



المندوبية السامية للتخطيط  
HAUT-COMMISSARIAT AU PLAN

ROYAUME DU MAROC

\*\_\*\_\*\_\*\_\*\_\*

HAUT COMMISSARIAT AU PLAN

\*\_\*\_\*\_\*\_\*\_\*\_\*\_\*\_\*\_\*

INSTITUT NATIONAL

DE STATISTIQUE ET D'ECONOMIE APPLIQUEE

**INSEA**



## Projet de Fin d'Etudes

\*\*\*\*\*

### Modélisation du risque de marché pour un portefeuille diversifié

Préparé par : *M<sup>lle</sup> Oumayma RIFQI*

Sous la direction de : *Mr. Mohammed CHATTER (INSEA)*  
*Mr. Ahmed BENKIRANE (BMCE BANK)*  
*Mr. Abdeslam BENNOUNA (BMCE BANK)*

*Soutenu publiquement comme exigence partielle en vue de l'obtention du*

**Diplôme d'Ingénieur d'Etat**  
**Filière : Actuariat-Finance**

*Devant le jury composé de :*

- *Mr. Mohammed CHATTER (INSEA)*
- *Mr. Ahmed DOGHMI (INSEA)*
- *Mr. Abdeslam BENNOUNA (BMCE BANK)*



## Dédicace :

*A mes très chers parents*

*Source de tendresse et d'affection,*

*Vos prières m'ont été d'un grand secours pour mener à bien mes études...*

*Vos sacrifices et vos dévouements ne peuvent être qu'estimables et honorables ...*

*Vos conseils m'ont toujours guidé vers la voie de la réussite ...*

*Aucune lettre ne saurait former le mot adéquat...*

*Aucun mot ne saurait exprimer ma reconnaissance, ma gratitude et mon grand amour ...*

*A ma chère sœur Sara*

*Merci pour ton soutien moral ...*

*Merci pour nos moments de fou rire et de folie...*

*Mon attachement et mon amour pour toi sont sans égal*

*Que Dieu t'assiste dans ton parcours architectural...*

*A mon cher ami Moulay Ahmed*

*Aucune dédicace ne saurait être assez éloquente pour exprimer mon attachement pour toi...*

*Merci pour tes encouragements indéfinis...*

*A tous mes chers ami(e)s,*

*Merci pour votre compréhension et votre aide lors de mes moments d'angoisse ...*

*Je dédie ce modeste travail ...*

## Remerciements :

*Je remercie ...*

*... Toute personne ayant contribué de près ou de loin pour la réalisation réussie de ce projet de fin d'études.*

*Je remercie ...*

*... Mon professeur Monsieur Mohammed CHATTER, mon encadrant à l'INSEA, pour son aide précieuse et ses conseils absolus.*

*Je remercie ...*

*... Monsieur Ahmed BENKIRANE, responsable de la gestion des risques de marché au sein de la BMCE BANK, de m'avoir honoré en acceptant de diriger ce projet.*

*Je remercie ...*

*... Monsieur Abdeslam BENMOUNA, mon encadrant au sein de la BMCE BANK, pour son temps précieux qu'il a su partager avec moi, pour les clarifications qu'il a su m'apporter et pour tous les conseils qu'il a sus me prodiguer.*

*Je remercie ...*

*... Monsieur Ahmed DOJANI pour l'intérêt qu'il a porté à ce travail en acceptant d'être parmi les membres du jury.*

*Je remercie finalement ...*

*... Le corps professoral de l'INSEA pour la formation sans égal qu'il nous offre.*

## **Résumé :**

*« Un marché est la combinaison des comportements de milliers de personnes répondant aux informations, à la désinformation et à leurs caprices. »*

***Kenneth Chang, Journaliste américain***

Les institutions financières affrontent toujours un risque, qui est la source du danger, lorsqu'elles investissent dans les marchés financiers. Elles essaient alors de se prémunir contre ce danger par tous les moyens dont elles sont dotées. Par conséquent, les organismes de surveillance exigent des institutions de développer divers outils afin de pallier les effets du risque de marché. La Value at Risk ou la valeur à risque (VaR) est devenue une mesure de risque de référence dans le cadre des nouvelles normes bâloises. C'est une mesure indispensable pour les gestionnaires du risque de marché dont la vocation est de suivre quotidiennement le risque des portefeuilles de négociation des sociétés de gestion d'actifs. Toutefois, les méthodes de mesure de la VaR sont innombrables, dont l'utilisation est assujettie à plusieurs critères. Ce projet met en relief les modèles de calcul de la VaR les plus utilisés par les institutions qui s'y soumettent, notamment la VaR historique, la VaR paramétrique et la VaR Monte-Carlo, et d'évaluer par la suite la validité et le degré de précision de la VaR historique, vu que c'est la mesure du risque standard la plus répandue, à l'aide du Backtesting et du Stress testing. En plus, un modèle plus complexe est créé pour répondre à un problème particulier posé par la non-normalité des variables de marché. En dernier lieu, le traitement du risque spécifique prendra place en ayant recours au modèle de Merton.

### **Mots-Clés :**

Risque de marché, VaR, normes bâloises, portefeuilles de négociation, la VaR historique, la VaR paramétrique, la VaR Monte-Carlo, Backtesting, Stress testing, la non-normalité des variables de marché, risque spécifique & modèle de Merton.

**Table des matières :**

<b><i>Dédicace</i></b> .....	<b>3</b>
<b><i>Remerciements</i></b> .....	<b>4</b>
<b><i>Résumé</i></b> .....	<b>5</b>
<b><i>Liste des tableaux</i></b> .....	<b>10</b>
<b><i>Liste des figures</i></b> .....	<b>12</b>
<b><i>Liste des abréviations</i></b> .....	<b>14</b>
Partie I : Principes fondamentaux de la gestion des risques .....	17
Chapitre 1 : Réglementations Bâle I, II & III.....	18
1. Aperçu historique : focus sur le comité Bâle : .....	18
1.1. L'accord Bâle I : .....	18
1.2. L'accord Bâle II : .....	20
1.2.1. Pilier I : L'exigence minimale de fonds propres EFP : .....	20
1.2.2. Pilier II : La procédure de surveillance de la gestion des fonds propres : .....	21
1.2.3. Pilier III : La discipline du marché : .....	22
1.3. L'accord Bâle III : .....	22
1.3.1. Pilier I : Exigences de fonds propres : .....	23
1.3.2. Pilier II : Gestion et surveillance des risques : .....	25
1.3.3. Pilier 3 : Discipline de marché : .....	25
1.3.4. Bâle III au Maroc : .....	26
Chapitre 2 : Le risque de marché.....	27
1. Risque de marché : .....	27
1.1. Définition : .....	27
1.2. Le portefeuille de négociation : .....	27
1.3. Les facteurs de risque : .....	28
2. Mesure de risques : .....	29
2.1. Objectifs de la mesure de risques : .....	29
2.2. Définition mathématique : .....	29
3. Mesure du risque de marché : approches réglementaires .....	30
2.1. Approche standard : .....	30
2.2. Approche interne : .....	30
Partie II : Traitement du risque général.....	32
Chapitre 1: Approche interne « Value at Risk ».....	33
1. La Value at Risk (VaR): .....	33

1.1. Définition :.....	33
1.2. Contexte d'utilisation de la VaR : .....	33
1.3. Propriétés de la VaR:.....	33
1.4. Formalisation mathématique : .....	34
1.5. VaR comme mesure de risque :.....	37
2. Expected Shortfall:.....	37
Chapitre 2 : Méthodes de calcul de la Value at Risk.....	39
1. Approche historique de la Value at Risk : .....	39
1.1. Présentation de l'approche :.....	39
1.2. Démarche théorique de l'approche historique : .....	39
1.3. Avantages et limites de l'approche historique : .....	39
2. Approche paramétrique pour le calcul de la Value at Risk : .....	40
2.1. Hypothèses de l'approche paramétrique :.....	40
2.2. Méthodologie de base : .....	41
2.3. Avantages et limites de l'approche paramétrique :.....	42
3. Approche Monte-Carlo pour le calcul de la Value at Risk :.....	43
3.1. Hypothèse de base de l'approche Monte-Carlo :.....	43
3.2. Méthodologie de base : .....	43
3.3. Avantages et limites de l'approche Monte-Carlo : .....	44
Chapitre 3 : Application de la VaR à un portefeuille d'actions : .....	46
1. Présentation des données relatives au portefeuille d'actions :.....	46
2. Application de la VaR historique au portefeuille d'actions :.....	46
2.1. Vérification de l'hypothèse de calcul de la VaR historique : .....	46
2.2. Calcul de la VaR historique du portefeuille des actions :.....	47
2.3. Contribution au risque : la VaR marginale .....	49
3. Application de la VaR variance-covariance pour le portefeuille d'actions :.....	49
3.1. Vérification de l'hypothèse de calcul de la VaR paramétrique : .....	49
3.2. Calcul de la VaR paramétrique du portefeuille des actions :.....	50
4. Application de la VaR Monte-Carlo pour le portefeuille d'actions :.....	51
4.1. Vérification de l'hypothèse de calcul de la VaR Monte-Carlo :.....	51
4.2. Calcul de la VaR Monte-Carlo du portefeuille des actions : .....	52
Chapitre 4 : Application de la VaR à un portefeuille d'obligations.....	56
1. Présentation du portefeuille obligataire : .....	56
1.1. Aperçu sur le marché obligataire marocain : .....	56
1.2. Définition de l'obligation :.....	56
1.3. Les différents types d'obligations :.....	57
1.4. Modes de remboursement des obligations :.....	58

1.5. Caractéristiques des emprunts obligataires :.....	58
1.6. Description du portefeuille obligataire étudié : .....	59
2. Application de la VaR historique au portefeuille obligataire : .....	59
2.1. Valorisation des obligations :.....	60
2.1.1.L’interpolation linéaire :.....	60
2.1.2.La transformation des taux : .....	61
2.1.3.Construction des taux Zéro Coupon par la méthode de BootStrapping : .....	61
2.2. Vérification de l’hypothèse de la VaR historique : .....	64
2.3. Calcul de la VaR historique du portefeuille obligataire :.....	64
3. Application de la VaR paramétrique au portefeuille obligataire : .....	66
3.1. Vérification de l’hypothèse de la VaR paramétrique :.....	67
3.2. Calcul de la VaR paramétrique du portefeuille obligataire :.....	67
4. Application de la VaR Monte-Carlo au portefeuille obligataire :.....	70
4.1. Vérification de l’hypothèse de la VaR Monte-Carlo : .....	70
4.2. Calcul de la VaR Monte-Carlo du portefeuille obligataire : .....	71
Chapitre 5 : Validation de la VaR : Backtesting .....	74
1. Présentation de la notion de backtesting :.....	74
1.1. Description du backtesting :.....	74
1.2. Démarche à suivre :.....	74
1.3. Interprétation du résultat du test :.....	74
2. Tests relatifs au backtesting : .....	75
2.1. Tests unilatéraux : .....	75
2.2. Test de couverture non-conditionnelle : Test de KUPIEC.....	76
2.2.1.Introduction : .....	76
2.2.2.Formulation mathématique :.....	76
2.3. Test de concentration : Test de Christoffersen.....	77
2.3.1.Introduction : .....	77
2.3.2.Formulation mathématique :.....	77
3. Application du backtesting au portefeuille d’actions : .....	78
Chapitre 6 : Stress Testing.....	80
1. Présentation de la notion du stress testing : .....	80
2. La Value-at-Risk stressée SVar:.....	81
2.1. Définition : .....	81
2.2. Les paramètres de la VaR stressée : .....	81
2.3. Application de la stressed VaR au portefeuille d’actions : .....	81
Chapitre 7 : Modélisation de la non-normalité des variables de marché .....	83
1. Introduction :.....	83

2. Présentation du modèle GARCH et prévision de la Value-at-Risk :.....	84
3. Application du modèle GARCH au portefeuille d’actions :.....	86
Partie III : Traitement du risque spécifique.....	90
Chapitre 1 : Présentation du modèle de Merton .....	91
1. Définition du risque spécifique :.....	91
2. Risque général Vs risque spécifique :.....	91
3. Présentation du modèle de Merton : .....	93
3.1. Hypothèses du modèle : .....	93
3.2. Formulation mathématique du modèle de Merton :.....	93
3.3. Estimation de la valeur des actifs de l’entreprise par une évaluation financière :.....	95
3.3.1.Estimation de la volatilité implicite :.....	95
3.3.2.La méthode de Newton-Raphson : .....	95
4. Distance au défaut :.....	96
4.1. Définition de la distance au défaut :.....	97
4.2. Les limites de la distance au défaut :.....	97
5. La probabilité de défaut : .....	98
6. Expected Default Frequency :.....	99
Chapitre 2 : Application du risque spécifique.....	101
1. Evaluation du risque spécifique pour le Groupe ADI :.....	101
2. Evaluation du risque spécifique pour la Samir : .....	104
<b>Conclusion.....</b>	<b>108</b>
<b>Annexes.....</b>	<b>109</b>
<b>Bibliographie.....</b>	<b>120</b>

## Liste des tableaux :

Tableau 1 : Composition du portefeuille des actions.....	46
Tableau 2 : Valeur de l'action en MAD pour chaque émetteur.....	47
Tableau 3 : Calcul de la VaR historique à un horizon h et au seuil de confiance $\alpha$ pour un portefeuille d'actions.....	48
Tableau 4 : Résultat du test de la normalité des rendements arithmétiques des actions.....	50
Tableau 5 : Rendement moyen des cours de chaque émetteur.....	50
Tableau 6 : Calcul des paramètres utilisés pour le calcul de la VaR.....	51
Tableau 7 : Calcul de la VaR paramétrique à un horizon h et au seuil de confiance $\alpha$ pour un portefeuille d'actions.....	51
Tableau 8 : Vecteur des rendements logarithmiques moyens des cours des actions.....	52
Tableau 9 : Matrice de la décomposition de Cholesky des actions.....	53
Tableau 10 : Simulation d'une série de 10 000 nombres pseudo aléatoires qui suivent une loi normale (0,1).....	53
Tableau 11 : Matrice des rendements logarithmiques simulés.....	54
Tableau 12 : Extrait de la matrice des cours simulés des actions.....	54
Tableau 13 : Extrait des P&L des cours simulés.....	55
Tableau 14 : Caractéristiques des obligations composant le portefeuille étudié.....	59
Tableau 15 : Taux moyens pondérés correspondants à la date de valorisation.....	63
Tableau 16 : Valorisation du BDT de ADJ au 28/02/2017.....	64
Tableau 17 : Extrait du calcul des P&L relatifs à la VaR historique du portefeuille obligataire.....	65
Tableau 18 : Classement des P&L relatifs à la VaR historique du portefeuille obligataire par ordre décroissant.....	66
Tableau 19 : Calcul de la VaR historique et l'Expected Shortfall pour le portefeuille obligataire.....	66
Tableau 20 : Vecteur des rendements moyens des taux zéro-coupon.....	67
Tableau 21 : Calcul de la durée restante annuelle et la valeur actuelle de chaque flux obligataire.....	68
Tableau 22 : Calcul des flux financiers des ténors par la méthode du mapping.....	69

<b>Tableau 23 : Simulation de nombre pseudo aléatoires suivant une loi normale (0,1).....</b>	<b>70</b>
<b>Tableau 24 : Matrice de Cholesky des rendements historiques des taux zéro-coupon.....</b>	<b>71</b>
<b>Tableau 25 : Extrait des valeurs pseudo aléatoires des rendements simulés.....</b>	<b>71</b>
<b>Tableau 26 : Vecteur des rendements moyens des taux zéro-coupons correspondants à chaque maturité.....</b>	<b>72</b>
<b>Tableau 27 : Calcul des taux zéro-coupon simulés.....</b>	<b>72</b>
<b>Tableau 28 : Extrait des P&amp;Ls relatifs au calcul de la VaR Monte-Carlo.....</b>	<b>73</b>
<b>Tableau 29 : Calcul de la VaR Monte Carlo et l'Expected Shortfall Monte - Carlo.....</b>	<b>73</b>
<b>Tableau 30 : Régions d'acceptation du test de Kupiec.....</b>	<b>76</b>
<b>Tableau 31 : Estimation de la VaR sous un stress test hypothétique.....</b>	<b>80</b>
<b>Tableau 32 : Aperçu sur les données de ADI utilisées pour le calcul de la DD.....</b>	<b>101</b>
<b>Tableau 33 : Extrait du calcul de la distance au défaut du Groupe ADI.....</b>	<b>102</b>
<b>Tableau 34 : Extrait du calcul de la fréquence au défaut EDF du Groupe ADI.....</b>	<b>104</b>
<b>Tableau 35 : Extrait des données utilisées pour l'évaluation du risque spécifique de la Samir.....</b>	<b>105</b>
<b>Tableau 36 : Estimation de la distance au défaut pour la Samir.....</b>	<b>106</b>
<b>Tableau 37 : Extrait des EDF calculées pour les 10 ténors standards.....</b>	<b>107</b>

**Liste des figures :**

**Figure 1 : Méthodes de calcul des EFPs selon le type du risque..... 21**

**Figure 2 : Les trois piliers de l'accord Bâle III..... 23**

**Figure 3 : Représentation de la VaR à partir de la fonction de répartition des gains..... 35**

**Figure 4 : Représentation de la VaR à partir de la fonction de densité des gains..... 36**

**Figure 5 : Représentation de la VaR à partir de la fonction de répartition des pertes..... 36**

**Figure 6 : Représentation de la VaR à partir de la fonction de densité des pertes..... 36**

**Figure 7 : Représentation de la distribution des P&L, VaR et ES..... 38**

**Figure 8 : Schéma représentant le contrat d'une obligation entre le prêteur et l'emprunteur..... 57**

**Figure 9 : Schéma représentant les coupons versés annuellement jusqu'à la date d'échéance..... 57**

**Figure 10 : Schéma représentant la méthode du BooStrapping entre  $t_0$  et  $t_1$ ..... 62**

**Figure 11 : Courbe représentant les taux de rendement in fine et les taux zéro coupon par maturité..... 63**

**Figure 12 : Output du test ADF appliqué à la série des taux ZC de maturité 13 semaines..... 64**

**Figure 13 : Représentation de la VaR historique journalière et des P&Ls constatés..... 78**

**Figure 14 : Output du test ADF relatif au modèle de GARCH (1,1)..... 86**

**Figure 15 : Corrélogramme des rendements..... 86**

**Figure 16 : Estimation des paramètres du modèle AR (1)..... 87**

**Figure 17 : Corrélogramme des résidus du modèle AR (1)..... 87**

**Figure 18 : Output du test ARCH..... 88**

**Figure 19 : Output du modèle GARCH (1,1)..... 88**

**Figure 20 : Représentation du risque systématique et non systématique d'un portefeuille..... 92**

**Figure 21 : Organigramme représentant la méthode d'estimation de la volatilité implicite.....99**

**Figure 22 : Représentation de la probabilité de défaut d'un portefeuille.....100**

**Figure 23 : Représentation de la capitalisation et l'endettement net de l'entreprise..... 102**

<b>Figure 24 : Représentation de la capitalisation boursière et la distance de défaut de ADI.....</b>	<b>103</b>
<b>Figure 25 : Représentation des EDFs par ténor correspondants à la date du 06/07/2015.....</b>	<b>104</b>
<b>Figure 26 : Représentation de la capitalisation boursière et l’endettement net de la Samir.....</b>	<b>106</b>
<b>Figure 27 : Représentation de la capitalisation boursière et la distance au défaut de la Samir.....</b>	<b>107</b>

## Liste des abréviations :

- ✓ **ADF** : Augmented Dickey Fully
- ✓ **ADI** : Alliances Développement Immobilier
- ✓ **AR**: AutoRegressif
- ✓ **ARCH**: AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity
- ✓ **BAM** : Bank Al Maghrib
- ✓ **BDT** : Bon De Trésor
- ✓ **BMCE** : Banque Marocaine du Commerce Extérieur
- ✓ **DD** : Distance au Défaut
- ✓ **EDF** : Expected Default Frequency
- ✓ **EFP** : Exigences de Fonds Propres
- ✓ **ES**: Expected Shortfall
- ✓ **GARCH**: Generalized AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity
- ✓ **VaR**: Value at Risk
- ✓ **MEDAF** : Modèle d'Evaluation des Actifs Financiers
- ✓ **MMAD** : Million de Dirham MArocaïn
- ✓ **TMP** : Taux Moyen Pondéré
- ✓ **TZC** : Taux Zéro Coupon

## **Introduction :**

Ces dernières décennies, la gestion du risque a connu une évolution extrême poussant le métier du Risk Manager à prendre de la place au sein du monde de l'entreprise. L'équipe du Groupe Risque Marché de la BMCE BANK OF AFRICA a pour fonction de suivre le risque de marché des opérations financières initiées par les entités du Groupe tout en respectant des normes réglementaires telles que définies par l'autorité de tutelle, notamment la BAM, et l'application des saines pratiques de gestion des risques de marché définies au niveau international, notamment par les accords de Bâle.

Cette équipe essaie d'adopter des modèles statistiques de gestion du risque adaptés et en calculant quotidiennement divers indicateurs de risque permettant de valider la gestion de leurs fonds. Parmi ces indicateurs, la Value at Risk, devenue aujourd'hui une mesure de risque très populaire est suivie de près par les risk manager de la BMCE BANK.

Nous distinguons trois méthodes de calcul (historique, Variance-Covariance, Monte-Carlo) utilisées principalement pour estimer la distribution de pertes. Certes ces méthodes sont totalement différentes, toutefois elles ont en commun d'estimer la perte maximale de la valeur du portefeuille à partir des données du passé.

La méthode de calcul de la VaR retenue par le Groupe Risk Market de la BMCE BANK est la méthode historique car son atout est de ne pas être contrainte à des hypothèses préalables, d'être applicable à toute nature d'actif, contrairement à l'approche Variance-Covariance, et d'être simple à mettre en place contrairement à la méthode de Monte-Carlo. C'est pour cette méthode que nous allons appliquer un Backtesting et un Stress Testing.

Par conséquent, l'objet de ce mémoire consiste à élaborer un modèle de gestion des risques de marché selon les normes du comité de Bâle. Pour répondre à cette problématique, ce rapport sera organisé autour de trois parties. La première partie traitera la théorie des réglementations bâloises et l'ensemble des définitions, propriétés et les méthodes de mesure du risque.

La deuxième partie mettra en relief l'ensemble des étapes pratiques pour l'élaboration du modèle de gestion des risques de marché en implémentant ceci sous VBA Excel et étudiera également la problématique de la non-normalité des variations des variables de marché qui sera

traité sous Eviews. Pour La dernière partie, nous allons élaborer le modèle de Merton dans le cadre du traitement du risque spécifique tout en appliquant une analyse pratique sur deux entreprises du marché : Alliances Développement Immobilier et La Samir.

# **Partie I : Principes** **fondamentaux de la gestion** **des risques**

Nous présenterons dans cette partie les fondamentaux de la gestion du risque dans le cadre des réglementations bâloises et plus particulièrement les principales propriétés de la notion du risque de marché.

## **Chapitre 1 : Réglementations Bâle I, II & III**

### **1. Aperçu historique : focus sur le comité Bâle :**

Le 26 juin 1974, un directeur de la Banque d'Angleterre, Peter Cooke, propose une réunion des banques centrales et des superviseurs bancaires des pays du G10 (Allemagne, Belgique, Canada, Etats-Unis, France, Italie, Japon, Pays-Bas, Royaume Uni, Suède, Suisse). Ainsi, le Comité de Bâle est né et se réunit dorénavant à Bâle (Suisse) quatre fois par an, sous l'égide de la Banque des règlements internationaux (BRI).

Afin d'assurer la stabilité du système financier mondial et d'en promouvoir la régulation, le Comité de Bâle est amené à exercer différentes fonctions :

- Entretien des échanges d'information avec le secteur bancaire et les marchés internationaux de façon à identifier les risques existants ou émergents au sein du système financier mondial ;
- Améliorer la coordination des actions de régulation à l'échelle mondiale ;
- Etablir des normes, des standards techniques et des recommandations de supervision et de régulation du secteur bancaire au niveau international ;
- Assurer le suivi de la mise en œuvre de ces normes ou recommandations techniques auprès de ses pays membres ;
- Coopérer avec d'autres institutions internationales de régulation concourant à ces mêmes objectifs.

La réglementation prudentielle a considérablement évolué ces vingt dernières années sous l'impulsion des travaux du Comité de Bâle (Basel Committee on Banking Supervision, BCBS). Même si celui-ci n'a aucun pouvoir décisionnel, ses recommandations sont reprises par les autorités de tutelle des différents pays concernés. Le comité est aujourd'hui composé de représentants des autorités de supervision bancaire et de banques centrales de 27 pays développés ou émergents. Ses recommandations sont devenues « un standard prudentiel », adoptées par plus de 100 pays dans le monde.

#### **1.1. L'accord Bâle I :**

L'accord de Bâle de 1988 ou « Bâle I » a placé au cœur de son dispositif le ratio Cooke, imposant que le ratio des fonds propres réglementaires d'un établissement de crédit par rapport

à l'ensemble des engagements de crédit pondérés de cet établissement ne puisse pas être inférieur à 8% :

$$\text{Ratio Cooke} = \frac{\text{Total des fonds propres}}{\text{Risque de crédit}} \geq 8\% \quad (\text{I.1.1})$$

Cela signifie que lorsqu'une banque prête 100 MAD à un client, elle doit disposer d'un minimum 8 MAD de fonds propres et utiliser au maximum 92€ de ses autres sources de financement tels que dépôt, emprunts, financement interbancaire, etc.

L'accord définissait les fonds propres réglementaires et l'ensemble des engagements de crédit. En effet, au numérateur du ratio, les fonds propres réglementaires au sens large, outre le capital et les réserves (fonds propres de base), peuvent être inclus dans les fonds propres réglementaires les fonds propres complémentaires considérés comme du "quasi-capital", comme les dettes subordonnées (les dettes dont le remboursement n'intervient qu'après celui de toutes les autres dettes). Au dénominateur du ratio, pour les engagements de crédit, l'ensemble des engagements de crédit de la banque était visé, avec toutefois certains aménagements. Certains crédits étaient pondérés à des valeurs inférieures à 100% selon la nature et/ou le type du crédit ou de la contrepartie.

Il est rapidement apparu que Bâle I n'était qu'une étape sur le chemin de la régulation bancaire. Tout d'abord, la pondération des engagements de crédit était insuffisamment différenciée pour rendre compte des différents niveaux effectifs du risque de crédit. Ensuite, les années 1990 ont vu l'émergence d'un phénomène nouveau, à savoir l'explosion du marché des produits dérivés. Ceux-ci furent traités en 1996 dans l'Amendement à l'Accord de Bâle de 1988, imposant la prise en compte des risques de marché (risque de taux, risque de change, risque sur actions, risque sur matières premières) et des risques liés aux flux des postes du hors bilan et des produits dérivés. Ainsi, la formule du ratio Cooke devient :

$$\text{Ratio Cooke} = \frac{\text{Total des fonds propres}}{\text{Risque de crédit} + \text{Capital requis pour couverture du risque de marché}} \quad (\text{I.1.2})$$

## 1.2. L'accord Bâle II :

Le Nouvel Accord prudentiel de Bâle de 2004, ou « Bâle II », visait à mieux évaluer les risques bancaires et à imposer un dispositif de surveillance prudentielle et de transparence. Le ratio Cooke présentait une approche quantitative (la principale variable prise en compte au dénominateur du ratio était le montant du crédit distribué) : la qualité de l'emprunteur était négligée, et donc le risque de crédit qu'il représente.

Après 5 ans de consultations et 3 études d'impact successives, le Comité de Bâle a donc proposé un nouvel ensemble de recommandations, avec une mesure plus fine du risque de crédit, et a introduit dans le calcul, à côté des risques de crédit et de marché, les risques opérationnels.

Le dispositif repose sur trois piliers complémentaires :

- L'exigence de fonds propres.
- La procédure de surveillance prudentielle.
- La discipline de marché.

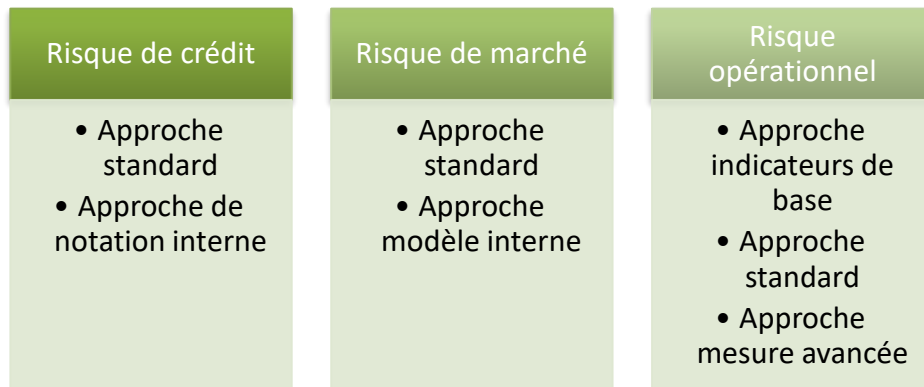
### 1.2.1. Pilier I : L'exigence minimale de fonds propres EFP :

Il s'agit toujours d'un ratio de solvabilité bancaire mais il est plus précis que le ratio Cooke parce qu'il prend en compte le risque plus ou moins élevé des différents prêts accordés par un établissement financier et fixe une limite à l'encours pondéré des prêts accordés par l'établissement financier en fonction de ses capitaux propres. Le niveau d'engagement des banques est ainsi limité par leur propre solidité financière. Ce ratio permet de mettre en place l'arbitrage prudentiel. Il affine l'accord Bâle I de 1988 et cherche à rendre les fonds propres cohérents avec les risques réellement encourus par les établissements financiers. Parmi les nouveautés, prenant en compte des risques opérationnels (fraude et pannes de système) et des risques de marché, en complément du risque de crédit ou de contrepartie.

On passe alors du ratio Cooke au ratio McDonough tel que :

$$\frac{\text{Ratio McDonough}}{\text{Total des fonds propres}} = \text{risques de crédits}(75\%) + \text{risques de marché}(5\%) + \text{risques opérationnels}(20\%) \quad (\text{I.1.3})$$

Il existe différentes méthodes pour le calcul des EFP selon le type des risques. La figure suivante résume ces méthodes-ci.



**Figure 1 : Méthodes de calcul des EFPs selon le type du risque**

**1.2.2. Pilier II : La procédure de surveillance de la gestion des fonds propres :**

Les stratégies financières des banques varient quant à la composition de l'actif et la prise de risques, ce qui fait que les banques centrales auront plus de liberté dans l'établissement de normes face aux banques, pouvant augmenter les exigences de capital là où elles le jugeront nécessaires. En fait, cette partie aide à examiner les principes essentiels de la surveillance prudentielle et comporte des recommandations concernant la gestion des risques ainsi que la transparence et les responsabilités prudentielles. Cette nécessité s'appliquera de deux façons :

- Validation des méthodes statistiques employées au pilier I (backtesting) où la banque devra prouver à posteriori la validité de ses méthodes définies à priori en fonction de ses données statistiques et cela sur des périodes assez longues (de cinq à sept ans). Elle devra en outre être capable de "tracer" l'origine de ses données.
- Test de validité des fonds propres en cas de crise économique où la banque devra prouver que sur ses segments de clientèle, ses fonds propres sont suffisants pour supporter une crise économique touchant l'un ou tous des secteurs.

En effet, la commission bancaire pourra en fonction de ces résultats imposer la nécessité de fonds propres supplémentaires.

### **1.2.3. Pilier III : La discipline du marché :**

Des règles de transparence sont établies quant à l'information mise à la disposition du public sur l'actif, les risques et leur gestion. Ses conséquences sont de trois ordres au niveau du pilier III :

1. Uniformisation des bonnes pratiques bancaires : Quelle que soit la banque et la réglementation qui la régit (droits nationaux), les pratiques doivent être transparentes et uniformisées.
2. La mise en place des bases pour ce calcul qui sont une puissante source de données de gestion, qui réconcilient les vues risques, comptables et financières.
3. Transparence financière : Enfin les analystes trouveront une lecture des portefeuilles de risque identique pour toute banque dans tous pays.

Ces recommandations sont traduites dans les législations des états membres. Les accords de Bâle sont actuellement appliqués dans plus d'une centaine de pays. L'accord de Bâle II est totalement appliqué dans l'Union Européen à partir du 1er janvier 2007.

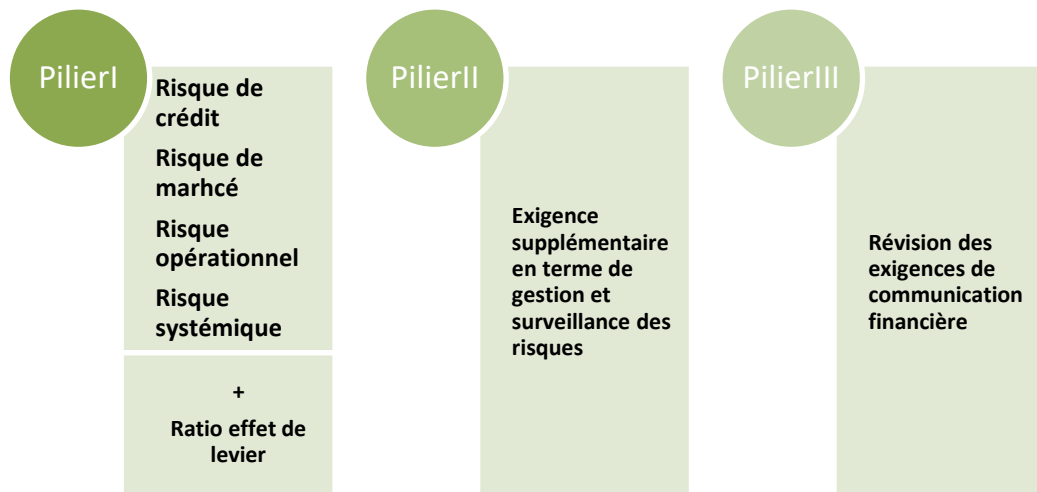
### **1.3. L'accord Bâle III :**

Les objectifs de la réforme de Bâle II, adoptée par le Comité de Bâle en 2004, étaient de renforcer la sécurité et la solidité du système financier en exigeant des établissements un niveau de capital approprié, déterminé grâce à une mesure plus fine des risques encourus et à une prise en compte des systèmes de gestion plus sophistiqués. La crise de 2008 et les faillites de plusieurs établissements financiers ont toutefois mis en évidence les lacunes de la réglementation bancaire en termes de couverture des risques. Le Comité de Bâle a ainsi décidé de lancer une nouvelle réforme, qualifiée de « Bâle III », qui prévoit plusieurs mesures visant à rendre les banques plus résilientes.

