prouvé qu'il existe de grandes différences dans les actifs pondérés en fonction des risques entre les institutions bancaires utilisant l'approche par les modèles internes. En ce sens, la banque centrale anglaise a démontré que la « pondération-risque » moyenne des banques appliquant les approches par les modèles internes à l'échelle mondiale est en recul depuis plus de vingt ans (Branson, 2015). De plus, elle a confirmé en 2015 que les approches par modèles internes conduisent dans la plus part des temps à des dotations en fonds propres moindres. Ce qui représente un avantage pour les banques adoptant ces approches puisqu'elles peuvent maintenir une dotation en fonds propres basse et une rentabilité des capitaux propres élevée. Généralement, ce sont les grands établissements qui investissent dans le développement de ces modèles, ceux dont la protection est la plus nécessaire. En conséquence, ces établissements affichent une dotation en fonds propres basse: Une situation paradoxale.

De même pour l'approche standard, elle a aussi ses défauts. Il s'agit également d'un modèle reposant sur des hypothèses parfois irréaliste. Par exemple, tous les emprunts d'Etat sont supposés être exempts de risque.

Dans notre cas, les estimations des exigences par l'évaluation classique de la VaR permettent d'afficher des pondérations plus élevés que celles imposées par l'approche standard. Ceci renvoie sur l'incapacité de ces méthodes d'estimation classiques à refléter exactement la réalité. Sa simplicité et ses hypothèses sont sujettes de plusieurs critiques.

Les résultats d'estimation des exigences par les différentes méthodes nous amène à réfléchir sur les limites de chaque approche pour pouvoir jugé la fiabilité des résultats.

1. Les problèmes liés à l'approche standard d'estimation des fonds propres

Les problèmes liés à l'approche standard de calcul des exigences en fonds propres se caractérisent généralement par un manque de sensibilité au risque et à une comptabilisation incomplète de l'incidence des couvertures sur les expositions (Grahame, 2011). En effet, la catégorisation qu'opère la méthode de mesure standard peut expliquer cette insensibilité au risque. D'ailleurs, il s'agit d'appliquer des mêmes exigences de fonds propres à une gamme d'instruments ayant un facteur de risque en commun mais des profils de risque très différents.

Par exemple, les instruments dérivés sur taux d'intérêt ayant à un risque de paiement anticipé (ex : les titres adossés à des créances hypothécaires) sont traités de la même manière que les instruments pour lesquels ce risque est absent.

Cette méthode ne tient pas en compte de tous les avantages procurés par les couvertures. Elle propose, pour un certain nombre d'instruments dérivés complexes, des critères définitoires si stricts qu'ils peuvent en réalité dissuader l'usage de couvertures (puisque la couverture de ce risque par ses instruments s'accompagne d'une exigence de fonds propres supplémentaire) (Grahame, 2011).

2. Les problèmes liés à l'approche interne d'exigence de fonds propres

La crise financière a dévoilé les problèmes des approches des modèles internes adoptés, puisqu'elle ne tient pas en compte les événements extrêmes, qu'elle pourrait favoriser la procyclicité, qu'elle ne cerne pas les risques associés aux titres complexes ou qu'elle repose sur l'hypothèse d'une liquidité présumée inaltérable des instruments détenus à des fins de négociation.

D'autre part, le plus grave défaut de l'approche des modèles internes est l'incapacité des modèles VaR classique à appréhender les risques relatifs aux événements extrêmes, du point de vue tant de la fréquence que de l'ampleur des exceptions. Durant la crise, les exceptions observées comparativement à la mesure VaR classique dépassaient les résultats attendus à partir des hypothèses des modèles.

Cette faiblesse peut être expliquée par principalement deux facteurs. D'une part, les modèles d'estimation classique de la VaR aient été mal calibrés en recourant à des périodes d'échantillonnage normal autrement dit ne contenant pas d'épisodes de stress suffisamment aigües, ou encore des épisodes appartenant à des périodes d'illiquidité extrême des marchés. D'autre part, la méthode d'estimation classique de la VaR ne permet pas de déterminer l'ampleur absolue des exceptions. De ce fait, elle quantifie la probabilité de dépassement d'un

certain seuil de perte mais ne donne pas l'ampleur potentielle des pertes encourues lorsque ce seuil de référence est affronté. En effet, La valeur à risque ne permet pas de formuler des hypothèses sur la forme de la distribution des pertes au-delà du seuil de confiance.