Suite à la crise financière de 2008, le comité de Bâle a renforcé le cadre réglementaire bancaire afin de sécuriser un secteur bancaire fragile par rapport à des marchés financiers incertains, volatiles et très interconnectés. Cette évolution souhaitée avait un objectif double : renforcer le secteur bancaire afin de renforcer l'économie dans son ensemble et prévenir toute nouvelle crise financière. Ainsi, le comité de Bâle s'est focalisé tout particulièrement sur la prise

en compte du risque de marché par une série d'amendements à l'accord de Bâle II dès juillet 2009, les règles d'encadrement du risque de marché ont été confirmées et complétées par la suite dans l'accord de Bâle III.

L'évaluation du risque de marché est une des pierres angulaires de la réforme. L'approche existante qui reposait sur la Value at Risk « générale » et la Value at Risk « spécifique » a été complétée par trois autres composantes qui permettent une prise en compte des événements extrêmes : la Value at Risk « stressée », l'« Incremental Risk Charge » (IRC) et la « Comprehensive Risk Measure » (CRM). Ce dernier accord repose principalement sur trois piliers que nous allons expliciter dans ce qui suit.



**Figure 2 : Les trois piliers de l'accord Bâle III**

### **1.3.1. Pilier I : Exigences de fonds propres :**

#### **✓ Amélioration des EFP :**

Bâle III vise à améliorer la qualité des fonds propres des établissements bancaires pour renforcer leur capacité à absorber des pertes. Les fonds propres sont décomposés en trois catégories :

- Le Tier 1 est décomposé lui-même en deux catégories le Core Tier One (noyau dur) et le Tier One.
- Le Core Tier 1 (appelé communément Common equity ou fonds propres durs) correspond à l'assiette la plus restrictive des Fonds propres (incluant capital et réserves).

- Le Tier one (ou Fonds Propres de base) inclut le capital, les réserves et certains titres hybrides (dette subordonnée)

La nouvelle réglementation est plus restrictive et de nombreux titres hybrides devront être retirés du Tier 1 et intégrés au Tier 2.

- Le Tier 2 (qui inclut l'ensemble des fonds propres complémentaires) a été harmonisé et incorpore notamment les titres hybrides qui ne font pas partie du Tier 1.
- Le Tier 3 : Les fonds propres appartenant au Tier 3 seront supprimés des fonds propres réglementaires. Ils sont actuellement utilisés pour couvrir les risques de marché.

La crise financière a souligné la nécessité pour le secteur bancaire de disposer d'une quantité croissante de fonds propres :

- La réglementation baloise impose actuellement un minimum Core Tier 1 de 2% qui sera augmenté à 4.5% avec Bâle III.
- Le ratio minimal de fonds propres Tier 1 est porté de 4 à 6% avec Bâle III.

Il est instauré deux coussins supplémentaires destinés à absorber les pertes durant les périodes de crise :

- Coussin de conservation (2,5%) : constitué d'éléments du Core Tier 1. Ce matelas a pour objectif de s'assurer que les banques puissent maintenir un niveau de capital minimum lors d'une récession économique.
- Coussin contre-cyclique (0 – 2,5%) : Ce coussin est mis en place à la demande du régulateur national afin de faire face au risque sectoriel en période de forte croissance de crédit. Ce ratio variable est fonction des variables macroéconomiques et doit être constitué de fonds propres Tier 1. L'application du coussin supplémentaire sera communiquée aux banques 12 mois avant sa prise d'effet et la diminution du coussin, s'appliquera immédiatement afin de ne pas pénaliser l'octroi de crédit.

Un autre coussin s'ajoute dont le niveau reste à définir est le coussin « Risque Systémique ». Il est envisagé pour les banques identifiées comme systémiques. Le ratio minimum de solvabilité de 8% est relevé à 10.5% incluant le coussin de protection. Il correspond à la somme Tier1 et Tier2.

### ✓ **Renforcement de la mesure du risque de marché :**

Le comité de Bâle a également instauré une série de réforme sur la mesure du risque de marché en réponse à la crise financière de 2007. La crise de 2007 a révélé une sous-estimation du risque mesuré par des modèles VaR en période de forte volatilité. Une exigence de fonds propres supplémentaire associée à une mesure de VaR stressée (SVaR) est exigée afin de corriger la procyclicité de la VaR.

En termes d'impact, la VAR stressée représente environ trois fois la VAR Actuelle. De plus une charge dite « incrémentale » additionnelle relative au risque spécifique de taux sur les produits dérivés de crédit vanilles du portefeuille de négociation est instaurée sous le terme « Incremental Risk Charge (IRC) »

#### **1.3.2. Pilier II : Gestion et surveillance des risques :**

Les nouvelles exigences s'articulent autour des points suivants :

- Traitement de la gouvernance et de la gestion des risques au niveau de l'établissement;
- Prise en compte du risque lié aux expositions hors bilan et aux titrisations ;
- Gestion de la concentration des risques ;
- Incitations à une meilleure gestion des risques et rendements sur le long terme ;
- Saines pratiques de rémunération ;
- Pratiques de valorisation ;
- Tests de résistance ;
- Normes comptables applicables aux instruments financiers ;
- Gouvernance d'entreprise ;
- Collèges prudentiels et contrôle de la liquidité ;

#### **1.3.3. Pilier 3 : Discipline de marché :**

Pour améliorer la discipline de marché, le comité de Bâle demande par ailleurs une meilleure communication sur le portefeuille de négociation et en particulier sur les périmètres des produits complexes, produits de titrisation et sur la responsabilité directe des véhicules hors bilan.

De plus les informations communiquées sur les fonds propres seront renforcées. Ainsi, le comité instaure une ventilation par secteur économique et géographique des actifs, ainsi qu'un système de notation interne et des allocations de fonds propres affectés aux différents risques. L'ensemble des éléments de fonds propres devra faire l'objet d'une déclaration, accompagnée d'un rapprochement détaillé avec les comptes publiés.

Enfin les banques auront pour obligation de publier certains éléments de rémunération et notamment le lien entre la performance et la prise de risques des établissements financiers.

#### **1.3.4. Bâle III au Maroc :**

La directive sur les fonds propres a commencé au Maroc le 1<sup>er</sup> Janvier 2014 et se terminera en 2019. En effet, les établissements ont, dans ce cadre, l'obligation de détenir des actifs liquides de haute qualité aptes à couvrir entièrement leurs sorties nettes de trésorerie sur une période de 30 jours, en cas de forte tension sur les liquidités. Il faut savoir que ces actifs doivent pouvoir être rapidement et facilement convertis en liquidités pour permettre à la banque de survivre au moins un mois. La mise en œuvre des mesures de Bâle III se fera graduellement, afin de ne pas bousculer les banques et, surtout, pour ne pas altérer la capacité des établissements à financer normalement l'économie.

Ainsi, les exigences augmenteront de 10 points chaque année pour atteindre 100% en juillet 2019. De même, la liste des actifs de haute qualité inclut une catégorie d'obligations sécurisées et de billets de trésorerie, dont une couche d'actifs figure également au numérateur pour le calcul du ratio minimum de liquidité, ainsi que des actions à la valeur du marché après une décote de 50% et qui ne doivent pas dépasser 40% du total des actifs liquides.

D'ici 2019, nous devons assister à une adaptation de la structure de refinancement des banques, à travers, par exemple, l'allongement des ressources des banques via les émissions obligataires, ainsi que la réduction de la récurrence des sorties nettes des ressources rémunérées.

## **Chapitre 2 : Le risque de marché**

### **1. Risque de marché :**

#### **1.1. Définition :**

JP Morgan définit le risque comme étant l'exposition à l'incertain. En particulier, le risque de marché est un risque lié aux variations des variables de marché. Autrement dit, un risque de perte qui peut résulter des fluctuations des prix des instruments financiers qui composent un portefeuille d'actifs ou éventuellement un passif.

En effet, d'après **l'article 96 du circulaire n° 8/G/2010 de la BAM**, les risques de marché sont définis comme les risques de pertes liés aux variations des prix de marché. Ils recouvrent :

- ✓ Les risques relatifs aux instruments financiers inclus dans le portefeuille de négociation :
  - Risque de taux d'intérêt
  - Risque de position sur titre de propriété
  
- ✓ Le risque de change et le risque sur produits de base encourus pour l'ensemble des éléments du bilan et de l'hors-bilan, autres que ceux inclus dans le portefeuille de négociation.

Par portefeuille de négociation, nous entendons les positions sur instruments financiers et produits de base détenues à des fins de négociation ou dans le but de couvrir d'autres éléments du portefeuille de négociation. Ces positions sont celles qui ont été prises en vue d'être cédées à court terme et/ou dans l'intention de tirer profit de mouvements de prix actuels ou escomptés à court terme, ou pour s'assurer des bénéfices d'arbitrages. Elles peuvent englober, par exemple, des positions pour compte propre, des positions liées à la négociation pour la clientèle et les activités de tenue de marché.

#### **1.2. Le portefeuille de négociation :**

Pour calculer leurs EFP, les établissements de crédit, sous la tutelle de la BAM, disposent d'un portefeuille de négociation constitué des positions sur instruments financiers et

produits de base, réévaluées quotidiennement. Nous pouvons distinguer les deux types de positions suivants :

- **Les positions détenues à des fins de négociation** : Ce sont les positions prises en vue d'être cédées à court terme et/ou dans l'intention de bénéficier de l'évolution favorable des cours à court terme et de figer des bénéfices.
- **Les positions détenues dans le but de couvrir d'autres éléments du portefeuille de négociation** : Ce sont les positions prises en vue de compenser, en totalité ou en grande partie, les facteurs de risques associés à ces éléments.

### 1.3. Les facteurs de risque :

Les variations de certains éléments donnent naissance au risque de marché. En effet, les données de marché génératrices de ce type de risque sont classées catégoriquement suivant les classes d'actifs :

- **Taux** :
  - taux monétaires, futures, taux de swap ...
  - Volatilités de caps, de swaptions...
- **Change** :
  - Cours de change, volatilités ...
- **Actions** :
  - Cours des actions, dividendes ...
  - Volatilités, corrélations ...
- **Matières premières** :
  - Spot, Futures ...
- **Crédit** :
  - Spreads de CDS (Credit Default Swap), corrélations temps de défaut
  - Volatilités d'options sur spread

A titre d'exemple, une obligation est classiquement rangée dans la catégorie des « instruments de taux », cependant une obligation libellée dans une devise différente de la devise de référence du portefeuille contribue également au risque de change. De plus une obligation "Corporate" est exposée au risque de dégradation de la notation de son émetteur, ce qui ajoute une composante "crédit" au risque.

## 2. Mesure de risques :

### 2.1. Objectifs de la mesure de risques :

La mesure de risques est utile voire nécessaire afin de :

- Suivre et gérer des risques ;
- Mesurer des performances ;
- Allocation optimale des fonds propres ;
- Etre conforme aux obligations réglementaires nationales (BAM) et internationales (comité Bâle) ;

### 2.2. Définition mathématique :

Une mesure de risque  $R$  est une fonction définie sur l'espace des variables aléatoires, et prenant ses valeurs dans  $\mathbb{R}$  :

- **Invariance en loi :**  $X = Y \Rightarrow R(X) = R(Y)$
- **Monotonie :**  $X \geq Y \Rightarrow R(X) \geq R(Y)$
- **Invariance par translation :**  $\forall k \in \mathbb{R} : R(X + k) = R(X) + k$
- **Homogénéité :**  $\forall \lambda \in \mathbb{R}^+, R(\lambda X) = \lambda \cdot R(X)$
- **Sous additivité :**  $R(X + Y) \leq R(X) + R(Y)$
- **Convexité :**  $\forall \beta \in [0, 1], R(\beta X + [1 - \beta]Y) \leq \beta \cdot R(X) + [1 - \beta] \cdot R(Y)$

Une mesure de risque est dite :

- **Monétaire** si elle est monotone et invariante par translation.
- **Convexe** si elle est monétaire et convexe.
- **Cohérente** si elle est monétaire, homogène et sous-additive.

Si  $R$  est une mesure de risque, nous définissons *la région de risques acceptables pour la mesure  $R$*  comme  $A = \{X, R(X) \leq 0\}$ . Réciproquement, si  $A$  est une région de risques acceptables, la mesure de risque induite  $R$  est  $R(X) = \inf \{m, X - m \in A\}$ . Par conséquent, si  $R$  est une mesure de risque monétaire alors  $R$  est convexe si et seulement si  $A$  est convexe.

### 3. Mesure du risque de marché : approches réglementaires

#### 2.1. Approche standard :

La méthode standard pour le risque de marché applique des critères stricts qui généralement ne permettent des compensations que lorsque les risques sont linéaires, égaux ou portant sur le même instrument et opposés. Dans le cas où les risques sous-jacents à une position sont non linéaires, comme c'est le cas pour les produits optionnels, ils peuvent être approximés par des risques linéaires permettant ainsi des compensations partielles ou totales. Enfin les expositions de titrisation subissent un traitement spécial, les positions sur les tranches ne peuvent pas être compensés par des risques linéaires. Chaque position nette, c'est-à-dire après application des critères de compensation, est soumise à une charge de capital basée sur un tableau de valeurs qui est la même pour toutes les banques. Pour les positions soumises à un risque de taux, ces valeurs dépendent de la notation d'une agence de notation.

#### 2.2. Approche interne :

En 1995, le comité de Bâle a permis aux banques de développer elles-mêmes des modèles évaluant le risque potentiel de pertes maximales. Ces modèles doivent toujours être soumis au contrôle des autorités mais surtout, le besoin en fonds propre résultant du modèle doit absolument être multiplié par un facteur compris entre 3 et 4.

Ces modèles doivent satisfaire à deux types de conditions :

- **Conditions qualitatives** : Il s'agit de s'assurer de l'existence d'une unité de gestion au sein de l'établissement, chargé d'évaluer le respect des limites de risques, de vérifier les résultats et la fiabilité du modèle et d'analyser impérativement les scénarios de crises.
- **Conditions quantitatives** : La prise en compte des risques doit reposer sur des hypothèses statistiquement imposées. Les modèles doivent en outre, prévoir l'agrégation par simple somme des risques potentiels de pertes maximales pour chaque catégorie de risques. Par ailleurs, une exigence de fonds propres supplémentaire est requise au cas où le modèle interne ne prendrait pas en

compte de manière adéquate le risque spécifique associé aux instruments dérivés de taux et d'actions.

L'emploi de modèles internes permet aussi d'estimer et d'étudier la stabilité des coefficients de corrélation des différents paramètres de marché. La mesure interne la plus adaptée par les agents sur le marché est la Value at Risk « VAR ». Ce processus fera l'objet de notre étude dans la deuxième partie.

## **Partie II : Traitement du** **risque général**

Dans cette partie, nous allons étudier le risque général du marché selon l'approche du modèle interne en traitant la VaR pour un portefeuille de négociation diversifié.

## **Chapitre 1: Approche interne « Value at Risk »**

### **1. La Value at Risk (VaR):**

#### **1.1. Définition :**

La Value-at-Risk est apparu, dans les années 90, en réponse à de nombreux désastres qui ont touché les marchés de capitaux à cette période. C'est une mesure de risque correspondant à la prédiction de la perte maximale de la valeur d'un portefeuille, dans des conditions normales de marché, pour un seuil de confiance et un horizon de détention donnés.

#### **1.2. Contexte d'utilisation de la VaR :**

La VaR a fait surface à cause de la problématique suivante : dans la théorie de diversification du portefeuille avancée par « Markowitz » à la fin des années 50, la mesure du risque incombait à la volatilité du portefeuille, mais cette valeur a vite montré ses faiblesses. En effet, cette mesure ne rend compte que du risque diversifiable quand seul le risque non diversifiable est rémunérateur. Durant les années 60, le modèle du MEDAF lui a succédé. Toutefois, ce modèle mono factoriel ne distingue qu'une seule source de risque, celui lié au portefeuille de marché, à travers le coefficient bêta qui prend, par contre, en considération le risque non diversifiable.

Le champ d'utilisation de la VaR permet d'évaluer les performances au risque, être adéquat au capital puisque la VaR donne une base rationnelle pour déterminer le capital qu'il faut mettre en réserve pour absorber les pertes non anticipées et choisir le placement qui offrira le rendement espéré le plus élevé pour un niveau de risque fixé.

#### **1.3. Propriétés de la VaR:**

Une hypothèse est largement adoptée : nous admettons que les variations de la valeur du portefeuille sur la période de l'horizon temporel ont une distribution normale. Par conséquent, la variation moyenne est supposée nulle.

Ces hypothèses simplifient le calcul de la VaR. En effet, la VaR devient proportionnelle à l'écart-type de la variation du portefeuille sur un horizon temporel donné pour un seuil de confiance X.

$$\mathbf{VaR = \sigma * \Phi^{-1}(X)} \quad \mathbf{(II.1.1)}$$

✓ **Horizon temporel :**

Le choix de l’horizon temporel dépend de la fin d’utilisation de la VaR. Il s’avère judicieux de calculer la VaR sur un horizon temporel d’un an ouvré. Toutefois, la VaR sur un horizon plus long risque de déformer l’information (prise en considération des faits historiques qui ne reflètent pas la réalité) , compte tenu de la composition du portefeuille. Cet horizon est également dicté par la profondeur des données du marché et de la régulation.

Si les variations de la valeur du portefeuille sont indépendantes et ont une distribution normale, de moyenne nulle, sur N jours successifs, alors nous calculons la VaR à N par la formule suivante :

$$\mathbf{VaR \text{ à } N \text{ jours} = VaR \text{ à } 1 \text{ jour} * \sqrt{N}} \quad \mathbf{(II.1.2)}$$

✓ **Seuil de confiance :**

Le choix du seuil de confiance pour le calcul de la VaR est très important puisque l’estimation de la VaR à un seuil de confiance élevé est difficile. Dans la pratique, la VaR est estimée sur base de niveau de confiance allant de 90% à 99%. Toutefois, du point de vue réglementaire, la commission de Bâle exige que la VaR soit calculée avec un niveau de confiance de 99% pour le cas des banques.

**1.4. Formalisation mathématique :**

Soit  $P = (P(t), 0 \leq t \leq T)$  un processus stochastique qui représente un portefeuille d’actif entre les périodes 0 et T. Notons  $P(0) = P_0$  la valeur du portefeuille à l’instant 0 et  $P(T) = P_T$  à l’instant T. Sur un horizon de longueur T, soit le gain ou la perte :

$$\begin{cases} P_T - P_0 \geq 0 & \text{si le portefeuille s'est valorisé} \\ P_T - P_0 < 0 & \text{si le portefeuille s'est déprécié} \end{cases}$$

Pour un seuil de confiance donné  $\alpha$ , la Value at Risk définie plus haut se formalise par :

$$\Pr[P_T - P_0 \leq \text{VaR}_\alpha] = 1 - \alpha \tag{II.1.3}$$

Ainsi, la VaR est la valeur absolue du quantile de la distribution au niveau  $\alpha$  des gains ou pertes du portefeuille sur un horizon de temps  $T$ .

$$\text{VaR}(X; \alpha) = x_\alpha \text{ où } P(X \leq x_\alpha) = \alpha$$

ou encore :

$$\text{VaR}(X; \alpha) = \inf\{x, P(X \leq x) \geq \alpha\} = F_X^{-1}(\alpha) = Q(\alpha) \tag{II.1.4}$$

✓ **Exemple concret :**

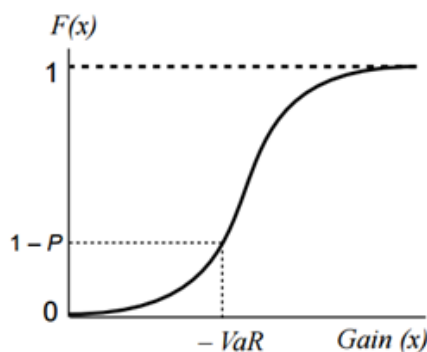
Soient :

- **P = 99 % : Seuil de confiance**
- **T = 10 jours : Horizon temporel**
- **V = 10 MMAD: Value at Risk**

Si la VaR sur le portefeuille de marché est de 10 MMAD au seuil de 99% sur une période de 10 jours, il y a 99% de chances que la perte subie n'excède pas 10 MMAD dans les 10 prochains jours.

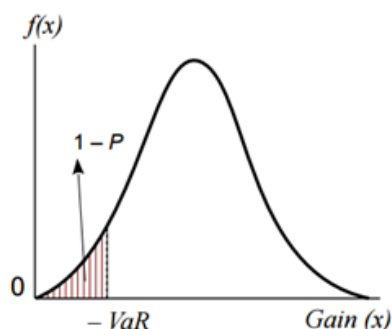
✓ **Représentation de la VaR à partir de la répartition/densité des gains :**

A partir de la distribution des gains sur horizon  $T$ , nous avons  $\Pr(\text{Gain} > -V) = P$ , c'est-à-dire  $\Pr(\text{Gain} \leq -V) = 1 - P$ , ce qui implique la  $\text{VaR} = \ll 100 \% - P \text{ quantile} \gg$  de la distribution des gains.



**Figure 3 : Représentation de la VaR à partir de la fonction de répartition des gains**

Source :Bibliographie [7]

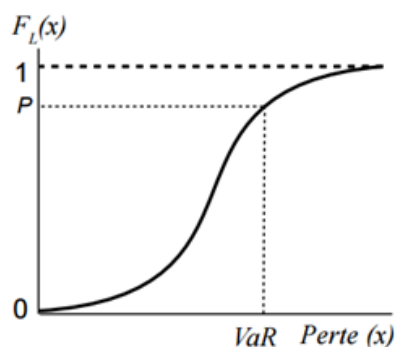


**Figure 4 : Représentation de la VaR à partir de la fonction de densité des gains**

Source :Bibliographie [7]

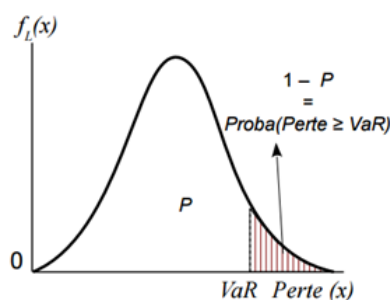
✓ **Représentation de la VaR à partir de la répartition/densité des pertes :**

A partir de la distribution des pertes sur un horizon T, nous avons  $Pr (Perte \leq V) = P$ . Alors, VaR = « P quantile » de la distribution des pertes. Si la distribution des pertes à un horizon T est  $F(x)$ , la VaR au seuil P est  $F^{-1}(P)$ .



**Figure 5 : Représentation de la VaR à partir de la fonction de répartition des pertes**

Source :Bibliographie [7]



**Figure 6 : Représentation de la VaR à partir de la fonction de densité des pertes**

Source :Bibliographie [7]

### 1.5. VaR comme mesure de risque :

Parmi les propriétés de la mesure de risques, cette mesure ne vérifie pas la propriété de *sous-additivité* : il peut arriver que la diversification conduise à une augmentation de la VaR, notamment dans le cas où les variables aléatoires ont des distributions à queues lourdes (moyennes infinies), ce qui peut s'avérer dangereux car contre-intuitif. Par conséquent, la VaR n'est pas une mesure cohérente. Cependant, dans le cadre de distributions elliptiques pour les risques, cette propriété est vérifiée et cette mesure est alors cohérente.

### 2. Expected Shortfall:

Dans le but de limiter les risques pris par les traders, l'expected shortfall fournit de meilleures incitations. On l'appelle également VaR conditionnelle ou perte de queue. La question posée par l'expected shortfall est la suivante : « En cas de dégradation de la valeur d'un portefeuille, quelle est la perte attendue ? »

Comme la VaR, l'Expected Shortfall, que nous allons noter ES, est une fonction de deux paramètres : T l'horizon temporel en jours et X le seuil de confiance. Elle correspond à la perte attendue sur T jours conditionnellement au fait que celle-ci soit supérieure au X quantile de la distribution. Par exemple, avec X=99 et T=10, l'expected shortfall correspond à la perte moyenne sur une période de dix jours sous l'hypothèse d'une perte supérieure au 99e centile. Mathématiquement, il s'agit de la quantité :

$$ES = E ( X / X > VaR ) \tag{II.1.5}$$

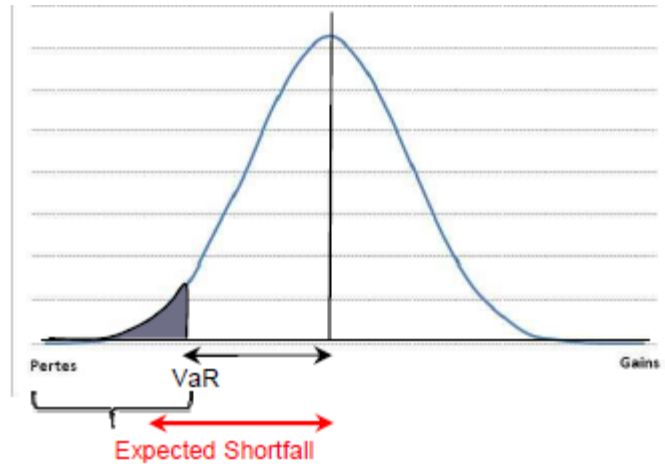
Où X suit la loi d'une perte quotidienne en termes de rendement.

Nous remarquons que :  $ES_q = VaR_q + E ( X - VaR_q / X > VaR_q ) \tag{II.1.6}$

Où  $E ( X - VaR_q / X > VaR_q )$  est la fonction d'excès en moyenne au seuil  $VaR_q$ , c'est-à-dire l'espérance de la distribution des excès de perte par rapport au seuil  $VaR_q$ .

Les propriétés de l'expected shortfall sont meilleures que celles de la VaR puisqu'elles encouragent, en particulier, la diversification et elle satisfait la condition de sous-additivité. Donc, l'ES est une mesure de risque cohérente. Un des inconvénients réside cependant dans la complexité et une compréhension moins aisée. Cette mesure est également plus difficile à tester

ex-post. Pour ces raisons, la VaR est devenue la mesure la plus populaire pour les régulateurs et les gestionnaires du risque.



**Figure 7 : Représentation de la distribution des P&L, VaR et ES**

Source : Bibliographie [13]

## **Chapitre 2 : Méthodes de calcul de la Value at Risk**

### **1. Approche historique de la Value at Risk :**

#### **1.1. Présentation de l'approche :**

L'approche de simulation historique d'estimation de la VaR est une méthode très utilisée en pratique. Certes, elle ne pose pas d'hypothèses sur la distribution des rendements du portefeuille. Toutefois, elle repose sur l'hypothèse de la stationnarité de ces rendements.

En effet, nous avons bien recours à un historique des prix des différents facteurs de risque, dans le but d'estimer la distribution de leurs variations. A partir de cette dernière, nous pouvons extraire le quantile relatif à la VaR pour un seuil de confiance donné.

#### **1.2. Démarche théorique de l'approche historique :**

La démarche typique de la simulation historique est définie comme suit :

1. Calcul de la valeur marchande du portefeuille.
2. Définition des données historiques correspondantes à une plage donnée (de préférence 2 ans).
3. Calcul des rendements du facteur de risque.
4. Valorisation du portefeuille à partir des rendements obtenus.
5. Extraction de la distribution de gains ou de pertes (P&L) en calculant les variations potentielles.
6. Classement des P&L et extraction de la VaR soit en calculant le centile de la distribution ou prendre la valeur absolue de la  $N*(1-\alpha)$  <sup>iième</sup> plus petite valeur telle que N est la taille de l'échantillon et  $\alpha$  est le seuil de confiance choisi.

#### **1.3. Avantages et limites de l'approche historique :**

L'avantage principal de la méthode historique c'est qu'elle présente une alliance entre la simplicité et la large application. En effet, la procédure du calcul est très simple à mettre en œuvre et fournit des résultats interprétables.

De surcroît, aucune hypothèse relative à la distribution des rendements ni à la linéarité entre les facteurs de risque et la valeur du portefeuille n'est prise en compte dans le calcul de la VaR historique.

De plus, cette méthode parvient à s'adapter à tout type de position dans le marché. Finalement, la simulation historique a un caractère non paramétrique, ce qui permet de ne pas estimer des paramètres implicitement présents dans l'historique des données.

Les limites de l'approche historique ne sont pas nombreuses. Cependant, l'application de cette méthode s'avère difficile pour un portefeuille de produits dérivés, néanmoins, une linéarisation par un développement limité fournit de bons résultats.

## **2. Approche paramétrique pour le calcul de la Value at Risk :**

### **2.1. Hypothèses de l'approche paramétrique :**

La méthode paramétrique ou méthode de variance-covariance a été introduite par JP Morgan avec son système *RiskMetrics*. Elle tire son nom du fait qu'elle mesure la VaR sur la base de l'estimation de la matrice "variances-covariances" des variations des facteurs de risque qui composent le portefeuille.

L'objectif de la méthode paramétrique est d'estimer la variance du portefeuille à partir de variances et de corrélations standardisées pour certaines échéances et certains produits. Cette étape supplémentaire de décomposition du portefeuille en facteurs de risques standards s'appelle le « *Mapping* ». A titre d'exemple, une position en obligation de maturité 2 ans sera décomposée en une position en zéro-coupon 1 an et une autre en position zéro-coupon 2 ans.

Pour les actions, ceci consiste simplement à écrire de la valeur du portefeuille en la moyenne pondérée des prix de chaque actif composant le portefeuille des actions. Cette méthode repose sur les hypothèses suivantes :

- La normalité de la distribution des facteurs de risque.
- La normalité de la distribution des pertes et profits.

- La stationnarité des prix ou des rendements de la position objet de l'estimation pour l'horizon retenu de calcul de la VaR.
- La linéarité de la relation entre les prix de ces positions et les facteurs de risque (mapping).

## 2.2. Méthodologie de base :

Soit  $P_t$  la valeur du portefeuille à la date  $t$ . Nous définissons la fonction des P&L d'un portefeuille, sur un horizon de  $h$  jours, telle la variation de la valeur de ce portefeuille entre la période  $t$  et la période  $t+h$ , tel que :

$$\Delta P_t = P_{t+h} - P_t \quad (\text{II.2.1})$$

Soit  $V_t = (V_t^1, V_t^2, \dots, V_t^n)$  le vecteur des valeurs de  $n$  actifs qui expriment la valeur du portefeuille à la date  $t$  par la relation suivante :

$$P_t = V_t^1 + V_t^2 + \dots + V_t^n \quad (\text{II.2.2})$$

Nous considérons également le vecteur des rendements des actifs :  $R_{t+h} = (R_{t+h}^1, R_{t+h}^2, \dots, R_{t+h}^n)$ , qui nous permet d'avoir une autre expression de la valeur du portefeuille à la date  $t+h$ , telle que :

$$P_{t+h} = V_t^1(1 + R_{t+h}^1) + V_t^2(1 + R_{t+h}^2) + \dots + V_t^n(1 + R_{t+h}^n) \quad (\text{II.2.3})$$

Nous pourrions conclure ainsi la variation du portefeuille entre  $t$  et  $t+h$  :

$$\Delta P_t = V_t^1 \cdot R_{t+h}^1 + V_t^2 \cdot R_{t+h}^2 + \dots + V_t^n \cdot R_{t+h}^n \quad (\text{II.2.4})$$

Cette variation peut être exprimée « matriciellement » de la façon suivante :

$$\Delta P_t = R_{t+h} \cdot V_t' \quad (\text{II.2.5})$$

avec  $V_t'$  le vecteur transposé des valeurs des actifs.

Nous savons que la VaR à un seuil de confiance donné et à un horizon  $h$  est donné par l'expression suivante :  $\Pr (\Delta P_t \leq - \text{VaR} (\alpha, h)) = \alpha$ . En remplaçant  $\Delta P_t$  par l'expression (II.2.5), nous obtenons :

$$\Pr (\mathbf{R}_{t+h} \cdot \mathbf{V}_t' \leq - \text{VaR} (\alpha, h)) = \alpha \quad (\text{II.2.6})$$

D'après les hypothèses, ci-dessus, sur les prix et les facteurs de risque, nous pourrions déduire que le vecteur des rendements à la date  $t+h$  suit une loi multi normale, de moyenne  $\mu$ , qui le vecteur des rendements moyens, et de variance  $\Sigma$ , qui est bien la matrice de variance-covariance des rendements, tel que :  $\mathbf{R}_{t+h} \sim N (\mu, \Sigma)$ . Par conséquent, la variation de la valeur du portefeuille suit également une loi normale de moyenne  $\mu \cdot \mathbf{V}_t'$  et de variance  $\mathbf{V}_t \Sigma \mathbf{V}_t'$ , tel que :

$$\mathbf{R}_{t+h} \cdot \mathbf{V}_t' \sim N (\mu \cdot \mathbf{V}_t', \mathbf{V}_t \Sigma \mathbf{V}_t') \quad (\text{II.2.7})$$

Ainsi, la formule (II.2.6) devient :  $\Pr \left( \frac{\mathbf{R}_{t+h} \cdot \mathbf{V}_t' - \mu \cdot \mathbf{V}_t'}{\sqrt{\mathbf{V}_t \Sigma \mathbf{V}_t'}} \leq \frac{- \text{VaR} (\alpha, h) - \mu \cdot \mathbf{V}_t'}{\sqrt{\mathbf{V}_t \Sigma \mathbf{V}_t'}} \right) = \alpha$  où :

$$\frac{\mathbf{R}_{t+h} \cdot \mathbf{V}_t' - \mu \cdot \mathbf{V}_t'}{\sqrt{\mathbf{V}_t \Sigma \mathbf{V}_t'}} \sim N (0,1).$$

Par conséquent, la VaR ( $\alpha, h$ ) est déduite comme suit :

$$\text{VaR} (\alpha, h) = Z_\alpha \cdot \sqrt{\mathbf{V}_t \Sigma \mathbf{V}_t'} - \mu \cdot \mathbf{V}_t' \quad (\text{II.2.8})$$

Où  $Z_\alpha = \Phi^{-1} (\alpha)$  telle que  $\Phi^{-1} (\alpha)$  est la fonction gaussienne standard inverse

### 2.3. Avantages et limites de l'approche paramétrique :

Parmi les atouts de cette approche, nous distinguons la simplicité de la procédure d'estimation, la gestion performante pour les portefeuilles linéaire dans des risques normaux et la possibilité d'ajustement au cours de l'horizon du calcul, ce qui rend cette méthode

potentiellement riche en informations. En ce qui concerne les limites, cette méthode suppose que les variations des facteurs de risque suivent une loi normale et utilise les propriétés statistiques de cette loi pour estimer la VaR. Or, cette hypothèse n'est pas vérifiée pour tous les instruments financiers, notamment les produits dérivés complexes, comme les options et la normalité conduit à la sous-estimation des événements rares. De plus, la stationnarité des rendements est limitée lorsqu'il s'agit du traitement des marchés instables, sachant que les volatilités et corrélations varient fortement lorsque les marchés sont perturbés, particulièrement quand l'horizon de temps est long.

### **3. Approche Monte-Carlo pour le calcul de la Value at Risk :**

#### **3.1. Hypothèse de base de l'approche Monte-Carlo :**

La méthode de Monte-Carlo a été introduite par le groupe bancaire « *Bankers Trust* ». Elle reprend la même démarche de la méthode historique. En revanche, il existe une différence au niveau de l'estimation de la distribution des facteurs de risque. En effet, au lieu de l'approcher par des scénarii passés, la simulation de Monte-Carlo se base sur un historique simulé via un processus à tirage aléatoire. Cette approche stochastique s'adapte à tout instrument financier, options comprises.

Le principe de cette méthode est fondé sur l'hypothèse suivante : « *les rendements simulés suivent une loi de distribution paramétrique connue (généralement une loi normale) dont nous estimons les paramètres à partir des données historiques* ».

#### **3.2. Méthodologie de base :**

D'après l'hypothèse de base de l'approche, nous attribuons aux rendements simulés une distribution normale dont la réalisation repose sur le fait de construire des vecteurs pseudo aléatoires dont la distribution est connue. Nous générons alors un échantillon de taille  $N$  de  $m$  vecteurs pseudo aléatoires, notés  $Z_1, Z_i, \dots, Z_m$ , suivant une loi multi normale standard à partir de la procédure « *Générer ()* » élaborée sous VBA Excel.

L'étape suivante consiste à calculer les rendements historiques des facteurs de risque, soit arithmétiques ou logarithmiques, dont on tire le vecteur des rendements moyens  $\mu$  et la

matrice de variance-covariance des rendements  $\Sigma$ . A partir de cette matrice, nous effectuons une décomposition de Cholesky. Autrement dit, nous cherchons une matrice triangulaire inférieure à partir d'une matrice symétrique définie positive, ce qui est bien le cas pour la matrice de variance-covariance (même si c'est une matrice semi-définie positive). Par conséquent, la matrice sera décomposée de la sorte :  $\Sigma = C.C'$  telle que «  $C'$  » est la matrice transposée de la matrice de Cholesky.

La matrice  $C$  aura la forme suivante :  $C = \begin{pmatrix} c_{11} & \cdots & c_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ c_{n1} & \cdots & c_{nn} \end{pmatrix}$ , où les coefficients sont

égaux à :

$$c_{ij} = \begin{cases} 0 & \text{pour } j > i \\ \sqrt{\sigma_{ii} - \sum_{k=1}^{i-1} c_{ik}^2} & \text{pour } j = i \\ \frac{1}{c_{ii}} (\sigma_{ii} - \sum_{k=1}^{i-1} c_{ik}c_{kj}) & \text{pour } j < i \end{cases}$$

Nous cherchons par la suite les rendements simulés à partir de la formule suivante :

$$\begin{pmatrix} R_1 \\ \vdots \\ R_m \end{pmatrix} = C \cdot \begin{pmatrix} Z_1 \\ \vdots \\ Z_m \end{pmatrix} + \mu, \text{ avec } \mu \text{ le vecteur des rendements moyens. Le vecteur des}$$

rendements simulés suit également une loi normale multinomiale.

Nous déterminons après les facteurs de risque simulés. Pour chaque scénario simulé, nous calculons la valeur du portefeuille puis sa variation avec la valeur réelle du portefeuille à la date de valorisation du portefeuille. Pour  $N$  simulations, nous aurons alors  $N-1$  variations, à partir desquelles nous allons extraire le quantile à  $\alpha\%$  de la distribution.

### 3.3. Avantages et limites de l'approche Monte-Carlo :

L'approche Monte-Carlo présente une panoplie d'avantages. Principalement, cette méthode permet que les facteurs de risque suivent un grand nombre de lois de probabilité et, peu importe les conditions du marché, elle est adaptée à toutes les positions. Elle traite aussi le problème de la non stationnarité des paramètres et utilise un modèle économétrique pour déterminer l'évolution des facteurs de risque au cours du temps.

Le principal inconvénient de cette méthode est la complexité de sa mise en œuvre. Elle nécessite, en effet, un effort important de recherche et de développement pour la modélisation des facteurs de risque, la validation de ce modèle ainsi que sa mise en place informatique. Ajouter à ceci, une mauvaise spécification des distributions peut causer un risque de modèle.

### **Chapitre 3 : Application de la VaR à un portefeuille d'actions :**

#### **1. Présentation des données relatives au portefeuille d'actions :**

Nous allons tout d'abord présenter les données, relatives au portefeuille d'actions, qui ont été utilisées pour appliquer les différentes méthodes de la VaR.

	<b>Emetteur</b>	<b>Quantité</b>	<b>Cours de l'action</b>	<b>valeur_action</b>
<b>ADH</b>	<b>Douja promotion addoha</b>	<b>51 515</b>	<b>48,50</b>	<b>2 498 477,50</b>
<b>ADI</b>	<b>Alliance developpement immobilier</b>	<b>16 509</b>	<b>175,00</b>	<b>2 889 075,00</b>
<b>ATL</b>	<b>ATLANTA</b>	<b>5 000</b>	<b>52,70</b>	<b>263 500,00</b>
<b>ATW</b>	<b>Attijariwafa bank</b>	<b>9 318</b>	<b>415,00</b>	<b>3 866 970,00</b>
<b>BCP</b>	<b>Banque centrale populaire</b>	<b>4 000</b>	<b>280,00</b>	<b>1 120 000,00</b>
<b>CMT</b>	<b>Compagnie minière touissit</b>	<b>954</b>	<b>1 530,00</b>	<b>1 459 620,00</b>
<b>CSR</b>	<b>Cosumar</b>	<b>20 091</b>	<b>355,00</b>	<b>7 132 305,00</b>
<b>LES</b>	<b>Lesieur</b>	<b>3</b>	<b>143,00</b>	<b>429,00</b>
<b>LHM</b>	<b>Lafargeholcim maroc</b>	<b>1 158</b>	<b>2 549</b>	<b>2 951 742,00</b>
<b>MNG</b>	<b>MANAGEM</b>	<b>3 284</b>	<b>1 143,00</b>	<b>3 753 612,00</b>
<b>RDS</b>	<b>Residences dar saada</b>	<b>3 800</b>	<b>190,60</b>	<b>724 280,00</b>
<b>RIS</b>	<b>RISMA</b>	<b>28 385</b>	<b>123,00</b>	<b>3 491 355,00</b>
<b>SLF</b>	<b>SALAFIN</b>	<b>3 263</b>	<b>850,00</b>	<b>2 773 550,00</b>
<b>TQM</b>	<b>Taqa morocco</b>	<b>450</b>	<b>800,00</b>	<b>360 000,00</b>
<b>WAA</b>	<b>Wafa ASSURANCE</b>	<b>1 816</b>	<b>4 745,00</b>	<b>8 616 920,00</b>

**Tableau 1 : Composition du portefeuille des actions**

*Source :Elaboré par l'auteur*

Notre portefeuille est composé de quinze actions appartenant à différents secteurs d'activités dans le but de réduire le risque diversifiable.

#### **2. Application de la VaR historique au portefeuille d'actions :**

##### **2.1. Vérification de l'hypothèse de calcul de la VaR historique :**

La vérification de l'hypothèse relative au calcul de la VAR historique, est basée sur la stationnarité du facteur de risque qui notamment dans ce cas le cours de l'action. Toutefois, cette hypothèse est rarement vérifiée. Afin de tester cette hypothèse, nous avons eu recours au test de la racine unitaire ADF. En effet, si l'hypothèse nulle relative à l'existence d'une racine unitaire est acceptée, alors la série est non stationnaire. Nous rejetons l'hypothèse nulle si la valeur absolue de la statistique obtenue est supérieure à la valeur critique de MacKinnon. Vu

que nous ne savons pas quel paramètre exogène à intégrer dans l'implémentation du test, nous l'effectuons alors sans ajouter ni constante ni un trend déterministe.

En appliquant le test ADF à notre portefeuille d'actions, nous remarquons qu'aucune série de cours des actions n'est stationnaire. Toutes les p-values sont supérieures à 1% ou bien les statistiques obtenues sont inférieures à la valeur critique.

## 2.2. Calcul de la VaR historique du portefeuille des actions :

En pratique, nous devons appliquer les différentes étapes, énoncées ci-dessus, pour calculer la VaR historique au seuil de 99% de notre portefeuille d'action au 28/02/2017.

De prime à bord, le cours des actions est le facteur de risque de notre portefeuille. Ensuite, nous devons déterminer la valeur de l'action qu'on obtient à l'aide de la formule suivante :

$$\text{Valeur de l'action} = \text{Cours de l'action} * \text{Nombre de titres de l'action} \quad (\text{II.3.1})$$

Emetteur	Valeur de l'action(MAD)
ADH	2 498 477,50
ADI	2 889 075,00
ATL	263 500,00
ATW	3 866 970,00
BCP	1 120 000,00
CMT	1 459 620,00
CSR	7 132 305,00
LES	429,00
LHM	2 951 742,00
MNG	3 753 612,00
RDS	724 280,00
RIS	3 491 355,00
SLF	2 773 550,00
TQM	360 000,00
WAA	8 616 920,00

**Tableau 2 : Valeur de l'action en MAD pour chaque émetteur**

Source :Elaboré par l'auteur

La valeur de notre portefeuille d'action est obtenue en sommant toutes les valeurs des actions qui composent notre portefeuille. Nous obtenons une valeur de **41 901 835 MAD.**

Nous avons choisi de faire la simulation sur un historique de **500** observations quotidiennes allant du **28/02/2017** au **24/02/2015**, autrement dit, une simulation sur deux années boursières<sup>1</sup>. Ce qui conduit à **499** scénarios possibles pour la variation des variables entre aujourd'hui et demain.

Nous calculons par la suite pour chaque scénario la variation de la valeur du portefeuille. Analytiquement, on note  $v_i$  la valeur d'une variable de marché au jour  $i$ . Il existe plusieurs méthodes pour estimer un scénario. Pour notre cas, le scénario  $n^o$  pour cette variable est défini par :

$$v_n \cdot \frac{v_i}{v_{i-1}} \tag{II.3.2}$$

Nous classons ensuite les pertes et les gains par ordre décroissant. La VaR estimée correspond à la perte au premier centile, défini par la sixième variation la plus défavorable. Nous sommes certains à 99% que la perte réalisée ne dépassera par la VaR. Le « plus mauvais » scénario est le 305. La VaR au seuil de 99% à un jour correspond à la perte selon le sixième « plus mauvais » scénario, soit **997 902 MAD**.

VaR(H, $\alpha$ )	Montant de la VaR	% de la valeur des actifs
VaR(1J,99%)	997 902	= 2,38%*V <sub>0</sub>
VaR(10J,99%)	3 155 644	= 7,53%*V <sub>0</sub>

**Tableau 3 : Calcul de la VaR historique à un horizon h et au seuil de confiance  $\alpha$  pour un portefeuille d'actions**

*Source :Elaboré par l'auteur*

Nous avons moins de 1% de chance de perdre, dans un horizon de 1 jour, plus **2,38%** de notre portefeuille et plus de **7.53%** dans un horizon de 10 jours.

L'expected shortfall à 99% relative à notre portefeuille est à la hauteur de **1 222 766 MAD**. Cette valeur est obtenue en faisant la moyenne des pertes qui dépassent la VaR historique.

### 2.3. Contribution au risque : la VaR marginale

Nous choisissons de calculer la VaR marginale au portefeuille d'actions en utilisant la méthode historique, vu que c'est la méthode classique la plus répandue et plus utilisée au sein de la banque.

En effet, la VaR marginale représente la contribution d'un actif au risque global du portefeuille VaR globale. Elle se calcul de la manière suivante :

$$VaR \text{ marginale du portefeuille} = - \frac{VaR \text{ globale du portefeuille (contenat l'actif } i)}{VaR \text{ sans l'actif } i}$$

Nous optons alors pour le calcul de la VaR marginale pour les actions de ADI, autrement dit, le calcul de la sensibilité de la VaR au montant investi dans cet actif.

Nous reprenons alors les étapes du calcul de la VaR historique mais cette fois-ci sans inclure les données relatives à l'actif ADI, nous obtenons une VaR pour un horizon de 1 jour et un seuil de confiance de 99% qui vaut : **947 531 MAD**.

En appliquant la formule (II.3.3), nous aboutissons à la valeur suivante de la VaR marginale : **-1.05**.

Ainsi, ADI pris isolément peut être une source importante de risque vu que la VaR élevé mais du point de vue du portefeuille, il réduit le risque global puisque la VaR marginale est négative et ce, en diversifiant partiellement voire même totalement le risque du reste du portefeuille.

### 3. Application de la VaR variance-covariance pour le portefeuille d'actions :

#### 3.1. Vérification de l'hypothèse de calcul de la VaR paramétrique :

De prime à bord, nous calculons les rendements arithmétiques pour notre portefeuille d'actions. La formule standard du rendement arithmétique s'exprime comme suit :

$$r_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (\text{II.3.4})$$

Où  $P_t$  est le cours d'une action à la date  $t$ .

Les rendements obtenus du **01/03/2016** au **28/02/2017** sont joints en annexe. Cette méthode suppose la normalité des rendements, hypothèse qui est rarement vérifiée. Toutefois, nous testons cette hypothèse en ayant recours au logiciel SAS.

	ADH	ADI	ATL	ATW	BCP	CMT	CSR	LES	LHM	MNG	RDS	RIS	SLF	TQM	WAA
Statistique du test de Kolmogorov-Smirnov	0,111195	0,09275	0,16683	0,13476	0,14231	0,16903	0,14683	0,1292	0,1605	0,13811	0,106052	0,1867	0,341477	0,138195	0,280517
p-value	<0.010	<0.010	<0.010	<0.010	<0.010	<0.010	<0.010	<0.010	<0.010	<0.010	<0.010	<0.010	<0.010	<0.010	<0.010

**Tableau 4 : Résultat du test de la normalité des rendements arithmétiques des actions**

Source : *Elaboré par l'auteur*

Nous remarquons que toutes les p-values sont inférieures au seuil critique de 1%. Par conséquent, nous rejetons l'hypothèse de la normalité des rendements arithmétiques des actions.

### **3.2. Calcul de la VaR paramétrique du portefeuille des actions :**

Ensuite, à partir des rendements obtenus, nous calculons le rendement moyen, vu que nous allons l'utiliser dans le calcul de la VaR, correspondant à chaque action. Nous aboutissons aux résultats suivants :

	ADH	ADI	ATL	ATW	BCP	CMT	CSR	LES	LHM	MNG	RDS	RIS	SLF	TQM	WAA
Rendement moyen $\mu$	0,00186881	0,00410544	0,00063563	0,00098052	0,0011474	0,00193757	0,00271326	0,00080773	0,00217649	0,00340028	0,00123425	0,00077477	0,00075085	0,00123159	0,0019143

**Tableau 5 : Rendement moyen des cours de chaque émetteur**

Source : *Elaboré par l'auteur*

L'étape suivante consiste à estimer la matrice de variance-covariance obtenue par la fonction « VarCov » développée sous VBA Excel. Les résultats obtenus sont en annexes.

Pour le calcul de la VaR, nous aurons besoin également du vecteur relatif aux valeurs des actions qui a été déjà introduit dans la partie concernant la VaR historique.

Après avoir rassemblé tous les paramètres nécessaires pour le calcul de la VaR paramétrique, nous procédons alors au calcul et nous obtenons le résultat suivant :

Paramètre	Valeur du paramètre
Z(99%)	2,33
$\mu * V_t'$	85 762,54
$\sqrt{V_t \Sigma V_t'}$	403 447,87

**Tableau 6 : Calcul des paramètres utilisés pour le calcul de la VaR**

Source : Elaboré par l'auteur

VaR(H, $\alpha$ )	Montant de la VaR	% de la valeur des actifs
VaR(1J,99%)	852 798 MAD	= 2,04%*V <sub>0</sub>
VaR(10J,99%)	2 696 784 MAD	= 6,44%*V <sub>0</sub>

**Tableau 7 : Calcul de la VaR paramétrique à un horizon h et au seuil de confiance  $\alpha$  pour un portefeuille d'actions**

Source : Elaboré par l'auteur

#### 4. Application de la VaR Monte-Carlo pour le portefeuille d'actions :

Premièrement, pour le même portefeuille d'actions, nous calculons les rendements logarithmiques correspondants aux cours quotidiens. L'expression des rendements logarithmiques est la suivante :

$$r_t = \log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad (\text{II.3.5})$$

Les rendements logarithmiques obtenus sont en annexes.

##### 4.1. Vérification de l'hypothèse de calcul de la VaR Monte-Carlo :

Nous vérifions si les rendements logarithmiques de chaque émetteur suivent une loi normale centrée réduite. Les résultats obtenus sont en annexes. Certes, l'hypothèse de base n'est pas vérifiée vu que toutes les p-values sont inférieures à 5%. Cependant, nous continuons le calcul de la VaR pour les actions par la méthode de Monte-Carlo.

## 4.2. Calcul de la VaR Monte-Carlo du portefeuille des actions :

Nous calculons par la suite les rendements moyens relatifs à chaque action. Nous obtenons le vecteur des rendements moyens représentés dans le tableau ci-dessous.

	ADH	ADI	ATL	ATW	BCP	CMT	CSR	LES	LHM	MNG	RDS	RIS	SLF	TQM	WAA
Rendement moyen $\mu$	0,00166331	0,00349731	0,00051358	0,00091432	0,00103804	0,00170107	0,00252148	0,00057025	0,0019769	0,00292597	0,0009903	0,00042506	0,0006695	0,00109117	0,00170276

**Tableau 8 : Vecteur des rendements logarithmiques moyens des cours des actions**

Source : *Elaboré par l'auteur*

Certes, les valeurs obtenues des rendements logarithmiques moyens sont très proche de la valeur nulle, nous pourrions alors les négliger. Cependant, effectuer un test statistique s'avère important. L'hypothèse du test est la suivante : **H0** :  $\mu = 0$  contre **H1** :  $\mu \neq 0$  où  $\mu$  est le vecteur du rendement moyen. Nous utilisons alors « la distance de Mahalanobis » afin de tester cette hypothèse. Cette distance s'exprime comme suit :

$$d = \mathbf{n} * (\boldsymbol{\mu} - \boldsymbol{\mu}_0)' \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\boldsymbol{\mu} - \boldsymbol{\mu}_0) \tag{I.3.6}$$

où :

- **n** est la taille de l'échantillon
- $\boldsymbol{\mu}$  est le vecteur des rendements moyens
- $\boldsymbol{\mu}_0$  est le vecteur qu'on cherche à tester, dans notre cas il est égale à 0
- $\boldsymbol{\Sigma}$  est la matrice de variance-covariance

Nous rejetons  $H_0$  si  $d > \chi^2(p, 1-\alpha)$  où  $1-\alpha$  est le seuil de confiance. Dans notre cas, nous obtenons  $d=10,71$ , sachant que  $n = 250$  et  $p = 15$ . Au seuil de 95%, nous avons, d'après la table statistique de la loi khi-deux,  $\chi^2(15, 95\%) = 24,9958$ , qui est bien supérieure à la valeur de la distance. Par conséquent, nous acceptons l'hypothèse nulle. Autrement dit, nous négligeons le vecteur des rendements moyens.

Ensuite, nous estimons la matrice variance-covariance en ayant recours également à la fonction « VarCov » que nous avons utilisée précédemment. Nous obtenons représentée la matrice ci-dessous.

Nous cherchons alors la matrice carrée qui donne la décomposition de Cholesky à travers la fonction « DecompositionCholesky » développée sous VBA Excel. Nous obtenons la matrice suivante.

	ADH	ADI	ATL	ATW	BCP	CMT	CSR	LES	LHM	MNG	RDS	RIS	SLF	TQM	WAA
ADH	0,020145067	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
ADI	0,010940428	0,032810002	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
ATL	0,002472181	0,001046728	0,015341337	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
ATW	0,003160425	6,75143E-06	-0,000331897	0,011014002	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
BCP	0,004879733	-0,00024587	-0,002019309	0,005346023	0,012713523	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CMT	0,001763673	0,001257402	0,000491081	0,001534395	0,00116219	0,021451032	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CSR	0,004025645	0,000671869	0,001178697	0,003676783	0,005043847	0,002401902	0,017657752	0	0	0	0	0	0	0	0
LES	0,006733001	0,00044244	-3,33553E-05	0,003038631	0,003683636	-0,000932381	0,000435877	0,020078782	0	0	0	0	0	0	0
LHM	0,004696667	0,000381342	0,002188028	0,003301956	0,003278033	0,003681891	0,001755161	-0,001087759	0,018103075	0	0	0	0	0	0
MNG	0,002227091	0,003036795	0,000632329	0,003478283	0,001203861	0,007143287	0,002315423	0,001719802	0,000699133	0,029108122	0	0	0	0	0
RDS	0,008468908	0,000790059	-0,000676922	0,002436321	0,003660914	0,003315436	0,001611484	0,000566343	0,001085361	0,001453022	0,01940731	0	0	0	0
RIS	0,002748967	0,002375487	0,00048026	-0,00070171	0,001551947	-0,00063456	-0,00062397	-0,003352768	0,00093556	-0,000171748	0,00175299	0,025783069	0	0	0
SLF	0,001011696	0,000582656	0,000952791	0,000769124	-0,000581608	0,001539935	-0,00045017	0,00070056	-7,89812E-05	-0,001304452	0,00262122	0,000799427	0,012097547	0	0
TQM	0,003448049	-0,0006469	0,000237347	0,002467183	0,001028858	0,000257653	0,001615126	7,64954E-05	0,000806343	0,000977045	0,001391866	0,000306983	-0,000489139	0,015892159	0
WAA	0,004541653	-0,0008978	0,000173773	0,000427593	0,001652263	0,000165229	3,10477E-05	0,001478312	0,001546055	0,001189496	-0,00047371	-0,001488809	-0,001414414	0,001684034	0,01951792

**Tableau 9 : Matrice de la décomposition de Cholesky des actions**

Source : Elaboré par l'auteur

Pour procéder à une simulation Monte-Carlo, nous devons générer des nombres pseudo aléatoires. Cette étape a été réalisée grâce à une procédure développée sous VBA Excel. Nous avons alors généré une série de 10 000 nombres pseudo aléatoires qui suivent une loi normale centrée réduite.

	ADH	ADI	ATL	ATW	BCP	CMT	CSR	LES	LHM	MNG	RDS	RIS	SLF	TQM	WAA
1	1,70307632	-0,47828853	0,69396462	0,87642935	0,5741006	-0,74288865	0,46460224	-0,49537311	0,40960869	-0,46140525	1,2312499	-0,13351489	-0,91283706	-0,80133888	-1,22542916
2	-0,31063264	1,12586921	1,60536629	0,67834648	-0,94235313	0,20429593	0,75476046	0,32581709	0,532892	0,71549285	-0,97858898	1,31658742	0,77692071	-1,78042396	-1,55565131
3	-0,50127861	0,13806514	-1,91463731	-0,23597969	0,16294866	-1,06406785	-0,1621057	1,34682472	-1,18202122	0,08045826	-0,33126819	-1,5753126	-1,4224434	0,55183193	1,44764484
4	-0,31751788	-0,20915884	-1,54901075	-2,27697548	1,67386214	-0,16386472	-2,47364932	-0,1875909	-0,82842528	-0,11981935	1,25454473	-0,88490309	1,1863705	0,7338448	-1,07466481
5	-1,19465533	-0,38676941	1,09486364	0,30035894	0,39287523	-1,35135761	1,03686229	-0,53225015	1,60209091	-0,07675439	-0,91672518	-1,08056581	-0,94030937	0,72837287	0,23367517
6	-0,71619339	-1,14096742	-0,19316177	-0,46206362	-0,84291494	-1,82498497	0,16807628	0,12198689	0,84367053	0,35750538	0,75365488	-1,27378104	1,09856659	0,08413939	-1,33992797
7	-0,22127467	-0,2361834	0,6072747	-0,55721693	0,58094573	-1,90925015	-0,03247283	-0,27366472	0,04647967	0,13004314	-0,24620196	-0,16287614	-0,61803566	1,37260893	0,59814662
8	-0,04726896	-0,40719281	-0,4943025	1,54904	1,20911226	-0,73547882	0,19201629	0,23775121	0,90964468	2,93895991	0,97780452	-0,3072604	-2,08965558	2,07790169	-0,27742678
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
9 993	-0,54013033	1,17159853	0,94661687	0,87828229	0,16776308	0,3235399	-1,06114046	-0,1639103	-0,76623675	-0,45994993	-0,46093017	-0,37734259	-0,35735217	-0,05424448	-0,27660318
9 994	0,80956249	-0,34463698	0,70068744	1,39725644	-0,37120834	-0,05251952	-0,68720907	-0,78025286	-0,19426366	0,34111838	1,74688388	0,82575295	0,77992251	0,06659748	0,29934346
9 995	-1,55406845	0,05777752	1,65474102	0,39638038	-0,60870397	-0,92478731	-0,32519262	-0,03876221	0,65912303	-1,22080059	0,69886305	-2,02029686	-0,50778573	-0,98385759	0,39131406
9 996	-0,14881265	2,32368846	0,0884999	0,02273284	-0,85694515	3,0756972	1,53129918	-0,62335012	-0,57112774	1,29596399	1,90863292	-0,92930994	0,71500641	-1,33140798	0,76898469
9 997	1,18479586	0,03596695	-0,04674501	1,44115921	0,66315825	-0,63686418	0,08814218	0,11111999	-0,17480255	0,9766605	-1,19703946	0,60657794	0,5875213	0,4863514	0,36109533
9 998	-0,96686364	0,28005038	0,39763937	-1,37121943	-1,7437333	0,30546499	2,09921904	-0,57561635	-0,99875815	-0,29415596	0,20437755	-1,55233144	-0,37991395	-0,06185479	0,11912821
9 999	0,50283134	-1,22111668	-0,04579286	1,46015307	0,2587743	-0,05257682	-0,42086912	0,62686912	-0,48201547	-0,87253568	1,2655585	-0,80163882	0,41854307	-1,50073528	0,7378384
10 000	-0,3882376	-0,72499795	0,37682862	-0,2770953	0,38727568	-1,38539701	-1,35203778	-0,37397711	-1,04249226	0,45527342	-0,51893747	2,2795822	0,43513617	-1,29751354	-0,39963455

**Tableau 10 : Simulation d'une série de 10 000 nombres pseudo aléatoires qui suivent une loi normale (0,1)**

Source : Elaboré par l'auteur

L'étape qui suit consiste à calculer des rendements simulés qui suivront une loi normale multivariée (0, Σ), générés à partir des rendements logarithmiques. La formule qui donne les rendements simulés est la suivante :

$$r_{\text{simulés}} = Z * C \tag{II.3.7}$$

avec  $Z$  est la matrice des nombres pseudo aléatoires et «  $C$  » est la matrice obtenue par décomposition de Cholesky. Ci-dessous, un extrait de ces rendements simulés.

	ADH	ADI	ATL	ATW	BCP	CMT	CSR	LES	LHM	MNG	RDS	RIS	SLF	TQM	WAA
1	0,0352921	-0,01544531	0,00782951	0,01142315	0,00972332	-0,01379354	0,00878456	-0,01255298	0,00583539	-0,01266851	0,02073359	-0,00259374	-0,00891786	-0,01479867	-0,02391783
2	0,00017615	0,04749608	0,0302458	0,00299204	-0,01052119	0,00936519	0,01038922	0,00033278	0,00641472	0,01457517	-0,01638852	0,03633626	0,01247004	-0,03091455	-0,03036308
3	-0,01220283	-0,00506258	-0,03442285	-0,00230252	0,00133014	-0,03015557	-0,00213803	0,03474655	-0,02037986	0,00624785	-0,01283675	-0,0437394	-0,01952557	0,01120768	0,02825502
4	-0,02016825	-0,01147117	-0,03142292	-0,02325792	0,00657151	-0,00662837	-0,04230066	-9,5589E-05	-0,01571052	-0,00362173	0,02743634	-0,02004185	0,01551324	0,00985261	-0,02097522
5	-0,02527682	-0,01701864	0,01935597	0,01025157	0,0085021	-0,02422627	0,02151479	-0,0097155	0,02796606	-0,00116442	-0,02124704	-0,02873631	-0,01206223	0,01196893	0,00456085
6	-0,03172647	-0,03879541	-2,6115E-05	-0,00416818	-0,01032838	-0,02839879	0,00693862	0,00563921	0,01305874	0,0087755	0,01602492	-0,02994304	0,01514402	-0,00091933	-0,02615261
7	-0,00500778	-0,01175757	0,00747472	-0,00362478	0,00590987	-0,04089031	0,00190861	-0,00435884	0,00259312	0,00631434	-0,0050565	-0,00516268	-0,00899414	0,02282102	0,01167458
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
9994	0,0280521	-0,00690025	0,01004119	0,01354044	-0,00356067	0,00620708	-0,0099602	-0,01565378	-0,00015484	0,01172952	0,0373451	0,02148872	0,00897918	0,00156248	0,00584256
9995	-0,03288976	-0,00533213	0,02422495	-0,003221	-0,01055289	-0,02424805	-0,00639038	0,00372207	0,00979883	-0,03400619	0,00713571	-0,05338001	-0,0062152	-0,01497664	0,00763764
9996	0,03936355	0,08476978	0,00474715	0,00964255	0,00282516	0,08519346	0,02997307	-0,0039335	-0,00817214	0,03933714	0,03506913	-0,02494246	0,0082134	-0,01986395	0,01500898
9997	0,02800185	0,00326493	-0,00088024	0,01973865	0,00557285	-0,01090765	-0,00132863	0,00237192	-0,00230934	0,02672357	-0,02012208	0,01572082	0,00635893	0,00833727	0,00704783
9998	-0,03109839	0,00647544	0,00910897	-0,02111432	-0,01828107	0,00743414	0,03575529	-0,00575158	-0,01935242	-0,00742191	0,00010683	-0,04052393	-0,00473427	-0,00078239	0,00232513
9999	0,00787496	-0,04342375	-0,00492976	0,01369637	0,00360534	-0,00564636	-0,01007443	0,01628412	-0,0088148	-0,02455591	0,02181457	-0,02189331	0,0047538	-0,02260738	0,01440107
10000	-0,03207072	-0,01886385	0,00231962	-0,01697484	-0,00836309	-0,03610046	-0,02937513	-0,01391405	-0,01868303	0,0097959	-0,00655116	0,05931915	0,00646399	-0,02129329	-0,00780003

**Tableau 11 : Matrice des rendements logarithmiques simulés**

Source : Elaboré par l'auteur

Après avoir calculé les rendements simulés, nous calculons les cours simulés des actions

à travers la formule suivante :  $P_{\text{simulé}} = P_{\text{référence}} \cdot \exp(r_{\text{simulé}})$  (II.3.8) ; Où :

- $P_{\text{simulé}}$  : est le cours simulé de l'action
- $P_{\text{référence}}$  : est le cours de l'action à la date de valorisation (28/02/2017)
- $r_{\text{simulé}}$  : est le rendement simulé de l'action

Nous obtenons alors une matrice de 10000 lignes pour les 15 actions de notre portefeuille. Un aperçu du résultat se présente comme suit :

	ADH	ADI	ATL	ATW	BCP	CMT	CSR	LES	LHM	MNG	RDS	RIS	SLF	TQM	WAA
1	50,24	172,32	53,11	419,77	282,74	1 509,04	358,13	141,22	2 563,92	1 128,61	194,59	122,68	842,45	788,25	4 632,86
2	48,51	183,51	54,32	416,24	277,07	1 544,40	358,71	143,05	2 565,40	1 159,78	187,50	127,55	860,67	775,65	4 603,09
3	47,91	174,12	50,92	414,05	280,37	1 484,55	354,24	148,06	2 497,58	1 150,16	188,17	117,74	833,56	809,02	4 880,98
4	47,53	173,00	51,07	405,46	281,85	1 519,89	340,30	142,99	2 509,27	1 138,87	195,90	120,56	863,29	807,92	4 646,51
5	47,29	172,05	53,73	419,28	282,39	1 493,38	362,72	141,62	2 621,29	1 141,67	186,59	119,52	839,81	809,63	4 766,69
6	46,99	168,34	52,70	413,27	277,12	1 487,16	357,47	143,81	2 582,51	1 153,07	193,68	119,37	862,97	799,26	4 622,51
7	48,26	172,95	53,10	413,50	281,66	1 468,70	355,68	142,38	2 555,62	1 150,24	189,64	122,37	842,39	818,47	4 800,72
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
9994	49,88	173,80	53,23	420,66	279,00	1 539,53	351,48	140,78	2 548,61	1 156,49	197,85	125,67	857,67	801,25	4 772,80
9995	46,93	174,07	53,99	413,67	277,06	1 493,35	352,74	143,53	2 574,10	1 104,78	191,96	116,61	844,73	788,11	4 781,38
9996	50,45	190,48	52,95	419,02	280,79	1 666,06	365,80	142,44	2 528,25	1 188,86	197,40	119,97	857,01	784,27	4 816,75
9997	49,88	175,57	52,65	423,27	281,56	1 513,40	354,53	143,34	2 543,12	1 173,96	186,80	124,95	855,42	806,70	4 778,56
9998	47,01	176,14	53,18	406,33	274,93	1 541,42	367,92	142,18	2 500,14	1 134,55	190,62	118,12	845,99	799,37	4 756,05
9999	48,88	167,56	52,44	420,72	281,01	1 521,39	351,44	145,35	2 526,63	1 115,27	194,80	120,34	854,05	782,12	4 813,83
10000	46,97	171,73	52,82	408,01	277,67	1 475,75	344,72	141,02	2 501,82	1 154,25	189,36	130,52	855,51	783,15	4 708,13

**Tableau 12 : Extrait de la matrice des cours simulés des actions**

Source : Elaboré par l'auteur

Afin de calculer la VaR Monte-Carlo à notre portefeuille d'actions, nous appliquons les mêmes étapes de la VaR historique à ces cours simulés. En conséquence, nous obtenons le vecteur des P&L et nous en déduisons la VaR.