Selon Youngman (2009), les modèles d'estimation classique de la VaR favorisent les comportements de prise de risque procycliques. Pendant les périodes de stabilité des marchés, le niveau des exigences de fonds propres calculés en exploitant les mesures de la VaR a tendance à diminuer assez vite, favorisant ainsi l'appétit pour le risque. Le contraire s'observe en périodes de stress, le niveau des exigences de fonds propres augmentent alors rapidement, précipitant le débouclage des positions. Ce qui peut engendrer des problèmes systémiques. D'après Persaud (2001), lorsque plusieurs établissements financiers plafonnent leurs risques en recourant à d'estimations de la VaR (phénomène du mimétisme des agents), la procyclicité de ces mesures peut dégager des effets déstabilisateurs sur les marchés financiers et, ainsi, exacerber les variations imprévisibles des prix dans un sens comme dans l'autre, tout en renforçant les niveaux de risque pour l'ensemble du système financier.

En d'autres termes, l'adoption des approches par les modèles internes offre un avantage pour les banques puisqu'elles peuvent maintenir une dotation en fonds propres basse et une rentabilité des capitaux propres élevée. C'est le cas des exigences retrouvés dans notre cas en recourant aux modèles plus complexes que les méthodes classiques d'estimation de la VaR, notamment la VaR sous le modèle GJR-GARCH.

3. Approches standard versus approches par modèles internes

Etant donné les limites de chaque approche, la divergence des intérêts des régulateurs et des banques et le dilemme des banquiers de garder les fonds propres à un niveau élevé et garantir le maximum de la rentabilité des capitaux propres, nous ne pouvons pas montrer la supériorité d'une approche par rapport à l'autre d'une façon générale.

Pour remédier aux problèmes des approches par les modèles, le Comité de Bâle s'apprête à introduire des limites inférieures pour les pondérations risque. Cette mesure empêche une chute des exigences en fonds propres à un niveau excessivement bas en cas d'adoption des approches par les modèles internes. L'approche standard est par ailleurs remaniée, car elle est simplement trop grossière et trop peu sensible au risque.

Selon l'autorité fédérale de surveillance du marché financier (FINMA), en aucun cas les modèles internes ne peuvent être abandonnés. Il faut juste garantir que les risques économiques soient saisis de façon adéquate. De plus, il ne faut jamais oublier que les

modèles constituent, finalement, une simplification de la réalité. Ou, pour le dire avec les mots du statisticien anglais George Box: «En gros, tous les modèles sont faux, mais certains sont utiles».

Conclusion

Nous avons tenté dans ce chapitre d'estimer les pertes maximales potentielles que Attijari Bank est en mesure de subir ainsi que les exigences en fonds propres relatives aux risques de marché. Pour ce faire, nous avons utilisé deux approches : approche standard et approche par les modèles internes.

D'abord, nous avons estimé les exigences en fonds propres en utilisant la VaR paramétrique et la VaR stressée pour les trois portefeuilles choisis. Nous avons conclu que les exigences en fonds propres de la banque en période de chocs peuvent se multiplier par 2. De même, nous avons évalué les exigences en fonds propres de ces trois portefeuilles mais en exploitant des volatilités conditionnelles calculées à travers le modèle GJR-GARCH. A ce niveau, nous avons constaté que la VaR GJR-GARCH a pu prévoir dans la plus part des temps l'évolution du rendement effectivement réalisé.

Nous avons remarqué lors de cette étude que l'estimation classique de la *Value-at-Risque* offre des exigences en fonds propres plus élevés à celles estimés par l'approche standard. Tandis que les estimations de la *Value-at-risk* à partir des volatilités conditionnelle calculé à travers le modèle GJR-GARCH est moins élevées que celles évaluées par l'approche standard. Ce dernier résultat est attendu vu que ces méthodes plus complexes permettent d'obtenir des résultats plus réalistes.

Pour remédier aux lacunes de chaque approche, le Comité de Bâle compte fixer des limites inférieures pour les pondérations à risque afin d'empêcher une chute des exigences en fonds propres à un niveau excessivement bas d'une part et de bénéficier des avantages qu'offre les approches par les modèles en matières de sensibilité aux risques.

Conclusion Générale et Recommandations

Les normes prudentielles du comité de Bâle adoptées depuis les années 1970 ont permis de réduire les défaillances bancaires et de garantir la solidité financière des banques. De plus, l'instauration d'une telle réglementation à échelle internationale a pour objectif d'harmoniser et de faire converger les différentes approches de la régulation bancaire. D'autre part, l'adoption de ces normes par des pays émergents a fortement limité la survenance des crises bancaires et renforcé la résilience des banques. Ces normes ont permis une meilleure adéquation entre les fonds propres et les actifs risqués des portefeuilles des banques.