	ADH	ADI	ATL	ATW	BCP	CMT	CSR	LES	LHM	MNG	RDS	RIS	SLF	TQM	WAA	Valeur Portefeuille	P&L
1	0,96549346	1,06496442	1,02266942	0,99160433	0,97995903	1,02342897	1,00160595	1,01296913	1,00057949	1,02761818	0,96355847	1,0396977	1,02161826	0,98401328	0,99357548	42 216 455,45	- 314 619,95
2	0,98769733	0,94879866	0,93737802	0,99471943	1,01192183	0,96125	0,98755088	1,03501278	0,97356121	0,99170726	1,00355809	0,9230465	0,96851083	1,04302196	1,0603702	41 627 361,77	- 274 473,73
3	0,99206622	0,99361191	1,00300443	0,97926264	1,00525514	1,02380615	0,9606332	0,96575786	1,00468026	0,99017897	1,04109505	1,02398056	1,0356599	0,99864584	0,95196193	41 318 917,67	- 582 917,83
4	0,99490445	0,99446789	1,05209025	1,03407725	1,00193245	0,98255604	0,06589567	0,99042621	1,04464444	1,00246033	0,95248265	0,99134323	0,97280126	1,00211857	1,02586491	42 689 885,75	- 788 050,25
5	0,99357111	0,97845863	0,98080454	0,98568371	0,9813457	0,99583617	0,98552955	1,0154732	0,98520325	1,00998948	1,03797527	0,998794	1,02757971	0,98719444	0,96975341	41 461 314,12	- 440 521,38
6	1,02707883	1,02740669	1,00752904	1,00054355	1,01637081	0,98758617	0,99498262	0,99005176	0,98958895	0,99754187	0,97913924	1,02508994	0,97615084	1,02402439	1,03855174	42 324 413,66	- 422 578,16
7	1,03282279	1,00391225	0,98347483	1,04778091	1,02323515	1,05169646	1,01617208	1,01315213	1,01827947	1,08886173	1,02126348	0,99662665	0,98323261	1,00978166	0,98305582	42 594 530,17	- 692 694,67
8	0,97117636	1,03584092	1,02130581	0,95472999	0,94132957	0,98130367	0,96901491	1,00030578	0,96348145	0,90085297	0,98517556	0,98594748	1,04781159	0,96295285	1,02143148	41 214 120,31	- 687 715,19
9	1,02239046	0,9879538	0,9819296	0,9974135	1,02942249	1,01492149	1,00881734	0,98929328	1,05378834	1,0034848	1,01286831	1,03633578	0,97594519	1,01865159	0,98272098	42 124 964,68	- 223 129,18
10	0,9762868	0,96322714	1,0137575	0,98620012	1,00889857	0,99855316	0,98417623	0,97547502	0,99737457	0,94674307	0,98641897	1,0492205	1,00646921	0,98764901	1,01718607	41 697 536,17	- 204 299,33
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
9992	0,97912414	1,07341211	1,03182372	0,97099704	0,96658483	0,97770479	0,9497809	1,00798944	1,00452107	0,94819786	0,96838647	1,00611868	0,99026671	0,9753232	0,99504391	41 268 640,31	- 633 195,19
9993	1,03702314	0,95787021	0,99947365	1,01246549	1,00554529	1,0097151	1,01176983	0,98733507	1,01545261	1,0259701	1,04899562	1,03159721	1,01296786	1,00289453	1,0113047	42 448 335,62	- 546 500,12
9994	0,94087794	1,00156935	1,01428482	0,98337826	0,99303217	0,97000396	1,00357621	1,01956478	1,01000337	0,9552944	0,97024236	0,92786528	0,98492048	0,9835969	1,00179669	41 228 142,90	- 673 692,60
9995	1,0749276	1,0942858	0,98071067	1,01294663	1,01346794	1,11565481	1,03703269	0,99237366	0,98218954	1,07609993	1,02832722	1,02884576	1,0145332	0,99512461	1,00739858	43 311 053,75	- 1 409 218,25
9996	0,9887026	0,92172824	0,99438842	1,01014724	1,00275146	0,90837217	0,96918312	1,00632534	1,00588002	0,98746564	0,94630418	1,04150135	0,99814725	1,02860264	0,99207045	41 347 926,12	- 553 909,38
9997	0,94261228	1,00321567	1,01003926	0,95997026	0,97642834	1,01851103	1,03778011	0,99190941	0,98310134	0,96643091	1,02043491	0,94530774	0,9889681	0,9909218	0,99528844	41 459 169,91	- 442 665,59
9998	1,03974277	0,95132532	0,98605935	1,03542368	1,02212767	0,98700468	0,9552046	1,02228027	1,01059333	0,98301195	1,02194507	1,01880525	1,00953322	0,97841145	1,01214914	41 852 555,52	- 49 279,98
9999	0,96084163	1,02486398	1,00727572	0,96979438	0,9881029	0,97000496	0,98088437	0,97025324	0,9901803	1,03494865	0,97203279	1,08460131	1,00171165	1,00131495	0,97804353	41 760 827,75	- 141 007,75

**Tableau 13 : Extrait des P&L des cours simulés**

Source : Elaboré par l'auteur

Pour un horizon de 1 jour et pour un seuil de confiance de 99%, la VaR de Monte-Carlo est la valeur du 101<sup>ème</sup> pire scénario, soit une valeur de **1 259 518 MAD**.

## **Chapitre 4 : Application de la VaR à un portefeuille d'obligations**

### **1. Présentation du portefeuille obligataire :**

#### **1.1. Aperçu sur le marché obligataire marocain :**

Le marché obligataire, aussi appelé marché de la dette, est un marché financier qui répond aux besoins de financement des états et qui permet aux entreprises de trouver des sources de financement supplémentaires et aux particuliers d'investir dans du rendement, et ce, en achetant ou en vendant de la dette, c'est-à-dire en achetant ou en vendant des obligations. Le détenteur d'une obligation n'est pas un actionnaire comme c'est le cas pour l'action mais un créancier de l'institution qui l'a émise. L'émission d'un emprunt obligataire est donc une opération financière par laquelle l'Etat ou un organisme public ou privé émet des obligations en contrepartie des sommes empruntées. L'émetteur de l'obligation s'oblige à rembourser au détenteur de l'obligation le prêt à son échéance ainsi qu'à lui verser un intérêt, appelé coupon, sur la somme empruntée.

Au Maroc on dispose de deux catégories d'obligations en distinguant selon le type de l'émetteur :

- **Bons de trésors :** ce sont des emprunts obligataires émis par l'Etat pour couvrir son besoin de financement et rembourser sa dette publique.
- **Obligations émises par une entreprise privée :** une obligation émise par une société privée dans le but d'obtenir un financement pour une raison ou une autre. En général, les obligations d'entreprise offrent un rendement plus élevé que les obligations d'États.

#### **1.2. Définition de l'obligation :**

Une obligation est un titre de créance négociable. En effet, quand un investisseur achète une obligation, il prête en réalité une somme d'argent à l'émetteur de l'obligation et celui-ci contracte une dette. Par conséquent, l'émetteur (ou vendeur de l'obligation) est emprunteur et l'investisseur (ou acheteur de l'obligation) est créancier (prêteur). Ce créancier, qui est « épargnant » est donc détenteur d'un actif financier qu'il peut négocier (vendre) sur le marché financier à tout moment. C'est cette négociabilité imposée par la loi qui distingue l'obligation

des autres emprunts tels que ceux contractés auprès des banques ou d'une simple reconnaissance de dette.



**Figure 8 : Schéma représentant le contrat d'une obligation entre le prêteur et l'emprunteur**

Le prix d'émission de l'obligation correspond à l'argent que l'investisseur prête à l'émetteur. Et, comme dans tous prêts, lorsque l'on achète une obligation, l'emprunteur verse à l'acheteur des intérêts pendant toute la durée du prêt. Ces intérêts versés en général annuellement s'appelle coupon. Ensuite, à l'échéance fixée, l'emprunteur rembourse le prêt (le nominal). La durée d'un prêt s'appelle son échéance. Et les intérêts du prêt payés par l'emprunteur s'appellent le coupon.



**Figure 9 : Schéma représentant les coupons versés annuellement jusqu'à la date d'échéance**

### **1.3. Les différents types d'obligations :**

- **Obligations à taux fixe :** donnent droit au versement d'intérêts d'un montant identique durant toute la vie du titre, quelle que soit l'évolution des taux et ce jusqu'à remboursement final.

- **Obligations à taux variable :** ont un coupon dont le montant n'est pas déterminé en valeur absolue à l'émission. L'émetteur fixe seulement son mode de calcul par rapport à un taux de référence sur le marché monétaire ou obligataire.

- **Obligations zéro coupon** : ne délivrent pas des coupons durant toute la durée de vie de l'obligation. La rémunération des investisseurs est alors assurée par la différence entre la valeur d'émission et la valeur de remboursement (cette dernière étant évidemment supérieure à la valeur d'émission). Elle présente comme avantage pour l'émetteur de n'avoir à payer les intérêts qu'à la date de remboursement. Pour les investisseurs, l'avantage réside dans la connaissance dès l'acquisition de l'obligation à zéro coupon du taux de réinvestissement des coupons. En revanche, en cas de défaillance de l'émetteur, l'investisseur risque de perdre, et son capital, et les intérêts dus par l'émetteur.

#### 1.4. Modes de remboursement des obligations :

- **Remboursement par annuités constantes** : le détenteur de l'obligation reçoit à chaque période en plus du coupon, une partie du principal. Ainsi ; le coupon plus le remboursement est le même tout au long de la période.
- **Remboursement par séries égales** : à chaque période, le détenteur de l'obligation perçoit une fraction identique du capital.
- **Remboursement in fine** : la totalité du principal est remboursée le dernier jour de l'échéance.

#### 1.5. Caractéristiques des emprunts obligataires :

Un emprunt obligataire à taux fixe est caractérisé par les éléments suivants :

- **Date d'émission** : Il s'agit de la date effective de la souscription et de la libération du titre.
- **Date de jouissance** : Les dates d'anniversaire de cette date sont les dates de versement des intérêts et/ou du principal.
- **Date d'échéance** : C'est la date où la dette doit être éteinte par le paiement du principal et des intérêts.
- **Date de valorisation** : C'est la date où l'on cherche à valoriser l'obligation.
- **Taux nominal ou Taux Facial** : C'est le taux appliqué au nominal pour le calcul des intérêts ou coupons.
- **Maturité initiale** : C'est la durée de vie de l'obligation. Il s'agit de la durée séparant la date d'émission de la date d'échéance.

- **Maturité résiduelle :** Il s'agit de la durée séparant la date d'échéance de la date de valorisation.
- **Nominal :** Il s'agit du montant unitaire du titre. C'est également la valeur du principal à rembourser à l'échéance.
- **Périodicité de paiement des coupons :** Généralement, les coupons sont payés annuellement.
- **Ligne simple et ligne atypique :** Lorsque la date de jouissance est différente de la date d'émission du titre, l'emprunt est dit atypique. Il comporte une ou deux périodes dont la durée n'est pas égale à celle des périodes courantes, les coupons correspondant sont appelés coupons courus ou coupons atypiques.

**1.6. Description du portefeuille obligataire étudié :**

Notre portefeuille obligataire étudié comporte 6 obligations différentes. Nous valorisons à la date du **28/02/2017**.

Code ISIN	Libellé	Echéance	Quantité	Nominal unitaire	Taux facial (%)	Nominal(MAD)
MA0002007732	BDT ADJ 02/01/06 5.30% 15Y	02/01/2021	1 260	100 000	5,30%	126 000 000
MA0002013383	BDT ADJ 02/06/14 4.55% 10Y	02/06/2025	1 300	100 000	4,55%	130 000 000
MA0002014001	BDT ADJ 02/11/15 2.75% 2Y	02/11/2017	12 540	100 000	2,75%	1 254 000 000
MA0000090508	EMPADM 13/10/05 4.16% 25Y	13/10/2020	100	56 000	3,41%	5 600 000
MA0002014761	BDT ADJ 14/11/16 2.15% 26S	15/05/2017	17	100000	2,15%	1 700 000
MA0000092488	OBLIG ALLIANCES 5/3/15 5.67% 5Y	05/03/2020	83	100 000	5,67%	8 300 000

**Tableau 14 : Caractéristiques des obligations composant le portefeuille étudié**

Source : *Elaboré par l'auteur*

**2. Application de la VaR historique au portefeuille obligataire :**

La valeur du portefeuille est principalement influencée par les fluctuations du taux d'intérêt, qui est alors le facteur du risque. Nous calculons tout d'abord le nombre des flux futurs pour chaque obligation entre la date de valorisation et la date d'échéance, puis nous calculons les durées restantes puis nous attribuons une valeur à chaque flux, en ayant recours aux formules suivantes :

$$\text{Nombre de flux } n = E \left( \frac{\text{Date d'échéance} - \text{Date de valorisation}}{365} \right) + 1 \tag{II.4.1}$$

$$\text{Valeur du flux} = \begin{cases} \textit{Nominal} * \textit{Taux facial} & \textit{Pour les } n - 1 \textit{ flux} \\ \textit{Nominal} * (\textit{Taux facial} + 1) & \textit{Pour le } n^{\text{ème}} \textit{ flux} \end{cases} \quad (\text{II.4.2})$$

$$\text{Durée restante} = \frac{\text{Date d'échéance du flux} - \text{Date de valorisation}}{365} \quad (\text{II.4.3})$$

## 2.1. Valorisation des obligations :

Au Maroc, BAM publie régulièrement une courbe de taux de rendement qui prend en compte les opérations du marché secondaire les plus récentes. Les taux publiés sont, pour chaque échéance, des taux moyens pondérés par les prix. Les rendements sont exprimés par des taux monétaires pour les maturités inférieures ou égales à 364 jours et par des taux actuariels pour les maturités supérieures ou égale à 365 jours. Les calculs des taux d'intérêts comprennent l'interpolation et la transformation des taux. Nous expliciterons les méthodes de calcul utilisées ci-dessous.

### 2.1.1. L'interpolation linéaire :

Afin de valoriser une obligation, nous avons besoin de déterminer son taux de rendement, soit le taux d'actualisation correspondant à sa maturité résiduelle, et ce par interpolation linéaire, à partir de la courbe de taux qui prévaut au moment de la valorisation de l'obligation. Les taux d'actualisation peuvent être obtenus à partir de la courbe de taux comme une fonction des durées des périodes d'intérêt. Si la période  $t_k$  ne coïncide pas avec les points d'intérêts, le taux  $r_k$  correspondant peut être défini moyennant la courbe de taux par une interpolation linéaire de deux valeurs de taux avoisinantes, par la formule suivante :

$$r_k = r(t_0, t_k) = r(t_0, t_i) + \frac{(r(t_0, t_{i+1}) - r(t_0, t_i)) * \Delta(t_i, t_k)}{\Delta(t_i, t_{i+1})}, \quad t_i < t_k < t_{i+1} \quad (\text{II.4.4})$$

où  $\Delta(t_i, t_j)$  est la période du temps entre  $t_i$  et  $t_j$  exprimée en jours

$r(t_0, t_i)$  est le taux sur la période de  $t_0$  à  $t_i$

### 2.1.2. La transformation des taux :

Tous les points de la courbe de taux doivent avoir la même base d'intérêt pour pouvoir interpoler entre eux, d'où la nécessité de convertir les taux monétaires en taux actuariels pour trouver les taux supérieurs à 1 an, et inversement, nous avons besoin de convertir les taux actuariels en taux monétaires pour trouver les taux inférieurs à 52 semaines.

La conversion du taux monétaire en taux actuariel se fait selon la formule suivante :

$$t_a = \left(1 + \frac{t_m * n}{360}\right)^{\frac{365}{n}} - 1 \quad (\text{II.4.5})$$

Inversement, la conversion du taux actuariel en taux monétaire se fait comme suit :

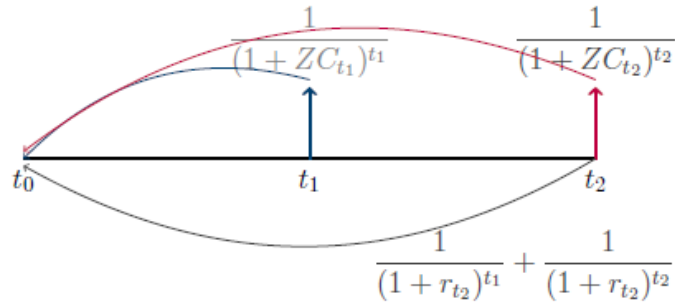
$$t_m = \left(\left(1 + t_a\right)^{\frac{n}{365}} - 1\right) * \frac{360}{n} \quad (\text{II.4.6})$$

Où :

- $t_m$  : le taux monétaire.
- $t_a$  : le taux actuariel.
- $n$  : le nombre de jours de placement.

### 2.1.3. Construction des taux Zéro Coupon par la méthode de BootStrapping :

Sur le court terme, les paiements sont généralement de type zéro coupon. En effet, pour le moins d'un an, il n'y a pas de flux intermédiaires, le nominal et les intérêts sont versés à l'échéance. Le taux zéro coupon et le taux actuariel sont donc égaux pour les maturités inférieures à un an. Lorsque l'on raisonne sur le plus d'un an, il intervient des versements d'intérêts intermédiaires, des coupons, généralement annuels. Il faudra alors reconstituer la courbe zéro coupon pas à pas, soit segment pas segment de maturité. C'est le principe du Bootstrap. Pour le segment de la courbe allant de 1 an à 2 ans, on choisit un titre de maturité 2 ans qui verse deux flux.



**Figure 10 : Schéma représentant la méthode du BooStrapping entre  $t_0$  et  $t_1$**

Source : Bibliographie[18]

Où :

- $ZC_{t_1}$  : Le taux zéro-coupon 1 an.
- $ZC_{t_2}$  : Le taux zéro-coupon 2 ans.
- $r_{t_2}$  : Le taux de rendement 2 ans.

Le facteur d'actualisation du premier flux est connu puisque le taux zéro coupon 1 an est le taux de rendement 1 an. Le facteur d'actualisation du second flux, fonction du taux zéro coupon 2 ans, sera solution de l'équation suivante :

$$\frac{1}{(1+r_{t_2})} + \frac{1}{(1+r_{t_2})^2} = \frac{1}{(1+ZC_{t_1})} + \frac{1}{(1+ZC_{t_2})^2} \quad (\text{II.4.7})$$

Le taux zéro coupon 2 ans s'exprime donc comme suit :

$$ZC_{t_2} = \left( \frac{1}{\frac{1}{(1+r_{t_2})} + \frac{1}{(1+r_{t_2})^2} - \frac{1}{(1+ZC_{t_1})}} \right)^{\frac{1}{2}} - 1 \quad (\text{II.4.8})$$

De proche en proche, on calcule le taux zéro coupon pour une maturité N comme suit :

$$ZC_N = \left( \frac{1}{\sum_{i=1}^{N-1} \left( \frac{1}{(1+r_N)^i} - \frac{1}{(1+ZC_i)^i} \right) + \frac{1}{(1+r_N)^N}} \right)^{\frac{1}{N}} - 1 \quad (\text{II.4.9})$$

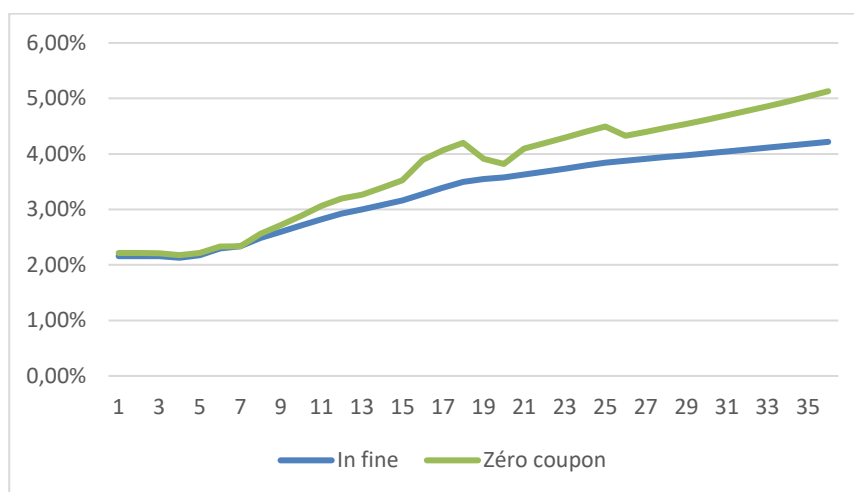
Nous présentons dans le tableau ci-dessous, les taux moyens pondérés de la BAM à la date de valorisation, les taux de rendement pour différentes maturités journalières obtenus par interpolation linéaire et les taux zéro coupon obtenus par la formule énoncée précédemment.

Maturité(jour)	TMP
10	2,145%
48	2,167%
83	2,160%
91	2,130%
140	2,153%
248	2,210%
413	2,363%
497	2,411%
749	2,493%
2058	2,894%
3395	3,187%
3758	3,319%
4546	3,545%
4914	3,550%
6929	3,840%
10597	4,185%

**Tableau 15 : Taux moyens pondérés correspondants à la date de valorisation**

Source : Elaboré par l'auteur

Nous calculons par la suite les taux de rendement in fine et les taux zéro coupon pour les maturités standards. Les résultats obtenus sont joints en annexes. A vrai dire, la courbe des taux zéro coupon amplifie les caractéristiques de la courbe in fine dont elle est extraite. Le graphique ci-dessous confirme bien ce constat.



**Figure 11 : Courbe représentant les taux de rendement in fine et les taux zéro coupon par maturité**

Source : Elaboré par l'auteur

## 2.2. Vérification de l'hypothèse de la VaR historique :

La simulation historique appliquée à portefeuille obligataire suppose la stationnarité du taux zéro coupon pour les différentes maturités utilisées. Pour vérifier cette hypothèse, nous utilisons le test de la racine unitaire ADF. Nous obtenons le résultat du test pour les taux d'intérêt zéro coupon pour une maturité de 13 semaines.

```
Null Hypothesis: _13S has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)
```

	t-Statistic	Prob.*
<b>Augmented Dickey-Fuller test statistic</b>	<b>-3.037932</b>	<b>0.0411</b>
Test critical values:		
1% level	-3.632900	
5% level	-2.948404	
10% level	-2.612874	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

**Figure 12 : Output du test ADF appliqué à la série des TZCs de maturité 13 semaines**

Source : Elaboré par l'auteur

Vu que la p-value est supérieure à 1%, nous acceptons l'hypothèse nulle relative à l'existence d'une racine unitaire. Par conséquent, la série est non stationnaire pour cette maturité. Les résultats du test pour les autres maturités confirment également la non stationnarité de la série des taux, ce qui pourrait biaiser un peu les résultats, quoique cette hypothèse est rarement vérifiée.

## 2.3. Calcul de la VaR historique du portefeuille obligataire :

De prime à bord, nous calculons les durées restantes entre la date d'échéance du flux et la date de valorisation puis nous plaçons la durée restante de chaque flux entre deux maturités successives de la courbe du taux zéro coupon, ensuite nous déterminons le taux d'actualisation correspondant à chaque flux par la formule d'interpolation linéaire.

Le tableau ci-dessous représente un exemple d'un bon de trésor de ADJ, valorisé au 28/02/2017.

Short Name	Security Name	Echeance	Quantity	Nominal unitaire	Taux facial%	date de valorisation	n de flux	nominal	les flux	valeur du flux	durée restante	taux d'actualisation
MA0002007732	BDT ADJ 02/01/06 5.30% 15Y	02/01/2021	1 260	100 000	5,30%	28/02/2017	4	126 000 000	02/01/2018	6 678 000	308	2,26%
									02/01/2019	6 678 000	673	2,46%
									02/01/2020	6 678 000	1038	2,58%
									02/01/2021	132 678 000	1404	2,96%

**Tableau 16 : Valorisation du BDT de ADJ au 28/02/2017**

Source : Elaboré par l'auteur

Ensuite, nous calculons la valeur actuelle de chaque flux en utilisant la formule suivante :

$$\text{Valeur actuelle du flux} = \frac{\text{Valeur du flux}}{(1 + \text{taux d'actualisation})^{\frac{\text{durée restante}}{365}}} \quad (\text{II.4.10})$$

En sommant les valeurs actuelles des flux de l'obligation, nous obtenons la valeur actuelle globale de l'obligation. Puis, en sommant les valeurs actuelles globales, nous obtenons la valeur actuelle globale de notre portefeuille obligataire. Après avoir calculé la valeur actuelle globale du portefeuille pour une période de 250 jours s'étalant du **01/03/2016** au **28/02/2017**, nous calculons la variation quotidienne de ces valeurs, ce qui donne la distribution des P&L.

Date	Valeur du portefeuille	Variation(P&L)
01/03/2016	1 568 337 390	
02/03/2016	1 567 909 380	- 428 010
03/03/2016	1 567 932 383	23 003
04/03/2016	1 567 975 580	43 197
07/03/2016	1 567 819 229	- 156 351
08/03/2016	1 567 833 173	13 944
09/03/2016	1 567 914 673	81 499
10/03/2016	1 567 789 987	- 124 685
11/03/2016	1 567 806 954	16 966
....	....	....
16/02/2017	1 566 539 949	- 1 353 263
17/02/2017	1 566 565 798	25 849
20/02/2017	1 567 693 088	1 127 290
21/02/2017	1 567 724 059	30 972
22/02/2017	1 568 556 672	832 613
23/02/2017	1 569 106 476	549 804
24/02/2017	1 569 130 664	24 188
27/02/2017	1 566 824 226	- 2 306 437
28/02/2017	1 569 108 851	2 284 625

**Tableau 17 : Extrait du calcul des P&L relatifs à la VaR historique du portefeuille obligataire**

Source : Elaboré par l'auteur

En classant ces variations par ordre décroissant, nous obtenons la VaR au seuil de 99% par interpolation linéaire de la 2<sup>ème</sup> et la 3<sup>ème</sup> perte.

	P&L classés
1	- 11 804 086
2	- 10 037 985
3	- 5 063 384
4	- 4 638 173
5	- 4 397 449
6	- 3 335 814
7	- 2 771 753
8	- 2 712 370
9	- 2 536 467
10	- 2 477 394
11	- 2 306 437
...	...
242	2 620 876
243	2 821 157
244	2 901 186
245	2 976 634
246	3 352 402
247	4 276 532
248	4 958 214
249	10 082 465
250	10 391 153

**Tableau 18 : Classement des P&L relatifs à la VaR historique du portefeuille obligataire par ordre décroissant**

Source : Elaboré par l'auteur

Ainsi, nous obtenons une VaR, à un horizon de 1 jour à 99% de confiance, qui vaut **7 550 684 MAD**.

L'Expected Shortfall est obtenue en faisant la moyenne des pertes au-delà de la VaR, nous obtenons une valeur de **9 797 585 MAD**.

<b>VaR (1J,99%) =</b>	<b>7 550 684</b>	<b>MAD</b>
<b>VaR (10J,99%) =</b>	<b>23 877 360</b>	<b>MAD</b>
<b>ES (1J,99%) =</b>	<b>9 797 585</b>	<b>MAD</b>
<b>ES (10J,99%) =</b>	<b>30 982 684</b>	<b>MAD</b>

**Tableau 19 : Calcul de la VaR historique et l'Expected Shortfall pour le portefeuille obligataire**

Source : Elaboré par l'auteur

### **3. Application de la VaR paramétrique au portefeuille obligataire :**

Nous choisissons les 13 échéances standards suivantes {1J, 3mois, 6mois, 365J, 730J, 1095J, 1825J, 2190J, 2555J, 2920J, 3285J, 3650J} et nous élaborons les taux zéro-coupon correspondants à chaque échéance du 01/03/2016 au 28/02/2017. Nous calculons par la suite les rendements arithmétiques en utilisant la formule suivante :

$$r_t = \frac{T_{ZC}^t - T_{ZC}^{t-1}}{T_{ZC}^{t-1}} \tag{II.4.11}$$

Où  $T_{ZC}^t$  est le taux zéro-coupon à la date t.

### 3.1. Vérification de l'hypothèse de la VaR paramétrique :

Nous voudrions vérifier l'hypothèse de normalité des rendements des taux zéro-coupon. Néanmoins, en testant l'hypothèse sous SAS , nous aboutissons aux p-value relatives à la statistique de Kolmogorov-Smirnov, pour tous les facteurs de risque, inférieures à 0.01 (voir annexe 3.4). Par conséquent, nous rejetons l'hypothèse de normalité au seuil de 5%. Certes l'hypothèse n'est pas du tout vérifiée, toutefois nous continuons notre analyse du moment que notre objectif est de monter la méthode de la VaR paramétrique appliquée aux obligations.

### 3.2. Calcul de la VaR paramétrique du portefeuille obligataire :

Nous calculons les rendements moyens associé aux facteurs de risque et nous trouvons des valeurs proches de la valeur nulle. Nous testons alors si le vecteur est nul ou pas.

Ténor	Rendement moyen
1J	-0,000307478
91J	-4,04207E-05
182J	-0,00032036
365J	0,000409583
730J	0,000405193
1095J	0,008124019
1460J	-0,018029309
1825J	0,002189914
2190J	0,001063399
2555J	0,000704258
2920J	0,004381189
3285J	0,002061037
3650J	0,004353131

**Tableau 20 : Vecteur des rendements moyens des taux zéro-coupon**

Source : *Elaboré par l'auteur*

Nous utilisons, comme vu précédemment « la distance de Mahalanobis » pour tester la nullité du vecteur des rendements moyens. Pour ce cas de figure, nous obtenons  $d=5,44$ . Au seuil de 95%, nous avons  $\chi^2(13, 95\%) = 22,36$  (nous avons 13 facteurs de risque) qui est bien supérieure à la valeur de la

distance. En conséquence, nous négligeons le vecteur des rendements moyens et l'expression de la VaR sera comme suit :

$$\text{VaR} = Z_{\alpha} \sqrt{V \Sigma V'} \tag{II.4.12}$$

Nous calculons par la suite la matrice de variance-covariance correspondante aux rendements arithmétiques des taux zéro-coupon nécessaire dans le calcul de la VaR. La matrice est jointe en annexe.

Considérons par la suite, pour chaque obligation, la durée restante du flux et la valeur actuelle correspondante.

Short Name	Security Name	Echeance	date de valorisation	n de flux	les flux	durée restante (an)	valeur actuelle
MA0002007732	BDT ADJ 02/01/06 5.30% 15Y	02/01/2021	28/02/2017	4	02/01/2018	0,8	6 553 257,59
					02/01/2019	1,8	6 385 000,42
					02/01/2020	2,8	6 211 094,82
					02/01/2021	3,8	119 039 681,03
MA0002013383	BDT ADJ 02/06/14 4.55% 10Y	02/06/2025	28/02/2017	9	02/06/2017	0,3	5 879 063,18
					02/06/2018	1,3	5 726 884,34
					02/06/2019	2,3	5 562 362,95
					02/06/2020	3,3	5 383 057,44
					02/06/2021	4,3	5 194 477,83
					02/06/2022	5,3	5 008 493,49
					02/06/2023	6,3	4 827 081,85
					02/06/2024	7,3	4 630 179,12
					02/06/2025	8,3	102 864 801,71
MA0002014001	BDT ADJ 02/11/15 2.75% 2Y	02/11/2017	28/02/2017	1	02/11/2017	0,7	1 269 166 453,40
MA0000090508	EMPADM 13/10/05 4.16% 25Y	13/10/2020	28/02/2017	4	13/10/2017	0,6	188 341,18
					13/10/2018	1,6	183 527,29
					13/10/2019	2,6	178 265,24
					13/10/2020	3,6	5 235 164,75
MA0002014761	BDT ADJ 14/11/16 2.15% 26S	15/05/2017	28/02/2017	1	15/05/2017	0,2	1 728 734,44
MA0000092488	OBLIG ALIANCES 5/3/15 5.67% 5Y	05/03/2020	28/02/2017	4	05/03/2017	0,01	470 468,86
					05/03/2018	1,01	459 709,72
					05/03/2019	2,01	447 196,64
					05/03/2020	3,02	8 088 991,01

**Tableau 21 : Calcul de la durée restante annuelle et la valeur actuelle de chaque flux obligataire**

Source : Elaboré par l'auteur

L'étape suivante consiste alors à la répartition des différents flux financiers sur l'ensemble prédéterminé des 13 échéances. Pour un flux financier survenant entre deux échéances standard, il convient de le répartir entre ces deux échéances : c'est le mapping.

Considérons en ce moment présent, un flux financier dont l'échéance est  $t_0$  et les maturités standards voisines sont  $t_1$  et  $t_2$ . Les valeurs des flux financiers associés aux échéances  $t_1$  et  $t_2$  peuvent être calculées en procédant par une décomposition élémentaire, basée sur les principes les plus courants du calcul financier. Elle impose en effet les deux hypothèses suivantes :

- La conservation de la valeur actuelle :  $V_0 = V_1 + V_2$
- La conservation de la durée :  $t_0.V_0 = t_1.V_1 + t_2.V_2$

À partir des deux formules précédentes nous retrouvons :

$$\left\{ \begin{array}{l} V_1 = \frac{t_2 - t_0}{t_2 - t_1} V_0 \\ V_2 = \frac{t_0 - t_1}{t_2 - t_1} V_0 \end{array} \right\} \quad (II.4.13)$$

Donc, pour chaque durée restante nous allons la positionner entre 2 ténors voisins puis nous calculons les flux financiers relatifs aux ténors.