Nos recherches ont permis de mettre en évidence certains aspects clés de la réglementation prudentielle des banques ainsi que la nécessité de la mettre en place : l'analyse de la manière de gérer le risque de marché des banques tunisiennes d'une part et d'autre part la mesure et la détermination des fonds propres à engager par la banque (Attijaribank) selon deux approches afin de faire face aux risques encourus.

Pour mener à bien ce travail, nous avons expliqué dans les deux premiers chapitres le cadre théorique de risque de marché dans le secteur bancaire. Dans le premier chapitre, nous nous sommes intéressés à la notion de risque de marché, ses différentes catégories, la gestion de ce risque. Une étude bibliographique sur les principales réformes internationales et nationales en matière de risque de marché a été rédigée pour décrire la genèse et l'évolution de la réglementation bancaire. Dans le deuxième chapitre, nous avons présenté d'une manière détaillée les mesures de risque de marché dont la plus connue est la « *Value-at-risk* ». Cette mesure peut être estimée soit d'une manière classique soit en utilisant des modèles d'estimation de la volatilité conditionnelle et ce en utilisant des modèles ARCH-GARCH. La *Value-at-Risk* permet d'estimer la perte maximale potentielle que peut subir l'établissement financier à un horizon temporel prédéfini et un niveau de confiance bien déterminé. Dans ce chapitre, nous avons présenté les deux approches d'estimation des fonds propres relatifs au risque de marché. La première est dite standard et la deuxième est dite approche par les modèles.

Dans la partie empirique, nous avons en premier lieu analysé et étudié la manière de gérer le risque de marché au sein des banques tunisiennes et ce en analysant l'impact du niveau de la prise de risque de marché sur les variations du ratio de capital réglementaire de ces banques. En d'autres termes, il s'agit d'évaluer la capacité des banques à ajuster leur niveau de variation du ratio de capital par rapport au niveau de prise de risque de marché. Pour ce faire, nous avons eu recours aux techniques de panel sur un échantillon de dix banques

tunisiennes cotées en bourse dont les informations sont disponibles pour la période 2007-2017. L'effet de l'incitation à la prise de risque de marché par le management de ces banques sur la variation du niveau du capital, s'avère inexistant et statistiquement non significatif. Le changement du comportement de niveau de prise de risque de marché n'impactait pas l'ajustement de ratio de capital des banques de notre échantillon. Nous avons pu expliquer la non-signification de cette relation par le retard de la réglementation tunisienne par rapport à Bâle II surtout en matière de risque marché. Ce qui confirme la nécessité d'adoption de nouvelles réformes pour protéger les banques tunisiennes des risques de marché surtout dans un environnement économique et financier perturbé.

Compte tenu de la mise en place de la nouvelle circulaire de la BCT 2018-06 portant sur « l'adéquation des fonds propres », nous avons choisi de mesurer le risque de marché ainsi que les exigences y sont liés au sein d'une banque tunisienne qui est Attijari Bank. Pour ce faire, nous avons eu recours à un échantillon constitué de trois portefeuilles représentatifs du risque de marché au sein d'Attijari Bank pour la période (01/06/2018- 31/08/2018). Le premier, c'est le portefeuille des titres de placement. Dans notre cas ce portefeuille est construit exclusivement des bons de trésors. Le deuxième, c'est le portefeuille de titres de transaction. Ce portefeuille est constitué des actions cotées à la bourse dont Attijari Bank détenue une part importante. Le dernier, c'est le portefeuille des positions de change. Pour construire ce portefeuille, nous avons choisi principalement les deux devises les plus utilisées lors des transactions à l'international qui sont : l'euro et le dollar.

Pour chacun de nos portefeuilles choisis, nous avons estimé la value-at- risque classique pour déterminer les exigences au titre de chaque risque du portefeuille. Ces exigences ont été calculées en suivant les recommandations de Bâle II. Afin d'approfondir l'analyse nous avons calculé pour chaque portefeuille la *Value-at-risk* en période de stress ou encore une VaR stressée. Cette VaR a servi à estimer les exigences en fonds propres au titre de chaque risque issu du portefeuille correspondant en période de crise. En d'autres termes, nous avons déterminé le niveau de fonds propres dont Attijari Bank aurait besoin en cas de crise. Ces estimations ont été faites en recourant à la formule proposée par les accords de Bâle III.

Pour avoir une analyse plus fine, nous avons choisi de recourir aux modèles ARCH-GARCH et deux autres modèles dérivés du modèle GARCH qui reposent sur l'idée d'asymétrie de la variance conditionnelle qui sont le modèle E-GARCH et le modèle GJR-

GARCH. L'utilisation des critères de sélections, nous a permis de sélectionner le modèle GJR-GARCH comme le modèle le plus approprié à estimer la *Value-at-Risque*.

A partir de l'estimation de la VAR GJR-GARCH, nous avons calculé les exigences au titre de risquedemarché (les exigences liées au risque de chaque portefeuille). De même, nous avons estimé la VaR en période de stress mais tout en prenant en compte la volatilité conditionnelle estimée par le processus GJR-GARCH. Ainsi, nous avons pu calculer les exigences relatives au risquedemarché en période de stress.

Pour mieux comprendre l'apport de la nouvelle circulaire de la Banque Centrale 2018-06 relatives aux établissements de crédit, nous avons suivi l'étape de calcul des exigences aux titres de risques de marché selon la méthode édictée par la BCT, est qui est une approche standard. Pour ce faire, nous avons estimé les exigences au titre de risque de change au comptant, de taux d'intérêt et de variation de prix sur titres de propriété.

En comparant les deux approches à savoir l'approche standard et l'approche par les modèles internes, nous n'avons pas pu montrer la supériorité d'une approche par rapport à l'autre. En ce sens, le Comité de Bâle s'apprête à introduire des limites inférieures pour les pondérations-risque en adoptant les approches par les modèles internes. Cette mesure peut empêcher une chute des exigences en fonds propres à un niveau excessivement bas.

Les résultats obtenus à partir de nos modèles sont satisfaisants. Cependant, il est à signaler que ces résultats présentent des limites notamment à cause de certaines hypothèses restrictives et à l'omission de certaines variables jugées importantes pour décrire d'une manière plus fiable la réalité.

Compte tenu des résultats tirés du premier chapitre empirique, nous recommandons l'intégration des variables traduisant les conditions macroéconomiques qui peuvent aussi influencer le niveau des fonds propres réglementaires et la prise de risque. A titre d'exemple, nous pouvons proposer les variables suivantes : la croissance économique ; le niveau des investissements étrangers en portefeuilles ; le développement financier et la liquidité du marché boursier. Il est à noter que ces variables ont été proposées par Saadaoui (2011). De plus une extension de la période d'étude peut apporter des améliorations en termes de résultats vu l'instabilité du marché financier ces dernières années.

Au départ, notre logique du deuxième chapitre empirique consistait à travailler sur toutes les positions détenues par Attijari Bank et qui sont en mesure d'engendrer des

pertes liées à un risquedemarché. Faute de temps nous avons choisi des portefeuilles représentatifs de ce risque au sein de la banque.

Une amélioration possible de ce travail consiste donc à réaliser l'analyse sur toutes les positions détenues par la banques et non pas sur un échantillon. Il sera aussi recommandé d'augmenter le nombre d'observations (prolonger la période d'étude) pour avoir des résultats plus fiables.

Une autre voie d'amélioration consiste à utiliser d'autres techniques telles que la *Value-at-Risque* évaluée à la valeur de marché (MMVaR) proposée par Chen et *al.* (2018). Cette mesure permet de prendre en compte le règlement quotidiennement pendant la période de détention. La MVMaR est une mesure de risquedemarché alternative à la VaR car elle représente une généralisation directe de la VaR. Cette dernière conserve non seulement une caractéristique facilement interprétable détenue par la VaR, mais également un meilleur calcul du risquedemarché d'un actif dans une institution financière ayant des règlements de compte quotidiens.

Enfin, nous pouvons constater que, depuis son apparition, la Value-at-Risque n'a pas fini de faire couler de l'encre et elle constitue toujours l'un des domaines de recherche les plus abordés par les financiers et son développement constitue un atout majeur dans le domaine bancaire.

Pour conclure, nous considérons que les résultats de ce travail constituent, pour nous, les bases d'un travail à poursuivre et à améliorer après l'entrée dans la vie professionnelle, notamment à travers l'intégration d'autres variables, d'autres risques, et notamment après une analyse approfondie des pratiques actuelles de la gestion de risques de notre compagnie de parrainage.