		0,0027	0,25	0,5	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
durée(année)	valeur actuelle													
0,8	6 553 257,59			2 046 770,86	4 506 486,72									
1,8	6 385 000,42				997 109,66	5 387 890,77								
2,8	6 211 094,82					969 951,79	5 241 143,03							
3,8	119 039 681,03						18 263 622,29	100 776 058,73						
0,3	5 879 063,18	5 701 885,93		177 177,25										
1,3	5 726 884,34				4 252 015,50	1 474 868,84								
2,3	5 562 362,95					4 129 864,00	1 432 498,95							
3,3	5 383 057,44						3 981 987,69	1 401 069,74						
4,3	5 194 477,83							1 351 987,38	3 842 490,45					
5,3	5 008 493,49								3 704 912,99	1 303 580,50				
6,3	4 827 081,85									3 570 718,08	1 256 363,77			
7,3	4 630 179,12										3 412 378,59	1 217 800,54		
8,3	102 864 801,71											75 809 949,75	27 054 851,96	
0,7	1 269 166 453,40		820 611 734,25	448 554 719,15										
0,6	188 341,18		142 416,90	45 924,29										
1,6	183 527,29			69 388,40	114 138,89									
2,6	178 265,24				67 398,91	110 866,33								
3,6	5 235 164,75					1 964 979,64	3 270 185,10							
0,2	1 728 734,44	292 113,02	1 436 621,42											
0,01	470 468,86	449 617,05	20 851,81											
1,01	459 709,72			453 412,33	6 297,39									
2,01	447 196,64				441 070,66	6 125,98								
3,02	8 088 991,01					7 956 021,30	132 969,72							
		741 730,08	7 159 359,15	822 978 099,26	458 879 056,04	12 591 481,26	38 957 245,22	106 932 270,68	7 547 403,44	4 874 298,58	4 668 742,36	77 027 750,29	27 054 851,96	0

**Tableau 22 : Calcul des flux financiers des ténors par la méthode du mapping**

Source : Elaboré par l'auteur

En sommant les valeurs obtenues pour chaque maturité, nous retrouvons le vecteur des flux financier que nous allons utiliser pour le calcul de la VaR.

Pour un seuil de confiance de 99%, nous obtenons un montant de la VaR qui s'élève à : **81 722 943 MAD**. La valeur actuelle globale du portefeuille au 28/02/2017 est à la hauteur de **1 569 412 288 MAD**, donc la VaR représente 5% du montant globale.

#### 4. Application de la VaR Monte-Carlo au portefeuille obligataire :

##### 4.1. Vérification de l'hypothèse de la VaR Monte-Carlo :

Nous générons tout d'abord, en ayant recours à une procédure développée sous VBA Excel, des vecteurs pseudo aléatoires qui suivent une loi normale multivariée centrée réduite. En effet, pour chaque maturité appartenant à cet ensemble de facteurs de risque {3mois, 6mois, 365J, 730J, 1095J, 1825J, 2190J, 2555J, 2920J, 3285J, 3650J} aura 1000 valeurs pseudo aléatoires.

	3mois	182(6mois)	365	730	1095	1460	1825	2190	2555	2920	3285	3650
1	0,26045927	-2,3339336	0,37584955	0,25433128	0,97145292	0,78249135	-0,94346916	0,62444951	0,11935558	0,13316155	-0,29326805	0,78179958
2	0,2431612	-1,47113304	-1,33043641	-1,11830378	-0,28064026	-0,20173074	-1,25814233	-0,98669152	-0,39593258	0,40960885	-0,49139765	-2,1089895
3	0,24300793	0,55114658	-2,30488313	0,30776744	1,51008546	-0,00571006	-0,0419847	1,54196867	-1,96107825	-0,39412037	0,93497454	-0,00957592
4	1,04512682	0,2917603	-1,99101403	-1,05738975	-0,18954704	0,2198248	-0,56945194	-1,42294447	0,61284604	0,29509575	0,28885596	-1,33335017
5	1,51293429	0,03134617	0,36194735	-1,24190907	0,9962727	-0,89412384	0,53089124	1,50100163	0,21413585	0,08510697	-0,98015656	-0,57911025
6	0,2427648	0,21659147	-2,81818975	-1,86100026	0,8239818	1,2264824	0,34463729	0,67030688	-1,64846469	-1,00812134	2,46470097	-0,12984214
7	1,15827365	-1,04662392	1,05617935	0,28302299	-0,26512586	0,90387545	-0,20427732	-0,12476074	0,07837689	0,52977707	-1,09086111	-0,18991563
8	-0,08064637	0,15891522	0,80795933	-2,47601937	-0,38222726	-0,59528475	0,89539981	0,51513708	-0,70006823	1,87923528	1,19086316	-0,55464735
9	-0,46975357	-0,19988427	0,61853053	-0,28167216	-0,43048573	0,49609483	-0,71054754	-0,93606387	-0,49832225	-2,14097081	0,67765571	-0,21158191
10	-0,00339468	1,69188968	0,4238979	0,6446183	0,21443305	0,73688565	-0,67603818	-1,05459785	-1,10495909	-1,45585326	0,62006605	0,7345195
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
991	-0,1174216	0,46067647	-0,03581312	-1,59073572	-1,65915816	1,27433575	-1,63766284	1,43575683	-2,9696344	0,28810725	-0,16018586	-0,1789786
992	0,68656272	0,87337286	0,65256756	-1,40061169	-0,42846132	0,55794334	-0,37663951	0,11086834	-0,4925487	1,46280207	0,02522745	1,29859147
993	2,713758	0,97744889	-1,05826476	-0,93362985	1,27474001	-0,76388696	1,70596048	-1,40958641	-0,18892888	-0,92275913	0,63082826	-1,6511747
994	0,97640994	-0,72276765	1,64872986	0,00224947	-0,13572498	0,70083679	0,16627772	-0,39444172	-1,39872126	0,22022829	-1,13333973	0,71241362
995	0,76141082	1,43716623	-1,33550586	-0,84027798	0,62810961	-0,05291375	-0,2759764	0,41161437	0,06348234	1,05128902	-0,578128	-0,85230062
996	0,09677859	-0,88534851	-0,2400538	0,5094043	0,49612947	-1,65453487	-1,15011864	1,15580887	-0,32433867	0,17729701	-1,26884458	0,17825539
997	0,41334569	1,01062186	-1,15682084	-0,73772052	0,70592429	0,15126497	-0,91403612	0,50820984	0,57031662	1,27450134	0,8257643	-0,82217071
998	-0,3523944	0,43840594	0,2606667	0,4550217	0,0673393	0,53116115	-0,93725445	-0,83987484	-0,04204841	-0,02831246	-1,28910362	0,94255578
999	0,39773041	-1,46424258	-0,49772927	0,1697361	0,16774095	-0,89149755	0,41941964	0,42680243	-1,6385579	0,38918086	0,7242481	-1,21926782
1000	0,51542833	-2,36933468	-1,60115024	-0,22942615	0,14420521	-0,2144812	-1,15767775	0,22942431	-1,28653785	0,77608372	-0,52169998	-0,04638769

**Tableau 23 : Simulation de nombre pseudo aléatoires suivant une loi normale (0,1)**

Source : Elaboré par l'auteur

Nous passons maintenant au calcul des rendements historiques arithmétiques en utilisant les taux zéro coupon relatifs à la période s'étalant du 01/03/2016 au 28/02/2017. Les résultats obtenus sont représentés en annexes. En effectuant un test de normalité sous SAS, nous découvrons que la distribution des rendements zéro coupon n'est pas normale (voir annexe 3.4) . De toute façon, c'est une hypothèse qui est rarement vérifiée. Nous continuons notre étude en supposant que cette hypothèse est vérifiée.

#### 4.2. Calcul de la VaR Monte-Carlo du portefeuille obligataire :

Nous estimons par la suite la matrice de variance-covariance pour 12 maturités standards en utilisant la fonction « VarCov » que nous avons mentionné précédemment. Dans le but d'estimer les rendements simulés, nous devons effectuer une décomposition de Cholesky à la matrice de variance-covariance, chose que nous avons déjà appliqué au portefeuille d'actions. Nous obtenons la matrice suivante grâce à la fonction développée sous VBA Excel :

	3mois	182(6mois)	365	730	1095	1460	1825	2190	2555	2920	3285	3650
3mois	0,03478378	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
6mois	0,00539596	0,01858082	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
365J	0,00244205	0,00228309	0,03993533	0	0	0	0	0	0	0	0	0
730J	7,4042E-05	0,00064959	-0,01071543	0,02945144	0	0	0	0	0	0	0	0
1095J	-0,00315883	0,00058891	0,00839651	-0,03065109	0,15838556	0	0	0	0	0	0	0
1460J	-0,00267361	-0,0236901	0,00506898	-0,00352052	-0,0381909	0,22659354	0	0	0	0	0	0
1825J	0,04092482	-0,00265711	0,00049394	0,00101691	-0,00471654	-0,00738209	0,0598731	0	0	0	0	0
2190J	-0,01084029	0,00151679	0,0034409	-0,00179364	0,00287846	0,00234683	-0,02454628	0,03305316	0	0	0	0
2555J	0,0003236	0,00520089	0,0050218	-0,00751635	-0,0022141	0,00092337	-0,00439395	0,0012817	0,03384827	0	0	0
2920J	0,0030983	-0,00253509	0,00338058	0,0093021	-0,00025026	-0,00052251	0,00325394	-0,0001948	-0,00020919	0,10909662	0	0
3285J	-0,00638133	-0,00160772	-0,00158756	0,00071988	9,6543E-05	-0,00151709	-0,00688668	-0,00234653	-0,00554495	-0,03709388	0,05361773	0
3650J	-0,00765879	-0,00646387	-0,00076424	0,00648358	-0,00060238	-0,02814585	0,00798087	-0,00622354	-0,00102933	-0,00118774	-0,00897503	0,08955783

**Tableau 24 : Matrice de Cholesky des rendements historiques des taux zéro-coupon**

Source : Elaboré par l'auteur

L'étape suivante consiste à calculer les rendements simulés. Nous passons des vecteurs pseudo aléatoires qui suivent une loi multi normale (0,1) à une loi multi normale ( $\mu, \Sigma$ ) tels que  $\mu$  est le vecteur des rendements moyens historiques et  $\Sigma$  est la matrice de variance-covariance. La relation des rendements simulés est la suivante  $r_{\text{simulés}} = Z^* C + \mu$ . Nous devons vérifier si nous allons garder le vecteur des rendements moyens. Le vecteur moyen obtenu est le suivant :

	3mois	6mois	365J	730J	1095J	1460J	1825J	2190J	2555J	2920J	3285J	3650J
Rdmnt moyen	-4,04207E-05	-0,00032036	0,00040958	0,00040519	0,00812402	-0,01802931	0,00218991	0,0010634	0,00070426	0,00438119	0,002061037	0,004353131

**Tableau 25 : Vecteur des rendements moyens des taux zéro-coupons correspondants à chaque maturité**

Source : Elaboré par l'auteur

Les valeurs obtenues des rendements arithmétiques moyens sont clairement négligeables. Toutefois, nous effectuons le test statistique dont l'hypothèse est la suivante :  $H_0: \mu = 0$  contre  $H_1 : \mu \neq 0$ . Pour aboutir à un résultat, nous utilisons alors « la distance de Mahalanobis » comme statistique du test.

Nous obtenons  $d=5,36$ . Au seuil de 95%, nous avons, d'après la table statistique de la loi khi-deux,  $\chi^2(12, 95\%) = 21,02$ , qui est bien supérieure à la valeur de la distance. Par conséquent, nous acceptons l'hypothèse nulle, c'est-à-dire, nous négligeons le vecteur des rendements moyens. Nous calculons maintenant les rendements simulés en multipliant la matrice de Cholesky par les vecteurs pseudo aléatoires. Nous obtenons les rendements simulés ci-dessous.

	3mois	6mois	365J	730J	1095J	1460J	1825J	2190J	2555J	2920J	3285J	3650J
1	-0,00197584	-0,00144278	0,00080024	-0,00097893	0,02154202	0,03408253	-0,00780471	0,00352389	0,00029356	0,00220728	-0,00158918	0,00179686
2	-0,00075656	-0,00036475	-0,00195071	-0,00040383	-0,00441425	0,00616246	-0,00459413	0,00095063	-3,8403E-05	0,0064653	-0,00213105	-0,01776512
3	-0,00087364	-0,00017247	-0,00366269	0,00012774	0,03955954	-0,00976254	-0,00463502	0,00322955	-0,00299428	-0,00929892	0,00644353	-0,00102202
4	0,00120352	0,00027621	-0,00266805	-0,00026683	-0,00603514	0,02108806	6,3661E-05	-0,00140008	0,00082062	0,00198012	0,00040597	-0,0137803
5	0,00241081	0,00092126	0,00184924	-0,00251117	0,03297631	-0,0497509	0,00294374	0,00161484	0,00085185	0,0046899	-0,00474308	-0,00078715
6	-0,00051625	-0,00084615	-0,00382405	-0,00143089	0,01570542	0,05997426	-0,00366928	0,00157384	-0,00228991	-0,02315323	0,01486815	-0,00999517
7	0,00134744	-0,00046028	0,00181077	-4,3104E-05	-0,01231388	0,05205779	0,00040021	-3,6244E-05	0,00060397	0,0111537	-0,00731318	-0,00709271
8	0,00125032	0,00035625	0,00235034	-0,00174556	-0,00461744	-0,02742006	0,00481255	-0,00090441	-0,00056222	0,01773655	-0,00260041	-0,00202882
9	-0,00154181	-0,00044187	0,00036178	-0,00052441	-0,01277134	0,03114607	-0,00412444	0,00028476	-0,00019336	-0,02851677	0,01211264	-0,00480136
10	-0,00080832	2,1181E-05	-5,5594E-05	0,00033171	0,00106829	0,03296217	-0,00286154	-0,0004593	-0,00132842	-0,02002762	0,00854357	0,00210904
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
992	0,00026422	-0,00014849	0,00166991	-0,0006002	-0,01332738	0,02454819	-0,00040044	4,1601E-05	-0,00012121	0,01723771	-0,00645865	0,00772527
993	0,0064638	0,00171494	-0,00078622	-0,00187383	0,0364693	-0,04217118	0,01443239	-0,00575767	-0,00078286	-0,0132625	0,00545311	-0,01060532
994	0,0015907	-0,00045936	0,00249817	-0,00012533	-0,00778086	0,0338696	0,00363097	-0,00172217	-0,00139591	0,00782193	-0,00655231	0,00285157
995	0,00093261	0,0007057	-0,00116757	-0,00085048	0,0174097	-0,00129286	-0,00122059	0,00136445	0,00044245	0,01434821	-0,00644977	-0,00827108
996	-0,00179222	0,00021216	-0,00066496	0,00037168	0,0237571	-0,08955487	-0,00527409	0,00350543	-0,0003949	0,00687744	-0,00478641	0,01157777
997	-0,00081527	0,00023421	-0,00096385	-0,00099759	0,01874951	0,00989559	-0,00671956	0,00333374	0,00099619	0,01101107	-0,00084618	-0,01002492
998	-0,00136356	-0,00033151	0,00014744	0,00037302	-0,00159354	0,02337014	-0,00341121	7,6221E-05	0,00018803	0,00470888	-0,0054931	0,00584487
999	0,0008527	-5,8608E-05	-0,00117209	0,00064954	0,00948721	-0,04157691	0,00250027	-0,00024259	-0,00257074	0,00207324	0,00244471	-0,00543647
1000	-0,00149075	-0,00110007	-0,00277192	0,00077725	0,00574186	-0,00947672	-0,00536134	0,0019894	-0,00182612	0,0109731	-0,00417499	0,00102185

**Tableau 26 : Extrait des valeurs pseudo aléatoires des rendements simulés**

Source : Elaboré par l'auteur

En rebroussant chemin, nous calculons les taux zéro-coupon simulés en utilisant les rendements simulés calculés précédemment, en utilisant la formule suivante :

$$T_{zc}^{simulé} = T_{zc}^{référence} * (1+r_{simulé}) \tag{II.4.14}$$

	3mois	6mois	365J	730J	1095J	1460J	1825J	2190J	2555J	2920J	3285J	3650J
1	2,17%	2,21%	2,34%	2,56%	2,77%	2,99%	3,04%	3,21%	3,27%	3,40%	3,52%	3,90%
2	2,18%	2,22%	2,33%	2,56%	2,70%	2,91%	3,05%	3,20%	3,27%	3,42%	3,52%	3,83%
3	2,18%	2,22%	2,33%	2,56%	2,82%	2,86%	3,05%	3,20%	3,26%	3,36%	3,55%	3,89%
4	2,18%	2,22%	2,33%	2,56%	2,70%	2,95%	3,06%	3,19%	3,27%	3,40%	3,53%	3,84%
5	2,18%	2,22%	2,34%	2,56%	2,81%	2,74%	3,07%	3,20%	3,27%	3,41%	3,51%	3,89%
6	2,18%	2,22%	2,33%	2,56%	2,76%	3,06%	3,05%	3,20%	3,26%	3,32%	3,58%	3,86%
7	2,18%	2,22%	2,34%	2,56%	2,68%	3,04%	3,06%	3,19%	3,27%	3,43%	3,50%	3,87%
8	2,18%	2,22%	2,34%	2,56%	2,70%	2,81%	3,08%	3,19%	3,26%	3,46%	3,52%	3,89%
9	2,17%	2,22%	2,34%	2,56%	2,68%	2,98%	3,05%	3,20%	3,27%	3,30%	3,57%	3,88%
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
991	2,17%	2,22%	2,33%	2,57%	2,59%	3,12%	3,03%	3,21%	3,26%	3,41%	3,52%	3,86%
992	2,18%	2,22%	2,34%	2,56%	2,68%	2,96%	3,06%	3,19%	3,27%	3,45%	3,50%	3,93%
993	2,19%	2,22%	2,33%	2,56%	2,81%	2,77%	3,11%	3,18%	3,26%	3,35%	3,54%	3,85%
994	2,18%	2,22%	2,34%	2,56%	2,69%	2,99%	3,07%	3,19%	3,26%	3,42%	3,50%	3,91%
995	2,18%	2,22%	2,33%	2,56%	2,76%	2,88%	3,06%	3,20%	3,27%	3,44%	3,50%	3,86%
996	2,17%	2,22%	2,33%	2,57%	2,78%	2,63%	3,05%	3,21%	3,26%	3,42%	3,51%	3,94%
997	2,18%	2,22%	2,33%	2,56%	2,77%	2,92%	3,04%	3,21%	3,27%	3,43%	3,52%	3,86%
998	2,17%	2,22%	2,34%	2,57%	2,71%	2,95%	3,05%	3,19%	3,27%	3,41%	3,51%	3,92%
999	2,18%	2,22%	2,33%	2,57%	2,74%	2,77%	3,07%	3,19%	3,26%	3,40%	3,53%	3,87%
1000	2,17%	2,22%	2,33%	2,57%	2,73%	2,86%	3,04%	3,20%	3,26%	3,43%	3,51%	3,90%

**Tableau 27 : Calcul des taux zéro-coupon simulé**

Source : Elaboré par l'auteur

Une fois les taux zéro-coupon calculés, nous allons alors suivre les mêmes étapes que celles que nous avons suivi pour retrouver la VaR historique afin d'obtenir la valeur de la VaR Monte-Carlo. A cet effet, nous obtenons 1000 valeurs relatives à la valeur du portefeuille et 999 variations. Le tableau ci-dessous est un extrait des valeurs obtenus pour 1000 simulations.

Simulation	Valeur du portefeuille	Variation du portefeuille
1	1 568 871 646	-
2	1 568 970 456	98 810
3	1 569 348 153	377 698
4	1 568 893 571	- 454 582
5	1 569 424 317	530 746
6	1 569 018 109	- 406 208
7	1 568 268 280	- 749 829
8	1 568 967 788	699 508
9	1 569 525 995	558 207
10	1 569 209 478	- 316 517
...	...	...
992	1 568 372 098	101 225
993	1 569 831 763	1 459 665
994	1 568 502 098	- 1 329 665
995	1 568 722 944	220 846
996	1 569 843 639	1 120 695
997	1 568 685 706	- 1 157 933
998	1 568 686 033	327
999	1 569 529 559	843 526
1000	1 568 938 701	- 590 858

**Tableau 28 : Extrait des P&Ls relatifs au calcul de la VaR Monte-Carlo**

Source : Elaboré par l'auteur

Nous en déduisons la VaR Monte Carlo, soit en calculant le centile de la distribution des pertes ou en prenant la 11<sup>ème</sup> valeur des P&L ordonnés par ordre décroissant. Nous obtenons une VaR qui vaut : **2 006 451 MAD.**

L'Expected Shortfall est déterminée en faisant la moyenne des pertes au-delà de la 11<sup>ème</sup> pire perte observée, nous obtenons une valeur de **2 470 940 MAD.**

<b>VaR Monte-Carlo =</b>	<b>2 006 451 MAD</b>
<b>ES Monte-Carlo =</b>	<b>2 470 940 MAD</b>

**Tableau 29 : Calcul de la VaR Monte Carlo et l'Expected Shortfall Monte-Carlo**

Source : Elaboré par l'auteur

## **Chapitre 5 : Validation de la VaR : Backtesting**

### **1. Présentation de la notion de backtesting :**

#### **1.1. Description du backtesting :**

Le backtesting est un processus de validation très utilisée pour s'assurer de la fiabilité de la VaR. En effet, le choix de méthode de calcul de la VaR s'avère important vu qu'elle a été estimée par plusieurs approches dont les critères de coûts d'implémentation de complexité du modèle et de la flexibilité sont déterminants.

Il sert généralement à comparer la théorie et la réalité. Ce processus nous est d'une grande utilité pour vérifier l'adéquation du modèle avec la réalité. Elle consiste à confronter la VaR calculée avec les pertes et profits effectivement réalisés sur le portefeuille sur une période assez prolongée dans le temps.

#### **1.2. Démarche à suivre :**

Afin de contrôler la gestion des fonds propres, le comité de Bâle recommande l'utilisation du backtesting. Les gestionnaires de risques doivent relever les dépassements sur une année boursière soit 250 jours.

Pour y procéder, nous fixons, de prime à bord, la période de temps sur laquelle est effectué le test. Ensuite, nous allons relever à partir de nos observations historiques, les VaR et les profits et pertes journalières durant toute la période et procéder à la comparaison des valeurs obtenues jour par jour et relever ensuite le nombre d'exceptions ou de violations : c'est à dire le nombre de fois ou la perte réelle dépasse la VaR estimée.

#### **1.3. Interprétation du résultat du test :**

Le nombre d'exceptions acceptable dépend du niveau de confiance auquel est calculée la VaR. En effet, selon les directives du comité de Bâle, si nous testons une VaR à 99%, on doit s'attendre à ce que les rendements quotidiens du portefeuille dépassent la VaR une fois sur 100. Les autorités du Bâle exigent un backtest sur 250 jours d'historique, au minimum. Sur ces 250

jours, le nombre de dépassements ou exceptions devrait être de l'ordre de  $2,5 = 0,01 * 250$ . Si le nombre d'exceptions est significativement plus élevé, la VaR et par conséquent, les risques, sont sous-estimés. Inversement, si le nombre d'exceptions est significativement plus faible, la VaR est surestimée, autrement dit le fond est trop conservatif.

Soit  $PL_t$  la distribution des pertes et profits à l'instant  $t$  et posons la Bernoulli définie de la façon suivante :

$$\left\{ \begin{array}{l} P(PL_t = 1) = p \\ P(PL_t = 0) = 1 - p \end{array} \right\}$$

Soit  $n$  le nombre de jours sur lesquels nous effectuons le Backtesting. Pour  $n = 250$  et  $p = 0.01$  le nombre des exceptions est compris approximativement entre 1 et 4. Par conséquent les instances de surveillance acceptent les modèles dont le nombre des exceptions est inférieur ou égal à 4. Cependant si ce nombre est élevé, une pénalité sera appliquée d'où l'imposition d'une charge supplémentaire aux exigences en fonds propres.

## **2. Tests relatifs au backtesting :**

### **2.1. Tests unilatéraux :**

Considérons un horizon temporel d'un jour et un seuil de confiance de  $X\%$ . Si le modèle de la VaR est fiable, la probabilité que la VaR soit dépassé est  $p = 1 - X$ . Supposons maintenant que l'on dispose d'observations sur  $n$  jours et que la VaR ait été dépassée à  $m$  reprises avec  $m/n > p$ . Pour savoir si nous devons rejeter le modèle ou pas, considérons deux hypothèses alternatives :

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 : \text{La probabilité d'une exception est égale à } p \\ H_1 : \text{La probabilité d'une exception est supérieure à } p \end{array} \right.$$

A partir des propriétés de la loi binomiale, nous écrivons la probabilité que la VaR soit dépassée durant  $m$  jours ou plus :

$$\sum_{k=m}^n \frac{n!}{k! (n-k)!} p^k (1-p)^{n-k}$$

Un seuil de confiance couramment utilisé dans les tests statistiques est 5%. Si la probabilité de dépassement de la VaR à  $m$  reprises ou plus est inférieure à 5%, nous rejetons  $H_0$ .

## 2.2. Test de couverture non-conditionnelle : Test de KUPIEC

### 2.2.1. Introduction :

KUPIEC a développé un test de rapport de vraisemblance « log-likelihood ratio » afin de pouvoir rejeter ou de retenir le modèle de la VaR. En effet, Kupiec a construit en 1995 un test de couverture non conditionnelle qui permet de tester si le nombre de violations enregistrées excède ou non le taux de couverture.

Soit N le nombre de fois où la perte du portefeuille est supérieur à la VaR dans un échantillon de taille T. Idéalement le rapport N/T doit être égale au quantile de gauche p. Le tableau suivant indique les régions d'acceptation pour différentes valeurs du quantile et de la taille T :

	250	500	750	1000
5%	7 ≤ N ≤ 19	17 ≤ N ≤ 35	27 ≤ N ≤ 49	38 ≤ N ≤ 64
1%	1 ≤ N ≤ 6	2 ≤ N ≤ 9	3 ≤ N ≤ 13	5 ≤ N ≤ 16
0.5%	0 ≤ N ≤ 4	1 ≤ N ≤ 6	1 ≤ N ≤ 8	2 ≤ N ≤ 9
0.1%	0 ≤ N ≤ 1	0 ≤ N ≤ 2	0 ≤ N ≤ 3	0 ≤ N ≤ 3
0.01%	0 ≤ N ≤ 0	0 ≤ N ≤ 0	0 ≤ N ≤ 1	0 ≤ N ≤ 1

**Tableau 30 : Régions d'acceptation du test de Kupiec**

Source : Bibliographie[23]

### 2.2.2. Formulation mathématique :

L'hypothèse de couverture non-conditionnelle est vérifiée si la probabilité de réalisation d'une perte en excès par rapport à la Value-at-Risk anticipée est égale au taux de couverture. Ainsi, les prévisions de la Value-at-Risk pour un taux de couverture de α% ne doivent pas conduire à plus de α% de violations. Soit :

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } r_t < VaR_t \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Avec  $I_t$  une fonction indicatrice permettant de comparer les rentabilités observées et les Value-at-Risk estimées,  $r_t$  correspond à la rentabilité observée en t et  $VaR_t$ , la value-at-risk estimée en t à partir de l'ensemble d'information disponible en t-1. Cette fonction indicatrice est aussi appelée « hit function ». Le test de KUPIEC est alors construit sur l'hypothèse  $H_0$  suivante :  $H_0 : E(I_t) = p$  où p le taux de couverture retenu.

La statistique de KUPIEC est donnée par :

$$\mathbf{LR}_{uc} = -2\ln [(1- p)^{n-m} p^m] + 2\ln[(1-(\frac{m}{n}))^{n-m}(\frac{m}{n})^m] \rightarrow \chi^2 (1) \quad (\text{II.5.1})$$

où m est le nombre de violations observées sur n jours. Le rapport  $\frac{m}{n}$  correspond au taux d'échec. Si la statistique calculée  $\mathbf{LR}_{uc}$  est inférieure au  $\chi^2 (1)$  alors l'hypothèse  $H_0$  est retenue : les prévisions effectuées respectent l'hypothèse de couverture non conditionnelle.

### 2.3. Test de concentration : Test de Christoffersen

#### 2.3.1. Introduction :

Christoffersen a montré que le problème de détermination de la validité du modèle de la VaR peut se réduire à déterminer si la séquence des violations satisfait la propriété d'indépendance telles que les violations de la VaR à des dates différentes doivent être indépendamment distribuées. Ainsi,  $\mathbf{I}_t(\mathbf{p})$  est indépendante de  $\mathbf{I}_{t+k}(\mathbf{p})$  quelle que soit k différente de zéro.

Christoffersen a regroupé ces deux propriétés en un seul critère : la séquence de violations  $\mathbf{I}_t(\mathbf{p})$  doit être indépendante et identiquement distribuée selon une loi de Bernoulli de paramètre p. Si l'une des propriétés n'est pas vérifiée, alors le modèle n'est pas valide. Au cas où ces deux hypothèses auraient été confirmées, on parle de couverture conditionnelle.

#### 2.3.2. Formulation mathématique :

Christoffersen suppose que  $\mathbf{I}_t(\mathbf{p})$  est modélisé par une chaîne de Markov admettant pour matrice des probabilités de transition la matrice suivante :

$$\Pi = \begin{pmatrix} \pi_{00} & \pi_{01} \\ \pi_{10} & \pi_{11} \end{pmatrix} \text{ où } \pi_{ij} = \Pr (\mathbf{I}_t(\mathbf{p})=j / \mathbf{I}_{t-1}(\mathbf{p})=i)$$

Le test de Christoffersen est un test du rapport de vraisemblance dont la statistique du test est donnée comme suit :

$$\mathbf{L}_{IND} = 2 \ln((1-\pi_{00})^{n_{00}} * \pi_{00}^{n_{01}} * (1-\pi_{11})^{n_{10}} * \pi_{11}^{n_{11}}) - 2 \ln((1-\pi)^{n_{00} + n_{10}} * \pi^{n_{01} + n_{11}}) \quad (\text{II.5.2})$$

où :

- $n_{jk}$  est le nombre d'observations de valeur  $j$  suivies par la valeur  $k$  et les probabilités telles que  $j$  et  $k$  peuvent prendre les valeurs 0 et 1.
- $\pi$  est la probabilité d'occurrence d'une exception dont la formule est la suivante :

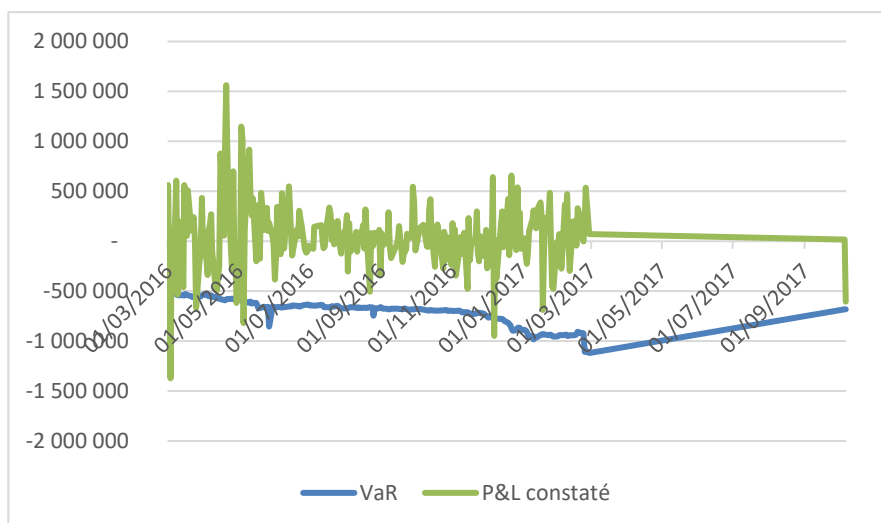
$$\pi = \frac{n_{01} + n_{11}}{n_{00} + n_{01} + n_{10} + n_{11}} \tag{II.5.3}$$

La statistique  $L_{IND}$ , définie par l'expression (II.5.2), est asymptotiquement distribuée selon la loi  $\chi^2(1)$ .

### 3. Application du backtesting au portefeuille d'actions :

Nous avons opté pour l'application du backtesting au portefeuille des actions vu que l'action est l'instrument le plus rémunérateur, et plus particulièrement nous avons vérifié l'exactitude de la VaR historique en dépit de son importance au sein de la banque au regard des autres types de la VaR.

L'historique du portefeuille actions est composé de 250 observations (une année boursière) sur une période allant du 01/03/2016 au 28/02/2017. Les VaR journalières obtenues sont en annexe. Nous représentons dans ce graphique ci-dessous les VaR et P&Ls journalières de notre portefeuille d'actions.



**Figure 13 : Représentation de la VaR historique journalière et des P&Ls constatés**

Source : Elaboré par l'auteur

En appliquant le test unilatéral à notre portefeuille d’actions, nous souhaitons tester ex post le modèle de VaR historique en utilisant les données sur 250 jours. Le seuil de confiance de la VaR vaut 99%, autrement dit  $p=1\%$ , et nous avons observé 5 exceptions. Le calcul de la probabilité associée à une exception ou moins s’écrit (sous Excel) : **LOI.BINOMIALE(5 ;250 ;0,01 ; VRAI)** et vaut 0,959. Par conséquent, nous ne rejetons pas ce modèle au seuil de 5%.

Pour le test de Kupiec, dans notre cas de figure, le seuil de confiance de la VaR vaut 99%, c’est-à-dire le quantile vaut 1%, et nous avons observé 5 exceptions, alors vu que  $N=5$  est compris entre 1 et 6, nous pouvons accepter ce nombre de violations. De plus en appliquant la formule mathématique du test ( $\cdot$ ), nous obtenons une statistique qui vaut  **$LR_{uc}=1,957$**  et est inférieure à  $\chi^2(1)=3,84$  au seuil de 5%. En conséquence, nous acceptons ce modèle de la VaR.

Pour le test de Christoffersen, nous avons obtenu une statistique qui vaut  **$L_{IND} = 0,175$**  qui est bien inférieure à  $\chi^2_1(5\%)= 3,84$ . Par conséquent, nous acceptons ce modèle de la VaR historique pour les actions.

## **Chapitre 6 : Stress Testing**

### **1. Présentation de la notion du stress testing :**

Le stress testing est une étude très utilisée par les établissements financiers pour gérer leurs risques. C’est particulièrement vrai pour les banques car le régulateur, la BAM pour le cas du Maroc, leur impose des exercices de stress tests à intervalles réguliers, pour leurs portefeuilles de négociation et d’investissement. L’objectif de tels tests est d’attirer l’attention des dirigeants et des « business managers » sur des sources de risques cachées, susceptibles de menacer l’activité de l’entreprise dans certaines circonstances. Généralement, on définit un stress test comme l’évaluation de la position d’un établissement financier lorsqu’un événement exceptionnel mais plausible survient, et avec une optique d’aide à la décision.

Procédons à un stress test hypothétique et supposons que la valeur des actions au 28/02/2017 augmente de 5%, de 10% et de 15% et remarquons la perte que va subir la banque à chaque scénario. Cependant, une ambiguïté fondamentale de l’exercice est qu’il est très difficile d’évaluer la probabilité d’occurrence d’un tel événement, censé représenter des circonstances « extrêmes ».

	<b>VaR- historique (1J,99%) pour les actions</b>
<i>Sans scénario</i>	<b>997 902</b>
<i>Baisse de la valeur de l’action de 5%</i>	<b>1 248 149</b>
<i>Baisse de la valeur de l’action de 10%</i>	<b>1 406 151</b>
<i>Baisse de la valeur de l’action de 15%</i>	<b>1 528 153</b>

**Tableau 31 : Estimation de la VaR sous un stress test hypothétique**

*Source : Elaboré par l’auteur*

D'après le tableau ci-dessus, nous remarquons que la valeur de la VaR augmente en baissant le cours de l'action de 5% à 15%.

## **2. La Value-at-Risk stressée SVaR:**

### **2.1. Définition :**

L'introduction de la VaR comme instrument de mesure du risque de marché a été initiée par les instances de réglementation, bien évidemment le Comité de Bâle et la Commission Européenne. Le développement des méthodes d'estimation de la VaR n'a pu résoudre les problèmes induits par cette mesure. La mise en place d'une VaR stressée est une réponse intéressante.

Définie dans le cadre des révisions de l'accord Bâle II et fortement recommandé dans l'accorde Bâle III, la VaR stressée est déterminée à partir d'un historique de paramètres de marché stressé. En effet, cette mesure a vu le jour suite à la crise de 2007 qui avait révélé une sous-estimation du risque de marché mesuré par des modèles VaR en période de forte volatilité, ce qui a conduit à une exigence minimale en capital qui n'était pas du tout prudente. Elle vise à réduire la procyclicité<sup>1</sup> des fonds propres et conduit ainsi à leur augmentation. L'introduction d'une VaR stressée doit permettre de remédier aux faiblesses de la VaR classique en déterminant le montant minimal de fonds propres par une combinaison linéaire des VaR classique et stressée

### **2.2. Les paramètres de la VaR stressée :**

Les critères fixés par le Comité de Bâle pour le calcul de la VaR stressée sont les suivants :

- Le niveau de confiance est de 99% ;
- L'horizon minimal de détention n est de 10 jours ouvrés ;
- La période d'observation est pas fixée à 250 jours.

### **2.3. Application de la stressed VaR au portefeuille d'actions :**

Pour la période s'étalant du **01/03/2016** au 28/02/2017, nous désirons calculer la VaR

<sup>1</sup>: (*Économie*) Qui va dans le sens d'un cycle.

stressée pour notre portefeuille d'actions. Nous choquons à la baisse tous l'historique des valeurs des actions de 3%, puis nous calculons la VaR relative à ces données stressées en appliquant les mêmes étapes que nous avons effectuées précédemment pour calculer la VaR historique. Nous obtenons par la suite la distribution des pertes et des profits et nous en déduisons ainsi la VaR stressée par interpolation linéaire de la 2<sup>ème</sup> et la 3<sup>ème</sup> valeur. Nous obtenons une VaR stressée à 99% pour un horizon de 10 jours qui s'élève à **3 623 396 MAD**.

## **Chapitre 7 : Modélisation de la non-normalité des variables de marché**

A chaque instant une institution financière est exposée à la variation de plusieurs variables différentes comme le taux d'intérêt, le taux de change ou encore la valeur des actions. L'évolution future d'une variable de marché est incertaine, est la mesure la plus répandue de cette incertitude est la volatilité. Il est important pour un « risk manager » de surveiller cette volatilité afin d'évaluer les pertes auxquelles il est potentiellement exposé.

Dans ce chapitre nous allons mettre en question l'hypothèse standard relative à la normalité des rentabilités. En effet, le calcul de la VaR, par les méthodes décrites dans les chapitres précédents, se base sur l'hypothèse suivante : « La distribution des variations journalières des variables de marché suit une loi normale ». Cette hypothèse ne sera pas en mesure de prédire les mouvements extrêmes et conduit à sous-estimer la valeur la VaR. C'est dans cette vision que plusieurs modélisations ont été proposées pour faire face à ce problème de non-normalité. Le modèle le plus courant est l'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive généralisée GARCH.

Nous allons alors présenter une méthode d'échantillonnage et de correction du biais basée sur le modèle normal-GARCH pour fournir des prévisions de VaR facilement calculables et optimales. Une méthode très facile à mettre en œuvre, entièrement guidée par les données.

### **1. Introduction :**

La méthodologie d'estimation de la VaR en se basant sur la modélisation GARCH est largement étudiée en littérature. En effet, les modèles ARCH (autorégressifs conditionnellement hétéroscédastiques) ont été introduits par Engle (1982) et leur extension GARCH (ARCH généralisés) est due à Bollerslev (1986).

La prévision de la VaR à partir d'un modèle GARCH est effectué selon une démarche indirecte : dans un premier temps, nous faisons une hypothèse sur la distribution conditionnelle des rendements de l'actif, puis nous estimons les paramètres du modèle GARCH sur les observations de la période 1 à T, généralement par une procédure de type maximum de vraisemblance. Dans une seconde étape, nous déduisons du modèle GARCH estimé une

prévision de la variance conditionnelle, qui couplée à l'hypothèse retenue sur la distribution des rendements, permet de construire une prévision sur le fractile de la distribution de pertes et profits valable pour T+1.

## 2. Présentation du modèle GARCH et prévision de la Value-at-Risk :

Ce modèle repose essentiellement sur le concept de variance conditionnelle. Celle-ci s'écrit comme une fonction affine des valeurs passées du carré de la série. Cette spécification particulière se révèle très fructueuse car elle permet une étude complète des propriétés des solutions tout en étant assez générale.

Dans cette perspective, la prévision de la variance conditionnelle est établie à partir du modèle suivant :

$$r_t = c + \varepsilon_t \quad (\text{II.7.1})$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (\text{II.7.2})$$

avec  $\varepsilon_t = e_t \sigma_t$  où  $e_t$  désigne un bruit blanc faible, de variance  $\frac{\nu}{\nu-1}$  distribué selon une loi de Student de paramètre  $\nu > 2$  et  $\sigma_t^2$  est la variance conditionnelle. Les paramètres  $\nu$ ,  $\alpha_0 > 0$  et  $(\alpha_1, \beta_1) \in \mathbb{R}^+$  avec  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$  sont estimés de façon convergente par maximum de vraisemblance.

De façon générale,

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (\text{II.7.3})$$

Dans cette formule, p et q donnent les plages temporelles passées qui seront prises en compte pour déterminer la volatilité présente.  $\alpha_i$  est un paramètre qui gouverne l'impact du choc passé : plus il est important, plus la volatilité augmentera après un choc et  $\beta_j$  est un paramètre qui s'interprète comme la vitesse du retour à la volatilité minimale  $\alpha_0$ .

La représentation du modèle la plus connue est celle du modèle univarié GARCH (1,1) :

$$\begin{cases} r_t = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t = e_t \sigma_t \\ \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \end{cases} \quad (\text{II.7.4})$$

Le (1,1) de GARCH (1,1) signifie que le calcul de  $\sigma_t^2$  se fonde sur la dernière observation de  $\varepsilon^2$  et sur l'estimation la plus récente du taux de variance. Le modèle le plus récent est GARCH (p,q), utilise les p dernières observations de  $\varepsilon^2$  et les q estimations les plus récentes du taux de variance dans le calcul de  $\sigma_t^2$ . Le GARCH (1,1) demeure de très loin le plus populaire des modèles GARCH. Les constatations empiriques qui ont été réalisées à propos de ce modèle sont les suivantes :

- L'accroissement de volatilité dû à une baisse des prix est généralement supérieur à celui résultant d'une hausse de même ampleur.
- La volatilité est hétéroscédastique et dépend des valeurs passées.

Nous estimons alors les paramètres du modèle à partir des rendements historiques des facteurs de risque des actifs grâce à la méthode du maximum de vraisemblance. Ces rendements suivent une loi normale de moyenne nulle et de variance  $\sigma^2$ .

Après avoir estimé les paramètres du modèle GARCH (1,1), nous cherchons une prévision de la variance conditionnelle des rendements historiques :  $\sigma_t^2 = E(\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1})$ . Nous allons alors prévoir cette variance conditionnelle à la date T+1 comme suit, sachant les estimateurs convergents des paramètres précédents :

$$\widehat{\sigma_{T+1}^2} = \widehat{\alpha}_0 + \widehat{\alpha}_1 \widehat{\varepsilon}_T + \widehat{\beta}_1 \widehat{\sigma}_T^2 \quad (\text{II.7.5})$$

Ce qui conduit à une autre expression d'après la formule (II.7.1) :

$$\widehat{\sigma_{T+1}^2} = \widehat{\alpha}_0 + \widehat{\alpha}_1 (r_T - \hat{c}) + \widehat{\beta}_1 \widehat{\sigma}_T^2 \quad (\text{II.7.6})$$

Nous savons que la définition de la VaR est la suivante :

$\Pr(r_{T+1} < \text{VaR}(T/T+1, \alpha)) = \alpha$  avec  $\text{VaR}(T/T+1, \alpha)$  est la prévision de la VaR à la date T+1 sachant l'information disponible à la date T .

Par conséquent, la définition de la VaR devient :  $\Pr\left(\frac{r_{T+1} - \hat{c}}{\sigma_t} < \frac{\text{VaR}_{T+1/T} - \hat{c}}{\sigma_t}\right) = \alpha$  avec  $\frac{r_{T+1} - \hat{c}}{\sigma_t} = \varepsilon_t$ . Nous supposons dans ce cas, histoire de simplification, que le bruit blanc faible  $\varepsilon_t$  suit une loi normale centrée réduite. Ainsi, la prévision de la VaR au seuil  $\alpha\%$  est définie par la formule ci-dessous :

$$\text{VaR}(T/T+1, \alpha) = \widehat{\sigma_{T+1}^2} \Phi^{-1}(\alpha) + \hat{c} \quad (\text{II.7.7})$$

où  $\Phi^{-1}()$  est la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite.

### 3. Application du modèle GARCH au portefeuille d'actions :

Pour appliquer le modèle de GARCH, nous supposons qu'il s'agit du modèle univarié histoire de simplifier le traitement. De prime à bord, nous allons traiter la stationnarité des rendements de notre portefeuille à l'aide du test « Augmented Dickey Fuller », sous Eviews. L'hypothèse nulle du test est la suivante :  $H_0$  : Les rendements ont une racine unitaire. Nous obtenons alors les résultats suivants.

Null Hypothesis: RENDEMENT has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=17)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-17.74530	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.443254	
5% level	-2.867124	
10% level	-2.569806	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

**Figure 14 : Output du test ADF relatif au modèle de GARCH (1,1)**

Source : Elaboré par l'auteur

Nous pouvons remarquer que la p-value=0.0000 de la statistique de Student est bien inférieure à 1%. Par conséquent, nous rejetons  $H_0$  relative à l'existence d'une racine unitaire. La stationnarité de la série est alors vérifiée. Ensuite, nous devons chercher le modèle qui ajuste le mieux notre série. Pour cela, nous élaborons le corrélogramme associé à nos données.

Sample: 2/25/2015 2/28/2017  
Included observations: 499

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
█	█	1 0.224	0.224	25.141	0.000
█	█	2 0.001	-0.052	25.141	0.000
█	█	3 -0.048	-0.039	26.319	0.000
█	█	4 0.034	0.058	26.917	0.000
█	█	5 0.130	0.114	35.499	0.000
█	█	6 0.030	-0.028	35.970	0.000
█	█	7 -0.070	-0.068	38.435	0.000
█	█	8 -0.050	-0.008	39.733	0.000
█	█	9 0.046	0.055	40.799	0.000
█	█	10 0.104	0.063	46.313	0.000
█	█	11 0.061	0.025	48.219	0.000
█	█	12 -0.015	-0.011	48.333	0.000
█	█	13 -0.049	-0.032	49.593	0.000
█	█	14 -0.013	-0.012	49.686	0.000
█	█	15 -0.029	-0.055	50.124	0.000
█	█	16 0.003	0.015	50.130	0.000
█	█	17 -0.011	0.003	50.189	0.000
█	█	18 0.031	0.052	50.696	0.000
█	█	19 0.038	0.021	51.464	0.000
█	█	20 0.002	-0.020	51.465	0.000
█	█	21 -0.037	-0.044	52.194	0.000
█	█	22 0.028	0.048	52.596	0.000
█	█	23 0.119	0.108	60.063	0.000
█	█	24 0.072	0.023	62.775	0.000
█	█	25 0.029	0.028	63.225	0.000
█	█	26 -0.027	-0.016	63.504	0.000
█	█	27 -0.019	-0.025	63.800	0.000
█	█	28 0.023	-0.014	64.073	0.000
█	█	29 0.019	-0.004	64.274	0.000
█	█	30 -0.043	-0.039	65.261	0.000

**Figure 15 : Corrélogramme des rendements**

Source : Elaboré par l'auteur

Nous pouvons remarquer que le modèle autorégressif d'ordre 1 AR (1) est adéquat, vu que les pics relatifs aux corrélations partielles ne sont pas significatifs pour un ordre supérieur ou égale à 2. Après avoir choisi le modèle, nous procédons à l'estimation des paramètres du modèle. Nous obtenons alors les résultats ci-dessous.

Dependent Variable: RENDEMENT  
Method: Least Squares  
Date: 05/01/17 Time: 11:46  
Sample (adjusted): 2/26/2015 2/28/2017  
Included observations: 498 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000475	0.000543	0.874534	0.3823
RENDEMENT(-1)	0.223963	0.043732	5.121254	0.0000

R-squared	0.050222	Mean dependent var	0.000615
Adjusted R-squared	0.048307	S.D. dependent var	0.012407
S.E. of regression	0.012104	Akaike info criterion	-5.986634
Sum squared resid	0.072662	Schwarz criterion	-5.969724
Log likelihood	1492.672	Hannan-Quinn criter.	-5.979997
F-statistic	26.22724	Durbin-Watson stat	1.974756
Prob(F-statistic)	0.000000		

**Figure 16 : Estimation des paramètres du modèle AR (1)**

Source : Elaboré par l'auteur

Nous constatons que la p-value relative à la variable RENDEMENT (-1) est inférieure à 1%. Ainsi, le coefficient relatif à cette variable est significativement non nul.

Nous devons par la suite analyser les résidus. Effectuons un test d'autocorrélation : c'est le test de Box-Pierce. Nous allons alors examiner le corrélogramme des résidus.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.012 0.012	0.0774	0.781	
		2 -0.039 -0.039	0.8387	0.657	
		3 -0.065 -0.064	2.9429	0.401	
		4 0.019 0.019	3.1171	0.538	
		5 0.132 0.127	11.875	0.037	
		6 0.019 0.014	12.056	0.061	
		7 -0.072 -0.062	14.657	0.041	
		8 -0.055 -0.039	16.215	0.039	
		9 0.039 0.034	16.986	0.049	
		10 0.090 0.064	21.083	0.021	
		11 0.047 0.042	22.221	0.023	
		12 -0.021 0.004	22.444	0.033	
		13 -0.046 -0.025	23.543	0.036	
		14 0.005 -0.004	23.556	0.052	
		15 -0.028 -0.059	23.961	0.066	
		16 0.014 0.001	24.061	0.088	
		17 -0.023 -0.010	24.330	0.111	
		18 0.030 0.047	24.782	0.131	
		19 0.036 0.037	25.460	0.146	
		20 0.002 -0.003	25.462	0.184	
		21 -0.047 -0.053	26.596	0.185	
		22 0.010 0.012	26.645	0.225	
		23 0.109 0.106	32.926	0.082	
		24 0.048 0.042	34.133	0.082	
		25 0.025 0.042	34.454	0.099	
		26 -0.028 0.004	34.871	0.114	
		27 -0.023 -0.024	35.158	0.135	
		28 0.023 -0.020	35.438	0.157	
		29 0.029 0.002	35.882	0.177	
		30 -0.028 -0.026	36.300	0.198	

**Figure 17 : Corrélogramme des résidus du modèle AR (1)**

Source : Elaboré par l'auteur

Nous remarquons que toutes les probabilités associées aux autocorrélations sont supérieures à 1% et la plupart d’entre elles est supérieure à 5%. En conséquence, nous pouvons conclure qu’il y a absence d’autocorrélations des erreurs et ainsi ces résidus seront considérés comme un bruit blanc.

Par la suite, nous testons l’hétéroscédasticité grâce au test ARCH. Nous obtenons les résultats, ci-dessous, associés à l’hypothèse nulle suivante : **H<sub>0</sub> : Les erreurs sont homoscedastiques**

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	19.73684	Prob. F(1,495)	0.0000
Obs*R-squared	19.05674	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:  
Dependent Variable: RESID^2  
Method: Least Squares  
Date: 05/01/17 Time: 13:19  
Sample (adjusted): 2/27/2015 2/28/2017  
Included observations: 497 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000118	1.35E-05	8.698050	0.0000
RESID^2(-1)	0.195831	0.044080	4.442616	0.0000

R-squared	0.038344	Mean dependent var	0.000146
Adjusted R-squared	0.036401	S.D. dependent var	0.000270
S.E. of regression	0.000265	Akaike info criterion	-13.63165
Sum squared resid	3.47E-05	Schwarz criterion	-13.61472
Log likelihood	3389.466	Hannan-Quinn criter.	-13.62501
F-statistic	19.73684	Durbin-Watson stat	2.047794
Prob(F-statistic)	0.000011		

**Figure 18 : Output du test ARCH**

Source : Elaboré par l’auteur

La p-value associée à la statistique de Fisher est inférieure à 1%. Donc, nous rejetons l’hypothèse nulle. Nous procédons alors à l’application du modèle de GARCH (1,1) aux rendements du portefeuille. L’estimation du modèle fournit les résultats suivants.

Dependent Variable: RENDEMENT  
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution  
Date: 05/01/17 Time: 13:12  
Sample (adjusted): 2/26/2015 2/28/2017  
Included observations: 498 after adjustments  
Convergence achieved after 11 iterations  
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)  
GARCH = C(3) + C(4)\*RESID(-1)^2 + C(5)\*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000123	0.000500	-0.245324	0.8062
RENDEMENT(-1)	0.176726	0.048307	3.658400	0.0003

Variance Equation

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	1.03E-05	4.73E-06	2.167008	0.0302
RESID(-1)^2	0.119524	0.038677	3.090303	0.0020
GARCH(-1)	0.815103	0.060988	13.36494	0.0000

R-squared	0.045429	Mean dependent var	0.000615
Adjusted R-squared	0.043504	S.D. dependent var	0.012407
S.E. of regression	0.012134	Akaike info criterion	-6.059835
Sum squared resid	0.073028	Schwarz criterion	-6.017560
Log likelihood	1513.899	Hannan-Quinn criter.	-6.043243
Durbin-Watson stat	1.879347		

**Figure 19 : Output du modèle GARCH (1,1)**

Source : Elaboré par l’auteur

Les coefficients associés aux variables du modèle sont significativement non nuls. Notre modèle s'écrit alors comme suit :

$$\text{GARCH} = 1,03\text{E-}05 + 0,119524 \text{ RESID} (-1)^2 + 0,815103 \text{ GARCH} (-1)$$

La variance conditionnelle pour la date de valorisation 28/02/2017 est obtenue à partir de la formule suivante :

$$\sigma_t^2 = 1,03\text{E-}05 + 0,119524 (r_{t-1} - \hat{c})^2 + 0,815103 \sigma_{t-1}^2$$

Où :  $\hat{c} = 6,4\text{E-}04$  : une estimation de la moyenne de la série des rendements.

$r_{t-1} = 2,79\text{E-}02$  : le rendement relatif à la date du 27/02/2017

$\sigma_{t-1}^2 = 1,54\text{E-}04$  : la variance des rendements pour la date du 27/02/2017

Nous obtenons alors une variance conditionnelle associée à la date du 27/02/2017 :

$$\sigma_t^2 = 2.25\text{E-}04$$

Ainsi, après avoir estimé la variance conditionnelle nous procédons au calcul de la VaR au seuil de 99%.

$$\text{VaR} = (\sigma_t^2 * \Phi^{-1}(\alpha) + \hat{c}) * \text{valeur globale du portefeuille} \quad (\text{II.7.8})$$

La formule (II.7.8) conduit à une VaR pour un seuil de confiance de 99% qui vaut **48 750 MAD.**

## Partie III : Traitement du risque spécifique

Dans cette dernière partie, nous allons traiter le risque spécifique des actifs en utilisant le modèle de Merton, qui va nous permettre d'estimer la distance au défaut et la fréquence du défaut de deux grandes entreprises au Maroc, à savoir ADI et La Samir.

## **Chapitre 1 : Présentation du modèle de Merton**

Nous nous intéressons dans cette partie au risque de contrepartie dans les opérations de marché et plus particulièrement le défaut des émetteurs privés des positions obligataires.

L'estimation des probabilités de défaut s'appuie usuellement sur la notation des entreprises, mais le plus grand inconvénient de cette estimation réside dans la faible fréquence de révision des notes par les agences de notation.

Ainsi, certains analystes se sont penchés au prix des actions qui peut offrir des informations pertinentes sur les probabilités de défaut. C'est dans ce cadre qu'intervient le modèle de Merton.

### **1. Définition du risque spécifique :**

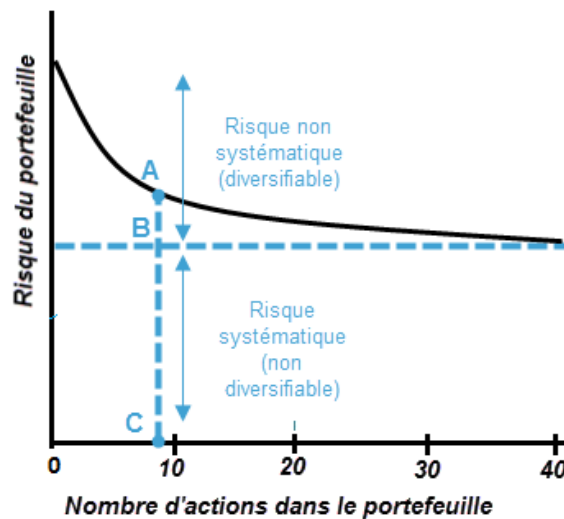
Le risque spécifique est le risque lié au défaut des émetteurs de la dette. En effet, c'est un risque non systématique qui dépend de l'entreprise concernée. En conséquence, certains paramètres peuvent tirer à la baisse le cours d'une action alors même que le marché boursier ou les cours d'entreprises similaires sont haussiers. Parmi les facteurs du risque spécifique, nous distinguons les événements négatifs comme les grèves, les crises de gestion ou de mauvais résultats annuels, mais également de bons événements tels la signature d'un gros contrat, mise en place de produits innovants ou de bonnes perspectives commerciales. Les événements qui surviennent aléatoirement dans une société ont un impact sur les fluctuations du cours des actions, et par conséquent sur la volatilité, mais ils ne peuvent être anticipés.

### **2. Risque général Vs risque spécifique :**

Le risque général affecte une grande partie des actifs, c'est-à-dire, une majorité d'actifs, dans une proportion plus ou moins forte. Quant au risque spécifique, c'est un risque qui n'affecte qu'un seul actif, ou une poignée d'actifs.

En détenant plusieurs actifs dans un portefeuille, nous parvenons à faire chuter ou carrément à faire disparaître le risque spécifique à chaque société. Toutefois, le risque systématique affectant tous les actifs d'une manière égale, ne peut pas être diversifié. La

diversification permet alors de faire disparaître une partie du risque, mais pas le risque en entier. Pour mieux visualiser cet aspect, nous pouvons observer le schéma suivant :



**Figure 20 : Représentation du risque systématique et non systématique d'un portefeuille**

Source : Bibliographie[24]

En partant de ce constat, c'est-à-dire, une partie du risque peut être éliminée grâce à la diversification, le principe en finance est que seul le risque général est rémunéré. En effet, nous savons que plus le risque est élevé, plus les investisseurs exigeront une rentabilité forte pour se prémunir contre ce risque. Or, le risque spécifique peut disparaître « gratuitement », en combinant des actifs dans un portefeuille. Ainsi, il n'est pas rémunéré puisque dans ce cas, il s'agirait d'une rémunération « gratuite », qui serait exploitée et rapidement éliminée par les arbitrages du marché.

Bien que le risque général puisse être modélisé par l'approche interne, la mesure du risque spécifique par les modèles internes s'est heurtée à la difficulté de modélisation du risque d'évènement correspondant à une variation importante et brutale de prix suite à des évènements affectant l'émetteur et se situant souvent au-delà des hypothèses de calcul de la VaR ou comme le risque de défaut, lié en particulier à la défaillance soudaine de l'émetteur.

La possibilité d'utiliser les modèles internes pour la mesure du risque spécifique a donc été assortie par le Comité de Bâle de conditions supplémentaires. Pour utiliser les estimations résultant de la modélisation du risque spécifique, il faut en effet que ces modèles soient en mesure d'expliquer ex ante la variation historique de la valeur du portefeuille et d'appréhender

les concentrations dans la composition du portefeuille. Ils doivent également faire preuve de leur fiabilité dans un environnement adverse ainsi qu’être validés par des contrôles ex post.

### 3. Présentation du modèle de Merton :

En 1974, Merton a proposé un modèle dans lequel les actions sont vues comme des options sur la valeur des actifs de la société.

Supposons, par mesure de simplification, que la dette de l’entreprise soit composée d’une obligation zéro-coupon de maturité T. Notons :

- $V_0$  : la valeur des actifs de l’entreprise aujourd’hui ;
- $E_0$  : la valeur des actions aujourd’hui
- $D$  : le montant des intérêts et du principal de la dette à rembourser à la date T ;
- $\sigma_V$  : volatilité des actifs ;
- $\sigma_E$  : volatilité des actions ;
- $r$  : taux d’intérêt ;
- $T$  : maturité ;

#### 3.1. Hypothèses du modèle :

Le modèle de Merton admet les hypothèses suivantes :

1. Marché parfait : absence de coûts de transaction, ni impôts ni taxes.
2. Marché complet : le nombre d’actifs risqués (non dépendants) est égal au nombre de sources de risque.
3. Absence d’opportunités d’arbitrage : il n’y a pas de profits sans risque.
4. Validité du théorème de Modigliani-Miller :  
Indépendance de la valeur de l’entreprise par rapport à sa structure de capital  
(en l’absence de coûts de faillite et d’impôts sur les bénéfices).
5. Taux d’intérêt constant .

#### 3.2. Formulation mathématique du modèle de Merton :

La valeur des actifs de l’entreprise est donnée par un processus d’Itô :

$$dV_t = (\mu - d) * V_t dt + V_t * \sigma dZ_t \quad \text{(III.1.1)}$$

Où  $\mu$  : représente l’espérance du taux de rendement instantané des actifs

$d$  : le taux de dividendes versés aux actionnaires

$\sigma$  : la volatilité du rendement instantané

Supposons qu'une entreprise ait émis  $n$  actions. Son bilan comporte également une émission d'obligations dont la valeur nominale est  $D$ . La valeur marchande globale des obligations de la compagnie est présentement de  $B_0$  (elle englobe l'endettement net) et le prix de ses actions se situe à  $S_0$ . La valeur marchande courante de cette firme s'établit donc à :

$$V_0 = \text{endettement net} + nS_0 \quad (\text{III.1.2})$$

Soit  $V_T$  la valeur de la firme à l'échéance des obligations et  $B_T$ , la valeur marchande des obligations à l'échéance. A la date d'échéance des obligations, deux événements sont possibles :

1. L'entreprise n'est pas en mesure de rembourser la valeur nominale de ses obligations ( $V_T < D$ ). L'entreprise dépose alors son bilan. Les créanciers prennent possession de la firme et les actionnaires sont laissés pour compte. Il est rationnel pour l'entreprise de faire défaut sur la dette à la date  $T$ . Dans ce cas, la valeur des actions est nulle.
2. L'entreprise est en mesure de rembourser la valeur nominale de ses obligations. On a alors :  $V_T > D$ . La dette est alors repayée et les actionnaires touchent la valeur résiduelle de la firme, c'est-à-dire :  $V_T - D$ .

Transposons le raisonnement que nous venons d'effectuer en termes de la théorie des options. En prêtant à la firme, les créanciers se sont véritablement portés acquéreurs de cette firme et ont vendu une option d'achat aux actionnaires. En effet, les créanciers deviendront propriétaires de la compagnie si la firme fait faillite, et les actionnaires exerceront leur option d'achat à l'échéance des obligations si l'entreprise est alors en mesure de rembourser la valeur nominale des obligations qu'elle a émises. Le modèle de Merton décrit alors la valeur des actions de l'entreprise comme suit :  $E_T = \max(V_T - D, 0)$ . Les actions sont un call sur la valeur des actifs, avec un prix d'exercice égal à la valeur de la dette. La formule de Black & Scholes donne alors la valeur des actions en date initiale :

$$E_0 = V_0 N(d_1) - D e^{-rT} N(d_2)$$

(III.1.3)

$$\text{avec : } d_1 = \frac{\ln(V_0/D) + (r + \sigma_v^2/2)T}{\sigma_v \sqrt{T}} \quad \text{et} \quad d_2 = d_1 - \sigma_v \sqrt{T}$$

où  $N(\cdot)$  est la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite.

La valeur de la dette est égale à  $V_0 - E_0$  en date 0. D'après le lemme d'Itô<sup>2</sup>, nous pouvons établir que les volatilités des actions et des actifs sont liées par l'équation (**N(d<sub>1</sub>) tend vers 1**) :

$$\sigma_E = \frac{V_0}{E_0} \sigma_v \quad \text{(III.1.4)}$$

### 3.3. Estimation de la valeur des actifs de l'entreprise par une évaluation financière :

#### 3.3.1. Estimation de la volatilité implicite :

Ayant la valeur du marché d'une option, la volatilité implicite est la volatilité qui égalise la formule de Black-Scholes et la valeur de marché de l'option. Elle reflète les variations futures du cours d'un actif financier et non un comportement passé de ce dernier traduit par la volatilité historique. Par conséquent, elle est une prévision de la valeur du marché de la volatilité du sous-jacent, qui est supposée constante, chose qui n'est pas vraie en réalité.

Dans ce qui suit, nous allons mettre en relief la méthode de Newton afin de pouvoir estimer la volatilité implicite.

#### 3.3.2. La méthode de Newton-Raphson :

La méthode de Newton est une méthode utilisée pour la recherche d'une racine d'une fonction non linéaire dans les problèmes à une seule dimension. Soit  $x_0$ , une première estimation de la racine de la fonction  $f(x)$ . Nous construisons une suite  $(x_n)$  telle que  $n \in \mathbb{N}$  selon la formule suivante :  $x_{n+1} = x_n - \frac{f(x_n)}{f'(x_n)}$ . La condition d'arrêt est la suivante :  $|\frac{f(x_n)}{f'(x_n)}| < \text{Tolérance}$ . Pour estimer la volatilité implicite avec le modèle de Merton, nous allons poser  $f = E_{BS}(V_0, D, r, T, \sigma) - E_0$  avec  $E_0 = E_{BS}(V_0, D, r, T, \sigma_v)$  et nous avons :

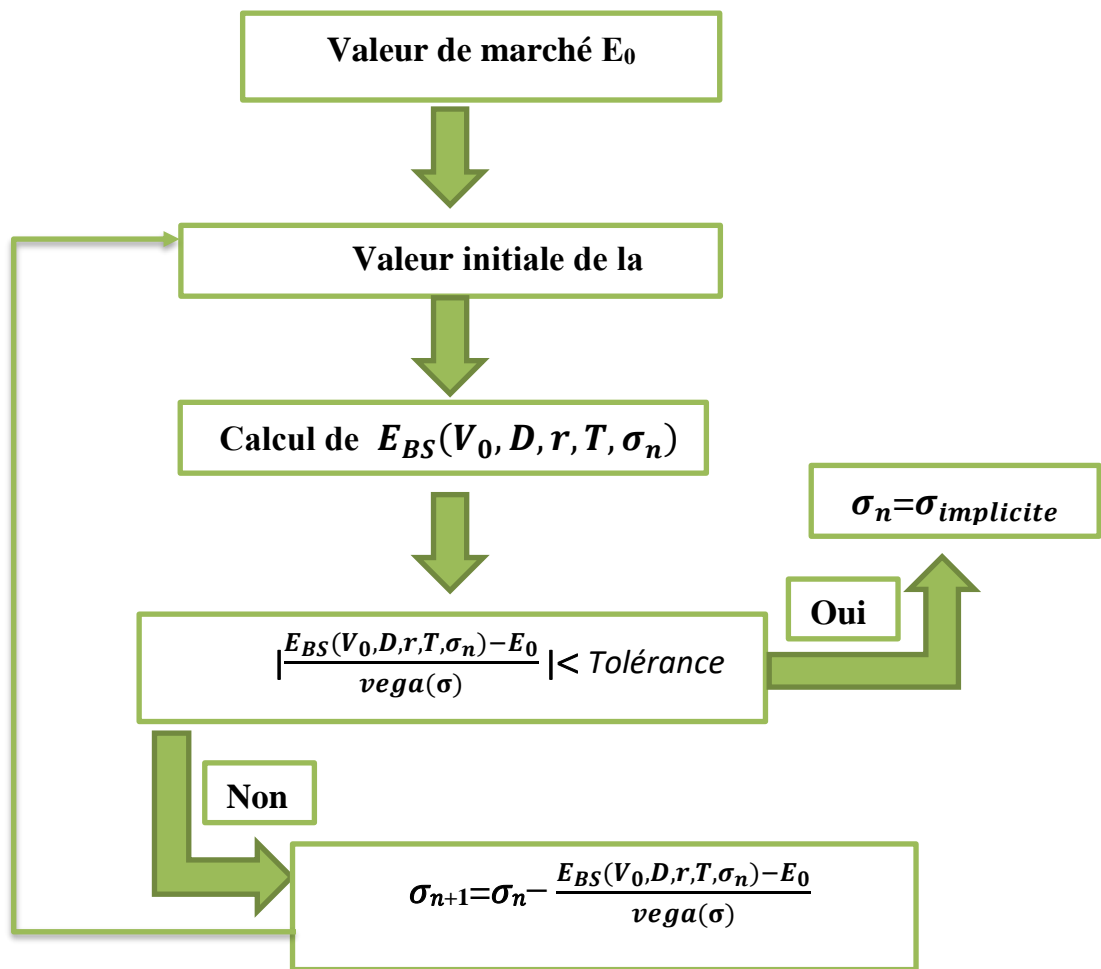
$$f' = \frac{\partial f}{\partial \sigma} = \frac{\partial call}{\partial \sigma} = \text{Vega}(\sigma) = V_0 * \sqrt{\frac{T}{2\pi}} * \text{Exp}(-\frac{d_1^2}{2}) \quad \text{(III.1.5)}$$

Ainsi, l'estimation par la méthode de Newton se pose comme suit :

$$\sigma_{n+1} = \sigma_n - \frac{E_{BS}(V_0, D, r, T, \sigma_n) - E_0}{\text{vega}(\sigma)} \quad \text{(III.1.6)}$$

Ces itérations s'arrêtent lorsque  $|\frac{E_{BS}(V_0, D, r, T, \sigma_n) - E_0}{\text{vega}(\sigma)}| < \text{Tolérance}$ . En conséquence, la volatilité qui réalise cette condition est la volatilité implicite. Le calcul de la volatilité implicite<sup>2</sup> : Voir Bibliographie [17]

par la méthode de Newton est donné par l'organigramme suivant :



**Figure 20 : Organigramme représentant la méthode d'estimation de la volatilité implicite**

Source : Elaboré par l'auteur

A partir de la valeur historique des actions de la firme ainsi que leur volatilité estimé grâce à la méthode de Newton-Raphson, nous obtenons, en inversant les équations, la valeur et la volatilité des actifs de l'entreprise.

#### 4. Distance au défaut :

Il existe trois types d'informations disponibles sur le marché permettant de calculer la probabilité de défaut : l'état financier de la firme, le prix de marché de la dette de la firme et de ses titres et une appréciation subjective de ses revenus et risques, autrement dit la volatilité. Ces informations peuvent être combinées dans une seule mesure de risque de défaut appelée *distance au défaut*.

#### 4.1. Définition de la distance au défaut :

La société KMV (filiale de Moody's) utilise le modèle de Merton pour définir une distance au défaut. Elle est définie comme le nombre d'écart-types nécessaires à la variation de la valeur de l'actif pour qu'un défaut survienne en date T. Si nous la plaçons dans le modèle de Black&Scholes nous obtenons la formule suivante :

$$DD = \frac{\ln(V_0) - \ln(D) + \left(r - \frac{\sigma_V^2}{2}\right)T}{\sigma_V \sqrt{T}} = -d_2 \quad (\text{III.1.7})$$

Quand la distance au défaut décroît, le risque de défaillance de la firme augmente. Cette formule est une étape intermédiaire du calcul de la probabilité au défaut.

Pour le calcul de la distance au défaut, six variables sont déterminantes pour retrouver cette distance à partir d'aujourd'hui jusqu'au temps T :

- 1) la valeur actuelle des actifs.
- 2) La distribution de la valeur des actifs au temps T.
- 3) La volatilité des valeurs futures des actifs au temps T.
- 4) Le niveau du point de défaut, autrement dit, la valeur des engagements.
- 5) Le taux de croissance attendu des actifs sur l'horizon.
- 6) La longueur T de l'horizon.

#### 4.2. Les limites de la distance au défaut :

Bien qu'utilisée comme valeur de référence dans le modèle, la distance au défaut présente de nombreux inconvénients. En effet, dans la pratique, nous avons besoin d'ajuster la distance au défaut pour inclure et la croissance de la valeur des actifs par rapport au taux et d'ajuster tous les cash-flows inclus dans le modèle comme les dividendes.

De plus, la distribution normale est un choix assez faible pour définir la probabilité de défaut vu que dans la réalité, le point de défaut est également une variable aléatoire. De surcroît, la distribution empirique des taux de défaut observés possède des queues plus larges qu'une distribution normale.

Enfin, jusqu'aujourd'hui, le point de défaut était calculé à l'aide des engagements de la firme et des amortissements planifiés ce qui n'est pas réaliste puisque les firmes réajustent leurs

engagements en fonction de leurs besoins en financement et en particulier lorsqu'elles sont proches du défaut.

### 5. La probabilité de défaut :

La probabilité de défaut est la probabilité que la valeur de marché des actifs d'une firme soit inférieure à la valeur de réserve des engagements au moment de la maturité de la dette. La probabilité de défaut peut être directement calculée à partir de la distance au défaut si la distribution de probabilité des valeurs des actifs est connue. En effet, la probabilité de défaut instantanée correspond à la probabilité que la distance au défaut soit inférieure ou égale à 0.

Nous avons alors la formule de cette probabilité qui s'écrit de la sorte :

$$P_t = \Pr (V_T \leq X_t / V_A^0 = V_0) = \Pr (\ln(V_T) \leq \ln(X_t) / V_A^0 = V_0) \quad (\text{III.1.8})$$

Où :  $V_A^0$  : valeur de marché des actifs de la firme à l'instant 0

$X_t$  : la valeur de réserve des engagements

En appliquant le lemme d'Itô sur le logarithme népérien et après intégration, nous obtenons :

$$\ln (V_T) = \ln (V_0) + \left( r - \frac{\sigma_V^2}{2} \right) T + \sigma_V \sqrt{T} \varepsilon \quad (\text{III.1.9})$$

Où  $\varepsilon$  est le facteur aléatoire sur les revenus de loi normale centrée réduite.

En combinant les deux formules précédentes (III.1.8) et (III.1.9), nous obtenons l'expression de la probabilité de défaut :

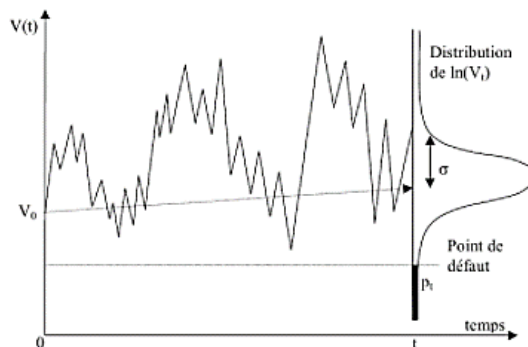
$$P_t = \Pr \left( \ln (V_0) + \left( r - \frac{\sigma_V^2}{2} \right) T + \sigma_V \sqrt{T} \varepsilon \leq \ln(X_t) / V_A^0 = V_0 \right) \quad (\text{III.1.10})$$

Comme le modèle Black&Scholes prend pour hypothèse que le facteur  $\varepsilon$  est distribué selon une loi normale centrée réduite, la probabilité de défaut en termes de distribution normale s'écrit :

$$P_t = N \left( - \frac{\ln(V_0) - \ln(X_t) + \left( r - \frac{\sigma_V^2}{2} \right) T}{\sigma_V \sqrt{T}} \right) = N(-d_2)$$

(III.1.11)

Il paraît surprenant de retrouver  $N(-d_2)$  comme définition de la probabilité de défaut, qui est par définition une probabilité risque neutre de défaillance. L'hypothèse principale est que les classements obtenus à partir des probabilités risque-neutre et des probabilités réelles sont semblables.



**Figure 21 : Représentation de la probabilité de défaut d'un portefeuille**

Source : Bibliographie[9]

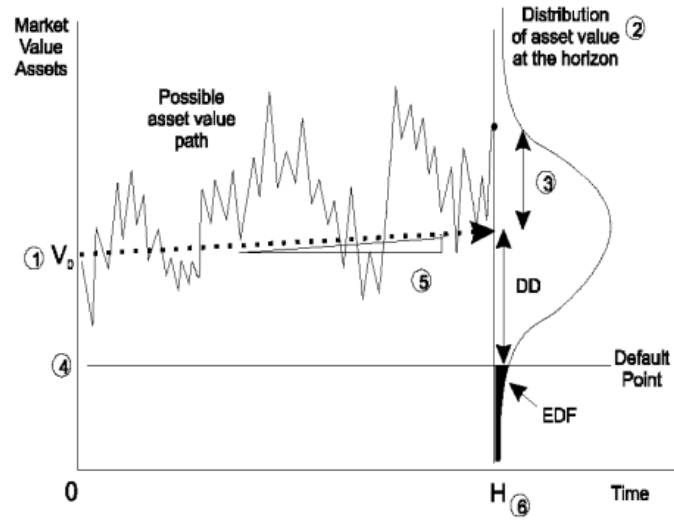
## 6. Expected Default Frequency :

Oldrich Vasicek et Stephen Kealhofer ont étendu le modèle bien connu de Merton pour déterminer un modèle de probabilité de défaut appelé modèle Vasicek-Kealhofer noté VK. Ce modèle prend pour hypothèse que les actifs d'une firme sont des options dont le point de défaut agit telle une barrière absorbante pour la valeur des actifs de la firme. C'est-à-dire que quand la valeur des actifs tombe sous le point de défaut, la firme est déclarée en défaut.

KMV a alors implémenté le modèle VK pour calculer l'Expected Default Frequency ou fréquence de défaut attendue mesure la probabilité de défaut d'une entreprise cotée dans l'année à venir ou sur plusieurs années.

Le calcul de cette probabilité requiert en entrée la connaissance de 5 paramètres primordiaux :

1. La valeur de marché initiale des actifs.
2. La fonction de répartition de la valeur des actifs à la maturité H.
3. La volatilité future des actifs à la date H.
4. Le niveau du point de défaut (le montant des engagements) à la date H.
5. Le rendement espéré des actifs.



**Figure 22 : Représentation graphique de l'EDF**

Source : Bibliographie[9]

## Chapitre 2 : Application du risque spécifique

### 1. Evaluation du risque spécifique pour le Groupe ADI :

Nous allons alors évaluer le risque spécifique relatif au groupe immobilier Alliances Développement Immobilier noté ADI pour une période s'étalant du 09/01/2015 au 05/08/2015. En effet en 2015, ADI traversait une période difficile. Le groupe était lourdement endetté et frappé de plein fouet par la crise que connaissait le secteur.

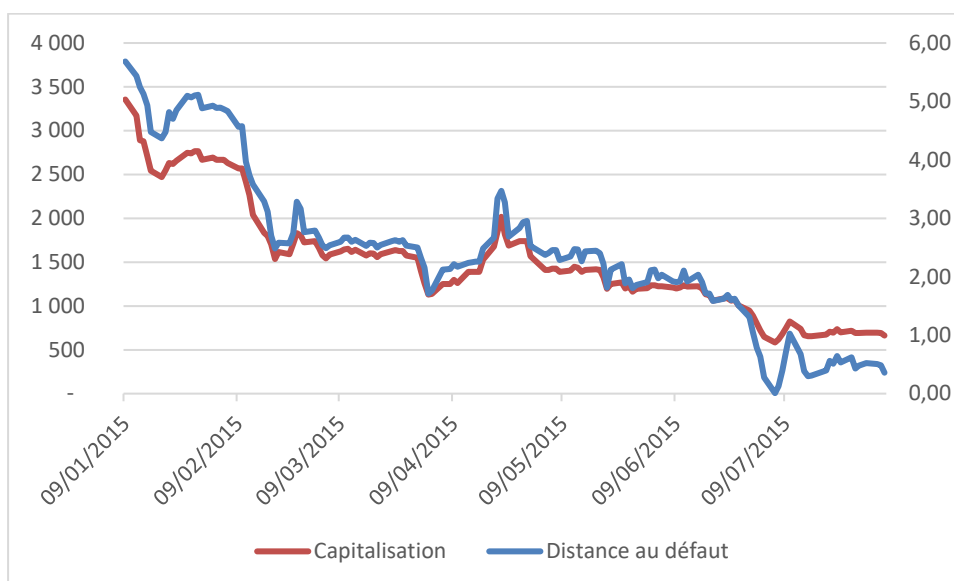
Pour un horizon d'un an, nous choisissons une tolérance de  $10^{-6}$  afin d'estimer la volatilité implicite du modèle de Merton et par la suite estimer la valeur des actifs pour en déduire ainsi la distance au défaut. Nous avons également obtenu les dettes de ADI à partir des bilans consolidés publiés par l'AMMC. Le tableau ci-dessous est un extrait des données utilisées pour le calcul de la distance au défaut.

Dates	Emetteur	Secteur	Indice	Dettes	T (an)	Profondeur historique	Tolerance
09/01/2015	ADI	Immobilier	MASI	18 337	1	250	1E-06
12/01/2015	ADI	Immobilier	MASI	18 337	1	250	1E-06
13/01/2015	ADI	Immobilier	MASI	18 337	1	250	1E-06
14/01/2015	ADI	Immobilier	MASI	18 337	1	250	1E-06
15/01/2015	ADI	Immobilier	MASI	18 337	1	250	1E-06
16/01/2015	ADI	Immobilier	MASI	18 337	1	250	1E-06
19/01/2015	ADI	Immobilier	MASI	18 337	1	250	1E-06
20/01/2015	ADI	Immobilier	MASI	18 337	1	250	1E-06
...	...	...	...	...	...	...	...
23/07/2015	ADI	Immobilier	MASI	16 606	1	250	1E-06
24/07/2015	ADI	Immobilier	MASI	16 606	1	250	1E-06
27/07/2015	ADI	Immobilier	MASI	16 606	1	250	1E-06
28/07/2015	ADI	Immobilier	MASI	16 606	1	250	1E-06
29/07/2015	ADI	Immobilier	MASI	16 606	1	250	1E-06
31/07/2015	ADI	Immobilier	MASI	16 606	1	250	1E-06
03/08/2015	ADI	Immobilier	MASI	16 606	1	250	1E-06
04/08/2015	ADI	Immobilier	MASI	16 606	1	250	1E-06
05/08/2015	ADI	Immobilier	MASI	16 606	1	250	1E-06

**Tableau 32 : Aperçu sur les données de ADI utilisées pour le calcul de la DD**

Source : Elaboré par l'auteur

Nous représentons la capitalisation et l'endettement net de ADI et nous obtenons le graphique ci-dessous :



**Figure 23 : Représentation de la capitalisation et l’endettement net de l’entreprise**

Source : Elaboré par l’auteur

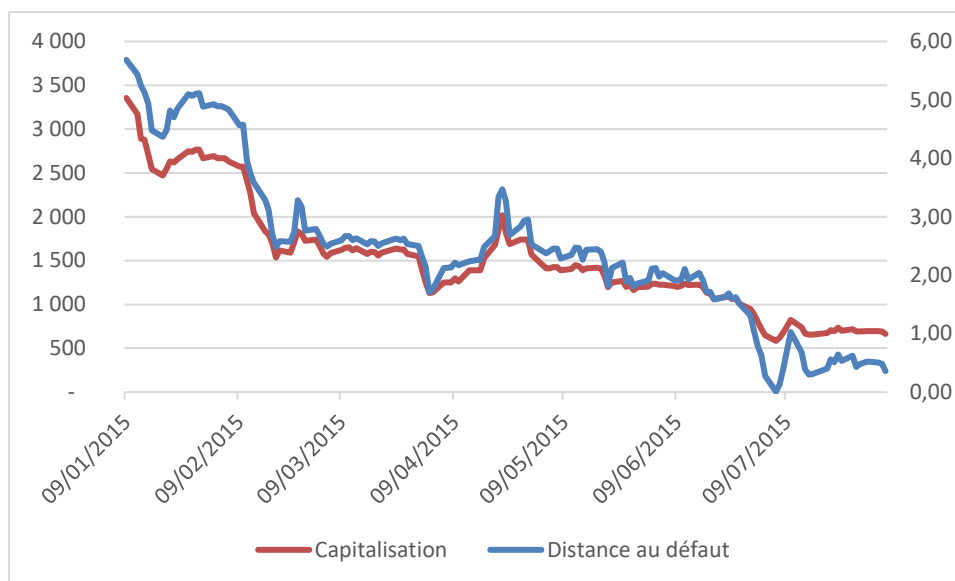
Nous pouvons remarquer que la capitalisation de ADI a connu une chute extraordinaire pour atteindre son minimum au **06/07/2015** pour une valeur de **584 MMAD**. L’endettement net de ADI varie ainsi dans le sens contraire par rapport à la capitalisation de l’entreprise. Ce qui a causé évidemment une période de crise à ADI, où le Groupe n’a pu rembourser ses dettes. Par conséquent, les suspensions à répétition ont sérieusement malmené le cours de l’action ADI. En appliquant la méthode explicitée précédemment, nous avons pu calculer la distance au défaut. Nous obtenons les résultats ci-dessous.

Date	Distance au défaut
09/01/2015	5,68
12/01/2015	5,44
13/01/2015	5,10
14/01/2015	5,07
15/01/2015	4,85
16/01/2015	4,57
19/01/2015	4,48
20/01/2015	4,57
21/01/2015	4,88
...	...
23/07/2015	0,71
24/07/2015	0,53
27/07/2015	0,62
28/07/2015	0,50
29/07/2015	0,51
31/07/2015	0,48
03/08/2015	0,48
04/08/2015	0,43
05/08/2015	0,31

**Tableau 33 : Extrait du calcul de la distance au défaut du Groupe ADI**

Source : Elaboré par l’auteur

Nous représentons la capitalisation boursière et de la distance au défaut de ADI et nous obtenons les graphiques suivant :



**Figure 24 : Représentation de la capitalisation boursière et la distance de défaut de ADI**

Source : Elaboré par l'auteur

Nous remarquons que la distance de défaut diminue en cas de récession puis augmente pendant les périodes de croissance. De plus, cette mesure évolue dans le même sens contraire que capitalisation boursière du Groupe ADI. En effet, si la capitalisation boursière de ADI diminue, c'est-à-dire le groupe n'est pas en mesure de rembourser son endettement net, alors forcément sa distance au défaut devra baisser.

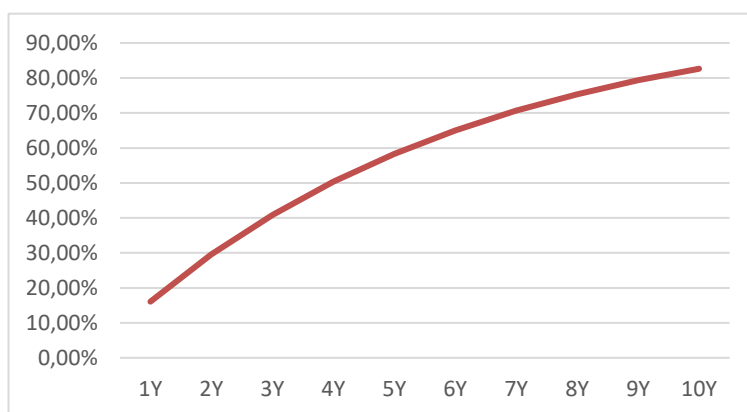
Au **06/07/2015**, la distance au défaut vaut **0.01**. Cette valeur est très minime, ce qui explique la défaillance de ADI et par conséquent sa faillite théorique à coup sûr. Nous calculons par la suite la fréquence au défaut EDF pour les ténors suivants : {**1Y,2Y,3Y,4Y,5Y,6Y,7Y,8Y,9Y,10Y**}. Ci-dessous un extrait des résultats obtenus.

Dates	EDF Neutre 1Y	EDF Neutre 2Y	EDF Neutre 3Y	EDF Neutre 4Y	EDF Neutre 5Y	EDF Neutre 6Y	EDF Neutre 7Y	EDF Neutre 8Y	EDF Neutre 9Y	EDF Neutre 10Y
09/01/2015	1,03%	2,05%	3,06%	4,06%	5,05%	6,03%	7,00%	7,96%	8,91%	9,85%
12/01/2015	1,09%	2,16%	3,22%	4,27%	5,31%	6,34%	7,35%	8,36%	9,35%	10,34%
13/01/2015	1,30%	2,59%	3,85%	5,10%	6,34%	7,56%	8,76%	9,95%	11,12%	12,28%
14/01/2015	1,32%	2,63%	3,92%	5,19%	6,44%	7,68%	8,90%	10,11%	11,30%	12,47%
15/01/2015	1,36%	2,70%	4,02%	5,32%	6,61%	7,87%	9,12%	10,36%	11,57%	12,77%
16/01/2015	1,43%	2,84%	4,23%	5,61%	6,96%	8,29%	9,60%	10,90%	12,17%	13,43%
19/01/2015	1,48%	2,93%	4,37%	5,78%	7,18%	8,55%	9,90%	11,23%	12,54%	13,84%
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
22/07/2015	13,55%	25,26%	35,38%	44,14%	51,71%	58,25%	63,90%	68,79%	73,02%	76,68%
23/07/2015	12,59%	23,59%	33,21%	41,62%	48,97%	55,39%	61,01%	65,92%	70,21%	73,96%
24/07/2015	13,45%	25,09%	35,17%	43,89%	51,43%	57,96%	63,62%	68,51%	72,75%	76,41%
27/07/2015	13,03%	24,37%	34,22%	42,80%	50,25%	56,74%	62,37%	67,28%	71,54%	75,25%
28/07/2015	13,60%	25,35%	35,50%	44,27%	51,85%	58,40%	64,05%	68,94%	73,17%	76,82%
29/07/2015	13,57%	25,30%	35,43%	44,19%	51,76%	58,31%	63,97%	68,85%	73,08%	76,73%
31/07/2015	13,69%	25,51%	35,71%	44,52%	52,11%	58,67%	64,33%	69,22%	73,43%	77,07%
03/08/2015	13,68%	25,49%	35,69%	44,49%	52,08%	58,64%	64,30%	69,18%	73,40%	77,04%
04/08/2015	13,89%	25,85%	36,15%	45,02%	52,65%	59,23%	64,89%	69,77%	73,97%	77,58%
05/08/2015	14,48%	26,86%	37,45%	46,50%	54,25%	60,87%	66,53%	71,38%	75,52%	79,07%

**Tableau 34 : Extrait du calcul de la fréquence au défaut EDF du Groupe ADI**

Source : Elaboré par l'auteur

Nous remarquons que la valeur de l'EDF augmente au fur et à mesure que le temps passe de 1 an à 10 ans. Ce qui est effectivement vérifié en représentant les EDFs du 06/07/2015.



**Figure 25 : Représentation des EDFs par ténor correspondants la date du 06/07/2015**

Source : Elaboré par l'auteur

Au bout de 10 ans, ADI serait incapable à **82.64%** d'assurer ses obligations et par conséquent, le Groupe ADI pourrait ne plus exister.

## **2. Evaluation du risque spécifique pour la Samir :**

La SAMIR ou Société anonyme marocaine de l'industrie du raffinage est une entreprise marocaine spécialisée dans le raffinage des produits pétroliers. Elle est la seule raffinerie au royaume marocain. En Août 2015, la raffinerie a dû mettre fin à ses activités à cause de difficultés financières. Le 5 Août 2015, elle a stoppé toute activité, avant de voir quelques jours plus tard ses actifs saisis par l'administration fiscale et douanière du Maroc pour recouvrer une créance fiscale estimée à 13 milliards de dirhams. En tout, sa dette globale culmine à plusieurs

dizaines de milliards de dirhams. En juin 2016, le tribunal de commerce de Casablanca a annoncé la liquidation judiciaire de la SAMIR.

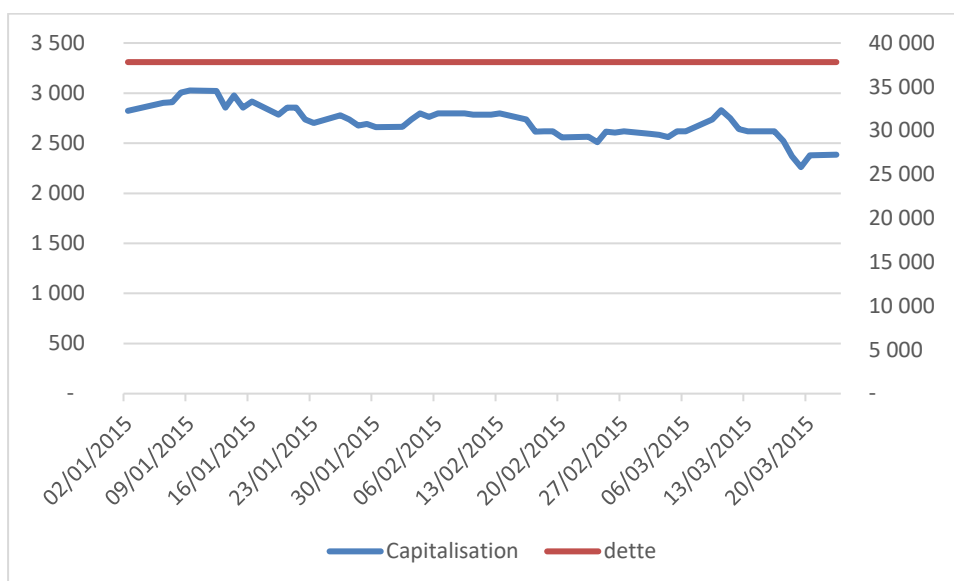
Nous avons alors choisi de traiter le risque spécifique pour la Samir durant la période du **02/01/2015** au **23/03/2015**. Pendant la période choisie, la capitalisation boursière de la Samir a connu une chute de **2 823 MMAD** à **2386 MMAD** tandis que l'endettement net s'élevait à **35 791 MMAD**. Le tableau ci-dessous est un extrait des données utilisées lors de l'évaluation du risque spécifique pour la Samir.

Dates	Emetteur	Secteur	Indice	Dette	T (an)	Profondeur historique	Tolerance
02/01/2015	SAM	Pétrole et Gaz	MASI	35 791	1	250	1E-06
06/01/2015	SAM	Pétrole et Gaz	MASI	35 791	1	250	1E-06
07/01/2015	SAM	Pétrole et Gaz	MASI	35 791	1	250	1E-06
08/01/2015	SAM	Pétrole et Gaz	MASI	35 791	1	250	1E-06
09/01/2015	SAM	Pétrole et Gaz	MASI	35 791	1	250	1E-06
12/01/2015	SAM	Pétrole et Gaz	MASI	35 791	1	250	1E-06
13/01/2015	SAM	Pétrole et Gaz	MASI	35 791	1	250	1E-06
14/01/2015	SAM	Pétrole et Gaz	MASI	35 791	1	250	1E-06
15/01/2015	SAM	Pétrole et Gaz	MASI	35 791	1	250	1E-06
16/01/2015	SAM	Pétrole et Gaz	MASI	35 791	1	250	1E-06
...	...	...	...	...	...	...	...
09/03/2015	SAM	Pétrole et Gaz	MASI	35 791	1	250	1E-06
10/03/2015	SAM	Pétrole et Gaz	MASI	35 791	1	250	1E-06
11/03/2015	SAM	Pétrole et Gaz	MASI	35 791	1	250	1E-06
12/03/2015	SAM	Pétrole et Gaz	MASI	35 791	1	250	1E-06
13/03/2015	SAM	Pétrole et Gaz	MASI	35 791	1	250	1E-06
16/03/2015	SAM	Pétrole et Gaz	MASI	35 791	1	250	1E-06
17/03/2015	SAM	Pétrole et Gaz	MASI	35 791	1	250	1E-06
18/03/2015	SAM	Pétrole et Gaz	MASI	35 791	1	250	1E-06
20/03/2015	SAM	Pétrole et Gaz	MASI	35 791	1	250	1E-06
23/03/2015	SAM	Pétrole et Gaz	MASI	35 791	1	250	1E-06

**Tableau 35 : Extrait des données utilisées pour l'évaluation du risque spécifique de la Samir**

*Source : Elaboré par l'auteur*

La dette de l'entreprise de raffinerie dépasse largement la capitalisation, situation qui va persister notamment jusqu'au mois d'Août. Le graphique ci-dessous représente la capitalisation et la dette de la Samir et confirme ce que nous avons annoncé précédemment.



**Figure 26 : Représentation de la capitalisation boursière et l’endettement net de la Samir**

Source : Elaboré par l’auteur

Nous avons élaboré le modèle de Merton dans le but d’estimer la distance au défaut relative à chaque date appartenant à la période choisie. Nous obtenons les résultats représentés dans le tableau ci-dessous.

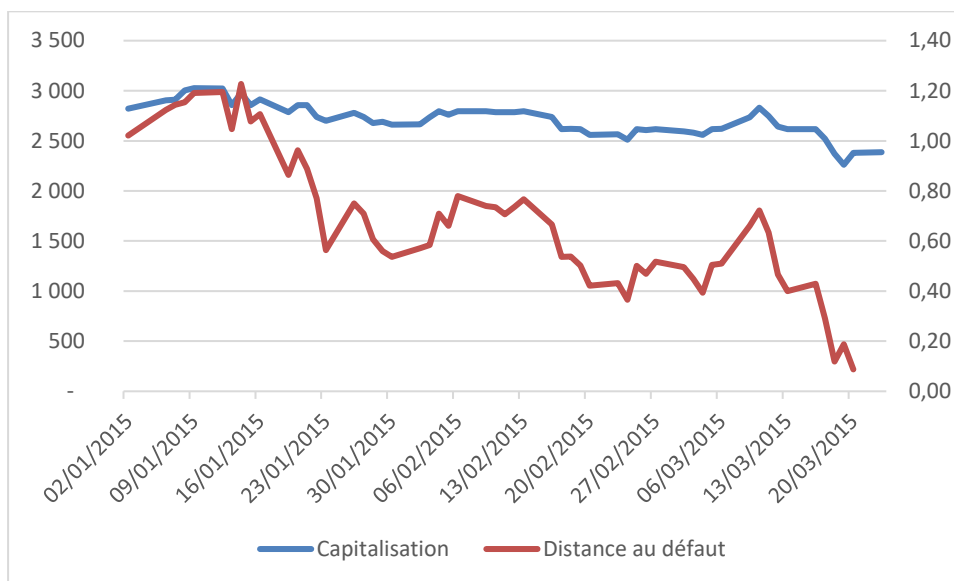
Dates	Distance au défaut
02/01/2015	1,02
06/01/2015	1,12
07/01/2015	1,14
08/01/2015	1,15
09/01/2015	1,19
12/01/2015	1,20
13/01/2015	1,05
14/01/2015	1,23
15/01/2015	1,08
...	...
09/03/2015	0,66
10/03/2015	0,72
11/03/2015	0,63
12/03/2015	0,47
13/03/2015	0,40
16/03/2015	0,43
17/03/2015	0,29
18/03/2015	0,12
20/03/2015	0,19
23/03/2015	0,09

**Tableau 36: Estimation de la distance au défaut pour la Samir**

Source : Elaboré par l’auteur

Nous remarquons que la distance au défaut a atteint un minium le **23/03/2015** pour une valeur de **0.09**. Ce qui confirme la crise sans précédent qu’a traversée la raffinerie, touchée par le recul des cours de pétrole et très lourdement endettée auprès des banques, des fournisseurs

et de l'État. Nous avons représenté la capitalisation de la Samir et la distance au défaut afin de bien visualiser la variation de ces deux paramètres et montrer à quel point la distance au défaut décroît quand la capitalisation boursière décroît également.



**Figure 27 : Représentation de la capitalisation boursière et la distance au défaut de la Samir**

Source : Elaboré par l'auteur

Nous passons maintenant à l'output principal du modèle KMV : la fréquence espérée du défaut. Nous calculons alors l'EDF pour les 10 ténors et nous remarquons que la fréquence augmente au fil du temps pour atteindre un maximum de **85%** le **23/03/2015**, la date où la distance au défaut est minimale.

Dates	EDF Neutre 1Y	EDF Neutre 2Y	EDF Neutre 3Y	EDF Neutre 4Y	EDF Neutre 5Y	EDF Neutre 6Y	EDF Neutre 7Y	EDF Neutre 8Y	EDF Neutre 9Y	EDF Neutre 10Y
02/01/2015	0,13	0,25	0,34	0,43	0,51	0,57	0,63	0,68	0,72	0,76
06/01/2015	0,12	0,23	0,33	0,41	0,48	0,55	0,60	0,65	0,70	0,73
07/01/2015	0,12	0,23	0,32	0,41	0,48	0,54	0,60	0,65	0,69	0,73
08/01/2015	0,12	0,22	0,32	0,40	0,47	0,53	0,59	0,64	0,68	0,72
09/01/2015	0,12	0,22	0,31	0,39	0,46	0,52	0,58	0,63	0,67	0,71
12/01/2015	0,12	0,22	0,31	0,39	0,46	0,53	0,58	0,63	0,67	0,71
13/01/2015	0,12	0,23	0,32	0,40	0,48	0,54	0,60	0,65	0,69	0,73
14/01/2015	0,11	0,21	0,29	0,37	0,44	0,50	0,55	0,60	0,65	0,69
15/01/2015	0,12	0,23	0,32	0,40	0,47	0,54	0,59	0,64	0,68	0,72
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
19/01/2015	0,13	0,25	0,35	0,43	0,51	0,57	0,63	0,68	0,72	0,76
20/01/2015	0,13	0,24	0,33	0,42	0,49	0,56	0,61	0,66	0,70	0,74
21/01/2015	0,13	0,24	0,34	0,43	0,50	0,57	0,62	0,67	0,72	0,75
22/01/2015	0,14	0,26	0,36	0,45	0,53	0,59	0,65	0,70	0,74	0,77
12/03/2015	0,15	0,28	0,39	0,48	0,56	0,62	0,68	0,73	0,77	0,80
13/03/2015	0,15	0,28	0,39	0,49	0,57	0,63	0,69	0,74	0,78	0,81
16/03/2015	0,15	0,28	0,39	0,48	0,56	0,63	0,68	0,73	0,77	0,81
17/03/2015	0,16	0,29	0,40	0,50	0,58	0,64	0,70	0,75	0,79	0,82
18/03/2015	0,17	0,31	0,43	0,52	0,60	0,67	0,73	0,77	0,81	0,84
20/03/2015	0,17	0,31	0,43	0,52	0,60	0,67	0,73	0,77	0,81	0,84
23/03/2015	0,17	0,32	0,43	0,53	0,61	0,68	0,74	0,78	0,82	0,85

**Tableau 37 : Extrait des EDF calculées pour les 10 ténors standards**

Source : Elaboré par l'auteur

## **Conclusion :**

Notre projet a consisté à nous intéresser à la modélisation du risque de marché en mettant en relief plusieurs mesures telles que la Value at Risk, la Value at Risk conditionnelle ou l'Expected Shortfall et la Value at Risk marginale. Pour cela, nous avons pris l'exemple d'un portefeuille de négociation diversifié composé d'actions et d'obligations et nous nous sommes intéressés plus particulièrement aux actions, vu que ce sont des actifs très rémunérateurs et plus demandés ces derniers temps et ceci n'empêcherait pas de s'attarder également sur les obligations.

La problématique de la non-normalité des variables de marché a été traitée en utilisant le modèle de GARCH, qui nous a permis d'estimer une autre valeur de la VaR. Nous avons ensuite modélisé le risque spécifique grâce au modèle de Merton qui nous a permis d'estimer l'Expected Default Frequency. Une variable très intéressante dans le cadre où elle est utilisée pour prévoir l'état futur d'une entreprise et le comparer avec la réalité, ce qui a été le cas pour ADI et La Samir.

# Annexes

## **Annexe 1 : Présentation de l'organisme d'accueil**

### **I. Présentation de la direction de la gestion des risques de la BMCE Bank :**

Le Pôle Risques Groupe veille à la maîtrise des risques de crédit, de marché et opérationnels en contribuant activement à :

- La définition de la politique des risques du Groupe BMCE Bank.
- La mise en place d'un système de contrôle des risques liés aux crédits, aux opérations de marchés et aux risques opérationnels.
- La définition et la gestion des processus de prise et de suivi des engagements.

La Direction du Risk Management Groupe assure le pilotage et la surveillance des risques supportés par les entités du Groupe BMCE Bank à travers ses 4 départements, à savoir :

- **Le Département de la Gestion des Risques de Marchés Groupe** assure le pilotage des risques sur opérations de marchés initiées par les différentes entités du Groupe BMCE Bank.
- **Le Département de la Gestion des Risques de Crédit Groupe** dont la mission principale est d'assurer au niveau du Groupe BMCE la prévention et la surveillance permanente des risques de crédit, ainsi que la contribution à la politique globale de crédit.
- **Le Département de la Gestion des Risques Opérationnels Groupe** qui assure la formalisation et le suivi de la politique de gestion des risques opérationnels, ainsi que son déploiement auprès de l'ensemble des acteurs impliqués.

### **II. Le dispositif de gestion des risques de marché du Groupe BMCE Bank :**

Le dispositif de gestion des risques de marché au sein du Groupe BMCE Bank s'inscrit dans le cadre du respect des normes réglementaires telles que définies par les autorités de tutelle et l'application des saines pratiques de gestion des risques de marché définies au niveau international notamment par les accords de Bâle. On distingue quatre typologies de Risques de Marché au sein du Groupe BMCE Bank :

- Risque de taux d'intérêt.

- Risque sur titre de propriété.
- Risque de change.
- Risque sur produits de base.

Le dispositif de gestion des risques de marché du Groupe BMCE Bank s'articule autour de trois axes principaux :

## 1. **Limites :**

### 1.1. **Limites de contrepartie sur opérations de marché :**

Le processus d'octroi des limites par contrepartie et de demande de dépassement sur opérations de marché est régi au sein du Groupe BMCE Bank via un système de délégation des pouvoirs encadré par des procédures différenciées suivant le type de contrepartie. Le suivi des limites octroyées et des dépassements sur les contreparties est assuré quotidiennement au niveau individuel par le Risk Management Unit de chaque entité du Groupe BMCE Bank ainsi qu'au niveau consolidé par l'entité Management des Risques qui assure le suivi et la consolidation des expositions sur opérations de marché du Groupe.

### 1.2. **Limites de marché :**

Afin de maîtriser la prise de risques de marché au sein du Groupe BMCE Bank et pour des fins de diversification du portefeuille de négociation, un set de limites de marché a été instauré conjointement entre le Management des Risques Groupe et le Risk Management Unit de chaque entité. Ces limites de marché reflètent le profil de risque du Groupe BMCE Bank et permettent un pilotage optimal des risques de marché à travers l'arbitrage entre les différentes activités de marché.

### 1.3. **Les limites relatives aux Risques de marchés du Groupe :**

BMCE Bank se décline comme suit :

- Les limites de stop/loss par activité sur différents horizons.
- Les limites de positions par activité.
- Les limites de transaction.

Des limites en VaR sont en cours d'élaboration afin de mettre en place un dispositif dynamique qui prend en compte les fluctuations des facteurs de risque dans les marchés ainsi que les corrélations existantes afin de mieux apprécier la diversification du portefeuille.

## 2. **Indicateurs de risque :**

Différents indicateurs de risque permettant d'apprécier le niveau d'exposition aux risques de marché ont été instaurés au sein du Groupe BMCE Bank. Ces indicateurs se déclinent comme suit :

- Valeur en risque (VaR) globale et par classe d'actif.
- Stress Testing par facteur de risque.
- Sensibilité et duration du portefeuille global ou par activité pour les positions sur taux.
- Les sensibilités de type Delta, Gamma, Véga, Thêta, Rhô pour les positions sur produits dérivés.

### **3. Consommation en fonds propres :**

Le calcul des exigences en Fonds Propres en approche standard au titre des risques de marché est assuré au niveau du Groupe BMCE Bank à travers le logiciel Fermat qui permet à la fois de répondre à une exigence réglementaire en termes de reporting et une exigence interne en termes de suivi des exigences en fonds propres et du portefeuille de négociation du Groupe.

Un projet de passage en approche avancée a été réalisé afin d'optimiser le calcul des exigences en fonds propres au titre des risques de marché à travers la mise en œuvre d'un modèle interne à la banque se basant sur l'approche VaR.

## Annexe 2 : Extraits des données utilisés pour le calcul de la VaR pour les actions

### 1. Historique des prix des actions de notre portefeuille de négociation

Jour semaine	Emetteur	Date	Prix action
lundi	CSR	04/01/2010	133,50
mardi	CSR	05/01/2010	133,50
mercredi	CSR	06/01/2010	133,50
jeudi	CSR	07/01/2010	133,50
vendredi	CSR	08/01/2010	139,70
mardi	CSR	12/01/2010	139,70
mercredi	CSR	13/01/2010	142,00
jeudi	CSR	14/01/2010	148,00
vendredi	CSR	15/01/2010	148,00
lundi	CSR	18/01/2010	139,20
mardi	CSR	19/01/2010	147,50
mercredi	CSR	20/01/2010	148,00
jeudi	CSR	21/01/2010	148,00
vendredi	CSR	22/01/2010	148,00
lundi	CSR	25/01/2010	148,00
mardi	CSR	26/01/2010	145,00
mercredi	CSR	27/01/2010	145,00
jeudi	CSR	28/01/2010	145,00
vendredi	CSR	29/01/2010	140,40
lundi	CSR	01/02/2010	141,30
mardi	CSR	02/02/2010	142,50

### 2. Génération des scénarios historiques pour le calcul de la VaR historique

date	ADH	ADI	ATL	ATW	BCP	CMT	CSR	LES	LHM	MNG	RDS	RIS	SLF	TQM	WAA	ValeurPortefeuille	P&L
25/02/2015	32,05	149,50	76,01	376,95	236,00	1196,00	181,05	104,40	1930,00	954,00	180,00	216,00	620,00	501,00	4444,00	9 020 869,84	32 880 965,66
26/02/2015	31,36	137,93	72,19	373,25	233,80	1265,94	180,00	105,00	1930,00	941,51	175,87	224,07	620,00	501,46	4021,48	8 163 193,79	33 738 641,71
27/02/2015	31,57	133,64	69,35	373,05	235,20	1131,81	186,08	106,36	1894,00	919,84	176,74	217,00	620,00	490,61	4245,00	8 616 920,00	33 284 915,50
02/03/2015	32,20	140,79	74,13	373,35	234,50	1195,00	180,95	104,26	1961,59	853,24	172,13	230,14	620,00	497,59	4476,91	9 087 678,10	32 814 157,40
03/03/2015	31,71	133,89	71,43	371,22	234,50	1195,00	185,95	104,00	1935,01	900,09	174,80	220,00	620,00	495,51	4015,54	8 151 140,54	33 750 694,96
04/03/2015	31,76	132,60	70,98	376,19	235,49	1195,00	172,61	105,00	1929,00	930,52	172,08	213,22	620,00	496,50	4295,54	8 719 502,38	33 182 333,12
05/03/2015	31,86	136,66	72,17	375,13	232,67	1195,00	185,40	105,96	1930,00	898,29	174,90	220,00	620,00	499,38	4205,05	8 535 819,58	33 366 015,92
06/03/2015	31,76	143,57	72,33	374,23	237,34	1151,18	178,22	104,60	1921,00	888,28	173,91	215,25	650,00	496,50	4160,30	8 444 990,95	33 456 844,55
09/03/2015	32,43	143,15	72,20	374,18	233,51	1195,00	186,51	103,79	1930,00	895,43	174,90	237,02	620,00	496,50	4421,96	8 976 132,37	32 925 703,13
10/03/2015	31,96	141,80	70,72	373,20	233,51	1195,00	179,61	107,18	1930,00	900,00	171,42	220,00	620,00	493,54	4147,22	8 418 438,13	33 483 397,37
11/03/2015	32,39	140,22	72,70	371,25	234,50	1188,80	175,71	105,50	1930,00	900,00	182,05	220,00	620,00	499,48	4245,00	8 616 920,00	33 284 915,50
12/03/2015	31,62	136,79	70,95	372,12	235,15	1195,00	180,15	104,06	1938,04	901,84	169,49	220,00	639,08	496,50	4245,00	8 616 920,00	33 284 915,50
13/03/2015	31,80	137,68	73,45	375,27	234,50	1195,00	187,94	105,95	1921,99	907,33	182,94	225,79	601,49	496,50	4246,01	8 618 972,14	33 282 863,36
16/03/2015	31,52	134,42	72,23	367,96	234,40	1195,00	181,05	104,01	1879,74	922,73	172,98	220,00	620,00	493,54	4245,00	8 616 920,00	33 284 915,50
17/03/2015	31,69	141,98	72,20	377,47	234,65	1254,23	181,05	104,30	1930,00	873,40	170,53	207,98	596,44	496,50	4245,00	8 616 920,00	33 284 915,50
18/03/2015	30,98	139,30	71,65	371,14	233,81	1195,00	179,16	105,00	1826,79	900,00	172,41	220,00	620,00	499,48	4245,00	8 616 920,00	33 284 915,50
19/03/2015	31,52	136,48	71,75	373,25	232,51	1186,09	181,05	105,05	1939,81	895,43	180,41	220,00	620,00	496,50	4245,00	8 616 920,00	33 284 915,50
20/03/2015	31,71	142,63	72,10	373,00	235,40	1195,00	183,99	106,36	2039,57	917,45	179,36	230,76	644,49	494,53	4245,00	8 616 920,00	33 284 915,50
23/03/2015	31,65	143,13	70,33	375,47	232,85	1177,05	178,16	104,30	1930,00	899,10	166,68	220,00	601,88	499,47	4245,00	8 616 920,00	33 284 915,50
24/03/2015	31,43	140,78	71,14	372,17	235,76	1200,06	181,05	104,20	1950,53	883,77	179,46	214,41	636,70	492,56	4245,00	8 616 920,00	33 284 915,50
25/03/2015	31,25	138,72	72,21	372,26	232,90	1266,60	180,07	105,81	1909,68	918,37	175,93	221,91	607,56	497,00	4245,00	8 616 920,00	33 284 915,50
26/03/2015	30,54	139,91	75,32	371,23	229,57	1206,42	184,00	104,35	1898,18	882,90	179,76	218,10	618,05	496,10	4073,18	8 268 139,90	33 633 695,60
27/03/2015	32,43	135,47	71,84	370,22	236,56	1187,46	181,05	106,46	1940,44	917,43	173,62	220,00	619,02	496,40	4371,40	8 873 503,23	33 028 332,27
30/03/2015	32,01	137,56	72,03	378,20	231,95	1166,55	176,21	104,95	1919,62	882,09	174,28	220,00	620,00	501,56	4245,00	8 616 920,00	33 284 915,50
31/03/2015	31,71	125,82	69,78	370,24	233,98	1221,23	179,06	103,56	1928,96	900,37	174,14	212,35	620,00	489,52	4123,28	8 369 832,41	33 532 003,09
01/04/2015	30,91	125,82	74,19	369,22	229,33	1195,00	181,05	104,80	1928,96	899,91	172,88	218,02	632,75	495,50	4243,95	8 614 782,34	33 287 053,16

Générer scénario

**3. Extrait du calcul des rendements arithmétiques des cours des actions pour le calcul de la VaR paramétrique :**

date	ADH	ADI	ATL	ATW	BCP	CMT	CSR	LES	LHM	MNG	RDS	RIS	SLF	TQM	WAA
01/03/2016	0,03896104	0,04285714	-0,00322581	-0,00241692	0	-0,00793651	0	0,04201681	0,00322581	0	0,01917808	0	0,05270864	0,015	-0,02821317
02/03/2016	0,03125	0,02739726	0	0,01453664	0,01759259	0	0,01058201	-0,0016129	0,05916399	0	0,04166667	0,03933092	0,04311544	-0,01313629	0
03/03/2016	0	0,00666667	-0,00755124	0	-0,00159236	0	0	-0,01453958	0	-0,04709091	0,00322581	0	0	0,04825291	0,04419355
04/03/2016	-0,00181818	-0,00662252	0	-0,01343284	0	0,025	-0,0052356	0,01639344	0,01821494	0,00190803	0,02186495	0	0	-0,01746032	0
07/03/2016	-0,01062538	-0,08	-0,02173913	0,01361573	-0,00250627	0	0,00526316	0,02379032	0	-0,01923443	-0,02454374	0,04393214	0	0	0
08/03/2016	-0,00306843	-0,02898551	0,02222222	0,00567164	-0,0045683	0	0,01518325	-0,01536038	0,019678	0,00213592	-0,01258065	0	-0,0004	0,00969305	0,02255175
09/03/2016	0,00584795	0,05940299	0	-0,01157614	-0,0087196	0,03414634	0,0146983	0	0	0,05793451	-0,00196014	0,03333333	0	-0,008	0
10/03/2016	0,0495716	0,01042547	0	0,01201201	0,02083333	-0,02358491	-0,02414231	0	0	-0,03846154	-0,01145663	0	0,00040016	-0,00483871	0
11/03/2016	0,02915452	-0,01491913	0	-0,01023739	-0,01111111	0,01835749	-0,00234375	0,008	0	0,04380952	-0,00264901	0	0	-0,0178282	0,00302115
14/03/2016	0,01926346	-0,03467799	0,02152174	0	-0,00022931	-0,00379507	0	-0,00436508	0	-0,00547445	0,02921647	0	0	0,02211221	0
15/03/2016	0,03668705	-0,04692082	0,0321345	0	-0,01146789	0,00857143	0,00234926	-0,00584795	0,03853211	0,02322581	0	0,04	0,04	-0,00096868	0
16/03/2016	0,01340483	-0,1	0,04	0,01783841	0,01160093	-0,02738432	0	0,01281025	-0,01764706	-0,01060071	-0,00441362	-0,05645161	-0,00141026	-0,01422107	0
17/03/2016	0,01322751	-0,02564103	0,00118953	-0,01030928	-0,00229358	0	0	0	0,00892857	-0,03673211	0,05982906	-0,03710361	0	-0,01204819	0
18/03/2016	0,04438642	0,05701754	0	0	0,01149425	0	0,02083333	0,00355731	0	-0,04955752	0,03221565	0	0,03866667	0	0,03658537
21/03/2016	-0,01	-0,01244813	0,01782178	0	0	0,1	-0,03061224	-0,01496652	0,1	0,05996276	-0,00636943	0	0	-0,00655738	0
22/03/2016	-0,0020202	0,00672269	-0,00972763	0,02083333	0,00863636	0,05913504	-0,00789474	-0,0079968	0,03429505	0,08924807	0,02564103	0	0,0012837	0,00165017	0
23/03/2016	0,01239879	0	-0,01768173	0	-0,00045065	-0,03083333	-0,00795756	0,03103587	0	0,06	0,03125	-0,05443548	0	0,00494234	-0,02941176
24/03/2016	-0,01274681	-0,01535893	-0,0004	-0,00845481	-0,00788999	0,00601892	0	0,00390993	0	0,00410834	0,01212121	0,02345416	-0,01282051	-0,00163934	0
25/03/2016	-0,00126582	0,01390302	0,00040016	-0,01205528	0	0,01709402	0,00534759	-0,01479751	-0,04947368	-0,00166692	0,0239521	0	0,01168831	0,00164204	0,02121212
28/03/2016	-0,02408112	-0,02173913	-0,001	0,01785714	-0,00022722	-0,02436975	0,00265957	0	0,01328904	-0,05510018	-0,03450292	0	0	-0,00819672	0
29/03/2016	-0,00649351	-0,02564103	0	-0,01549708	0	0,02325581	-0,00265252	0,00790514	-0,00983607	0,01204819	-0,00060569	0,01666667	0,0012837	0	0

**4. Matrice de variance-covariance des rendements arithmétiques des cours des actions :**

	ADH	ADI	ATL	ATW	BCP	CMT	CSR	LES	LHM	MNG	RDS	RIS	SLF	TQM	WAA
ADH	0,000412742	0,000226425	5,05269E-05	6,41564E-05	9,98735E-05	3,57741E-05	8,4046E-05	0,000138407	9,46905E-05	4,45603E-05	0,000172185	5,37395E-05	2,06337E-05	7,07473E-05	9,26307E-05
ADI	0,000226425	0,001217597	6,246E-05	3,51534E-05	4,4664E-05	5,99773E-05	6,75452E-05	9,00319E-05	6,01656E-05	0,000126661	0,000117605	0,000106209	2,91729E-05	1,71062E-05	2,13489E-05
ATL	5,05269E-05	6,246E-05	0,00024646	2,8516E-06	-1,9232E-05	1,36738E-05	2,84525E-05	1,62028E-05	4,51349E-05	1,72905E-05	1,11059E-05	1,6546E-05	1,77673E-05	1,12562E-05	1,33193E-05
ATW	6,41564E-05	3,51534E-05	2,8516E-06	0,0001318	7,51279E-05	2,25615E-05	5,41099E-05	5,49325E-05	5,10126E-05	4,60873E-05	5,41902E-05	4,73617E-07	1,16433E-05	3,82761E-05	1,8904E-05
BCP	9,98735E-05	4,4664E-05	-1,9232E-05	7,51279E-05	0,000216546	3,1252E-05	0,000102114	9,73895E-05	7,87502E-05	4,48733E-05	0,000102586	2,496E-05	-3,09252E-07	4,40129E-05	4,61075E-05
CMT	3,57741E-05	5,99773E-05	1,36738E-05	2,25615E-05	3,1252E-05	0,000472534	7,12363E-05	1,68672E-06	0,000101714	0,000173073	9,55746E-05	-4,85775E-06	3,62688E-05	1,60721E-05	1,09727E-05
CSR	8,4046E-05	6,75452E-05	2,84525E-05	5,41099E-05	0,000102114	7,12363E-05	0,000381833	6,47882E-05	8,94499E-05	9,23244E-05	0,000100551	3,65231E-06	1,07657E-06	5,84854E-05	2,94541E-05
LES	0,000138407	9,00319E-05	1,62028E-05	5,49325E-05	9,73895E-05	1,68672E-06	6,47882E-05	0,000478875	2,99315E-05	6,05431E-05	8,86709E-05	-4,58158E-05	1,9521E-05	3,72189E-05	6,9461E-05
LHM	9,46905E-05	6,01656E-05	4,51349E-05	5,10126E-05	7,87502E-05	0,000101714	8,94499E-05	2,99315E-05	0,000396991	7,37541E-05	9,36389E-05	3,29914E-05	1,07265E-05	4,62915E-05	5,56966E-05
MNG	4,45603E-05	0,000126661	1,72905E-05	4,60873E-05	4,48733E-05	0,000173073	9,23244E-05	6,05431E-05	7,37541E-05	0,000947936	0,000108935	-3,83191E-06	-2,0471E-05	5,13534E-05	4,98141E-05
RDS	0,000172185	0,000117605	1,11059E-05	5,41902E-05	0,000102586	9,55746E-05	0,000100551	8,86709E-05	9,36389E-05	0,000108935	0,000488544	5,76064E-05	6,19627E-05	7,10056E-05	4,09315E-05
RIS	5,37395E-05	0,000106209	1,6546E-05	4,73617E-07	2,496E-05	-4,85775E-06	3,65231E-06	-4,58158E-05	3,29914E-05	-3,83191E-06	5,76064E-05	0,000703855	2,55759E-05	1,6919E-05	-3,10542E-05
SLF	2,06337E-05	2,91729E-05	1,77673E-05	1,16433E-05	-3,09252E-07	3,62688E-05	1,07657E-06	1,9521E-05	1,07265E-05	-2,0471E-05	6,19627E-05	2,55759E-05	0,000163027	1,50506E-06	-1,6786E-05
TQM	7,07473E-05	1,71062E-05	1,12562E-05	3,82761E-05	4,40129E-05	1,60721E-05	5,84854E-05	3,72189E-05	4,62915E-05	5,13534E-05	7,10056E-05	1,6919E-05	1,50506E-06	0,000281494	4,91732E-05
WAA	9,26307E-05	2,13489E-05	1,33193E-05	1,8904E-05	4,61075E-05	1,09727E-05	2,94541E-05	6,9461E-05	5,56966E-05	4,98141E-05	4,09315E-05	-3,10542E-05	-1,6786E-05	4,91732E-05	0,000422833

**5. Extrait du calcul des rendements logarithmiques des cours des actions pour le calcul de la VaR Monte-Carlo:**

date	ADH	ADI	ATL	ATW	BCP	CMT	CSR	LES	LHM	MNG	RDS	RIS	SLF	TQM	WAA
02/03/2016	0,03077166	0,02702867	0	0,014432	0,01743963	0	0,01052641	-0,00161421	0,05747991	0	0,04082199	0,03857716	0,04221185	-0,01322333	0
03/03/2016	0	0,00664454	-0,0075799	0	-0,00159363	0	0	-0,01464632	0	-0,04823577	0,00322061	0	0	0,04712488	0,04324486
04/03/2016	-0,00181984	-0,00664454	0	-0,01352387	0	0,02469261	-0,00524936	0,01626052	0,01805103	0,00190621	0,02162934	0	0	-0,01761455	0
07/03/2016	-0,01068223	-0,08338161	-0,02197891	0,01352387	-0,00250941	0	0,00524936	0,02351174	0	-0,01942182	-0,02484996	0,04299449	0	0	0
08/03/2016	-0,00307314	-0,02941389	0,02197891	0,00565562	-0,00457876	0	0,01506913	-0,01547957	0,01948689	0,00213364	-0,01266045	0	-0,00040008	0,00964638	0,02230121
09/03/2016	0,00583092	0,05770553	0	-0,01164366	-0,00875783	0,0335763	0,01459133	0	0	0,05631843	-0,00196207	0,03278982	0	-0,00803217	0
10/03/2016	0,04838208	0,0103715	0	0,01194044	0,02061929	-0,02386748	-0,02443852	0	0	-0,03922071	-0,01152276	0	0,00040008	-0,00485045	0
11/03/2016	0,02873761	-0,01503154	0	-0,01029015	-0,0111733	0,01819102	-0,0023465	0,00796817	0	0,04287702	-0,00265252	0	0	-0,01798904	0,00301659
14/03/2016	0,01908026	-0,03529354	0,02129342	0	-0,00022933	-0,00380229	0	-0,00437463	0	-0,00548949	0,0287978	0	0	0,02187128	0
15/03/2016	0,0360301	-0,04805729	0,03162898	0	-0,01153415	0,0085349	0,0023465	-0,00439386	-0,00586512	0,03780828	0,02296019	0	0,03922071	-0,00096915	0
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
15/02/2017	0,00293686	0,09521936	-0,00411523	0,0070012	-0,00592302	-0,0065574	-0,00786374	0,01144455	0,0039139	-0,01872257	-0,01334037	0,02066664	0	-0,00075348	0
16/02/2017	-0,01081092	0,05277569	-0,01015448	0	0,00641502	0,00328408	-0,00263505	0	0	-0,01406726	-0,01614198	0	0	0,00501254	-0,01015237
17/02/2017	-0,01192857	0,02775596	0,00187285	-0,01146077	-0,01121199	0,00978801	-0,00264201	0	-0,0039139	-0,02105341	-0,01161576	0,01801851	0,02618357	0	-0,0631789
20/02/2017	-0,00040008	0,05409662	0,09512116	-0,00023527	-0,00432038	0	0	0	0,00781254	-0,01284814	0,00053093	0,01726088	-0,00047214	-0,00375705	0,04651013
21/02/2017	-0,00060042	-0,01734996	0,00188857	0,00703403	0	0,00518136	0,02611114	-0,02090668	0,00038903	0,01284814	0,02671015	0,09495111	0,00353565	-0,00188383	-0,04651013
22/02/2017	-0,00501757	-0,03674666	0	-0,03325722	-0,04165498	-0,01825344	-0,04750233	-0,00317405	-0,00428767	-0,01198644	-0,01825344	0,07419348	0	-0,0069379	0,02998083
23/02/2017	-0,03709822	-0,09978947	-0,01904819	-0,01215082	-0,06453852	-0,01993421	-0,05556985	-0,03999813	-0,00430613	-0,01475081	-0,0212774	-0,10088329	0	0,01992672	0
24/02/2017	0,0022943	-0,06998543	-0,03922071	0,01456336	0,03636764	0,00668899	0,01136376	0,05715841	-0,01502005	-0,02120221	0,00268457	-0,05475051	0	-0,0298492	0,0010543
27/02/2017	0,01036279	0,09528009	0,01587335	-0,00725517	0	0,00066644	0,00282088	-0,00696867	0,00357782	0,01769958	0,00267738	0,06291383	0	-0,00281654	0
28/02/2017	0	0,05189498	0,0367191	0,00725517	0	0,01913618	0	0	0,01144222	0,00262812	0,01906837	0	0	0,02531781	0

**6. Matrice Variance-Covariance des rendements logarithmiques des cours des actions**

	ADH	ADI	ATL	ATW	BCP	CMT	CSR	LES	LHM	MNG	RDS	RIS	SLF	TQM	WAA
ADH	0,000405824	0,000220396	4,98023E-05	6,3667E-05	9,83025E-05	3,55293E-05	8,10969E-05	0,000135637	9,46147E-05	4,48649E-05	0,000170607	5,53781E-05	2,03807E-05	6,94612E-05	9,14919E-05
ADI	0,000220396	0,001196189	6,13899E-05	3,47979E-05	4,53193E-05	6,05507E-05	6,60863E-05	8,81784E-05	6,38954E-05	0,000124003	0,000118575	0,000108015	3,01853E-05	1,64984E-05	2,02307E-05
ATL	4,98023E-05	6,13899E-05	0,000242564	2,72847E-06	-1,91727E-05	1,32101E-05	2,87382E-05	1,65966E-05	4,55775E-05	1,83852E-05	1,13788E-05	1,66503E-05	1,77281E-05	1,14883E-05	1,29539E-05
ATW	6,3667E-05	3,47979E-05	2,72847E-06	0,000131407	7,49717E-05	2,23193E-05	5,28322E-05	5,47607E-05	5,04876E-05	4,5159E-05	5,3829E-05	8,15857E-07	1,13562E-05	3,79877E-05	1,89993E-05
BCP	9,83025E-05	4,53193E-05	-1,91727E-05	7,49717E-05	0,000218163	3,02839E-05	0,00010088	9,58904E-05	7,77341E-05	4,27444E-05	0,000102066	2,78397E-05	-4,12964E-07	4,27754E-05	4,53239E-05
CMT	3,55293E-05	6,05507E-05	1,32101E-05	2,23193E-05	3,02839E-05	0,000468785	7,15504E-05	1,35778E-06	9,76939E-05	0,000168024	9,47099E-05	-4,81394E-06	3,65222E-05	1,58927E-05	1,30871E-05
CSR	8,10969E-05	6,60863E-05	2,87382E-05	5,28322E-05	0,00010088	7,15504E-05	0,000374571	6,25718E-05	9,02526E-05	8,86548E-05	9,76672E-05	5,9342E-06	1,23132E-06	5,71248E-05	2,87357E-05
LES	0,000135637	8,81784E-05	1,65966E-05	5,47607E-05	9,58904E-05	1,35778E-06	6,25718E-05	0,000472549	2,93182E-05	6,02018E-05	8,72645E-05	-4,38715E-05	1,96668E-05	3,62081E-05	6,71038E-05
LHM	9,46147E-05	6,38954E-05	4,55775E-05	5,04876E-05	7,77341E-05	9,76939E-05	9,02526E-05	2,93182E-05	0,000394181	6,95834E-05	9,27088E-05	3,479E-05	1,03795E-05	4,62837E-05	5,52397E-05
MNG	4,48649E-05	0,000124003	1,83852E-05	4,5159E-05	4,27444E-05	0,000168024	8,86548E-05	6,02018E-05	6,95834E-05	0,000935247	0,000105156	-3,02155E-06	-2,02626E-05	5,04003E-05	5,0474E-05
RDS	0,000170607	0,000118575	1,13788E-05	5,3829E-05	0,000102066	9,47099E-05	9,76672E-05	8,72645E-05	9,27088E-05	0,000105156	0,000485985	5,85829E-05	6,17945E-05	7,11144E-05	4,03745E-05
RIS	5,53781E-05	0,000108015	1,66503E-05	8,15857E-07	2,78397E-05	-4,81394E-06	5,9342E-06	-4,38715E-05	3,479E-05	-3,02155E-06	5,85829E-05	0,000697109	2,54922E-05	1,7435E-05	-3,03552E-05
SLF	2,03807E-05	3,01853E-05	1,77281E-05	1,13562E-05	-4,12964E-07	3,65222E-05	1,23132E-06	1,96668E-05	1,03795E-05	-2,02626E-05	6,17945E-05	2,54922E-05	0,000161834	9,98274E-07	-1,63353E-05
TQM	6,94612E-05	1,64984E-05	1,14883E-05	3,79877E-05	4,27754E-05	1,58927E-05	5,71248E-05	3,62081E-05	4,62837E-05	5,04003E-05	7,11144E-05	1,7435E-05	9,98274E-07	0,000278627	4,79898E-05
WAA	9,14919E-05	2,02307E-05	1,29539E-05	1,89993E-05	4,53239E-05	1,30871E-05	2,87357E-05	6,71038E-05	5,52397E-05	5,0474E-05	4,03745E-05	-3,03552E-05	-1,63353E-05	4,79898E-05	0,000418621

**7. Extrait des résultats obtenus de la VaR Journalières utilisée pour le Backtesting**

Date	VaR
27/02/2017	- 1 119 173
24/02/2017	- 1 097 102
23/02/2017	- 1 109 273
22/02/2017	- 922 740
21/02/2017	- 918 091
20/02/2017	- 922 257
17/02/2017	- 905 099
16/02/2017	- 930 595
15/02/2017	- 937 670
14/02/2017	- 941 730
13/02/2017	- 941 155
10/02/2017	- 941 441
09/02/2017	- 946 668
08/02/2017	- 947 692
07/02/2017	- 934 854
06/02/2017	- 937 642
03/02/2017	- 942 294
02/02/2017	- 939 361
01/02/2017	- 940 650
31/01/2017	- 951 056
30/01/2017	- 954 507
27/01/2017	- 955 410
26/01/2017	- 948 424
25/01/2017	- 939 283
24/01/2017	- 934 889
23/01/2017	- 941 047

**Annexe 3 : Extraits des données utilisées pour le calcul de la VaR pour les obligations**

**1. Interface de calcul du taux zéro-coupon :**

Maturité	Taux moyen pondéré	Maturité	Taux de rendement	Taux monétaire	taux actuariel	Taux ZC			
48	2,17%	1	2,13%	2,16%	2,21%	2,18%			
88	2,13%	7	2,13%	2,16%	2,21%	2,18%			
165	2,16%	56	2,13%	2,16%	2,21%	2,18%			
199	2,16%	91	2,13%	2,13%	2,18%	2,18%			
318	2,25%	182	2,16%	2,19%	2,23%	2,20%			
493	2,37%	364	2,28%	2,24%	2,27%	2,31%			
642	2,42%	365	2,24%	1		2,24%		1/1+rN	1/1+ZC1
702	2,44%	730	2,50%	2		2,64%	0,949307384	0,975600585	0,978089704
763	2,47%	1095	2,73%	3		2,97%	0,915810915	0,97339941	0,974324065
772	2,47%	1460	2,71%	4		2,66%	0,900166992	0,9736524	0,9711104
1092	2,58%	1825	2,81%	5		3,04%	0,860809912	0,972634073	0,974048924
1096	2,58%	2190	2,91%	6		3,19%	0,82831204	0,971676217	0,970468519
2054	2,84%	2555	3,00%	7		3,30%	0,796713206	0,970830717	0,969093459
3392	3,17%	2920	3,09%	8		3,44%	0,762671356	0,969986686	0,96805557
3756	3,26%	3285	3,18%	9		3,59%	0,727837603	0,969142288	0,966701026
4540	3,54%	3650	3,27%	10		3,74%	0,692466616	0,968298658	0,96531821
4904	3,48%	4015	3,38%	11		4,05%	0,646433981	0,967262553	0,963917542
6913	3,89%	4380	3,50%	12		4,32%	0,602108561	0,966140791	0,961114048
10581	4,28%	4745	3,55%	13		3,86%	0,611126231	0,965738577	0,958604728
		5110	3,58%	14		3,82%	0,591592686	0,965454042	0,962827604
		5475	3,63%	15		4,10%	0,547606743	0,964964648	0,963198758

**2. Calcul du taux de rendement in fine et du taux zéro-coupon pour les maturités standards:**

Maturité	Taux de rendement	TZC
1	2,16%	2,21%
7	2,16%	2,21%
56	2,16%	2,21%
91	2,13%	2,18%
182	2,18%	2,22%
364	2,30%	2,33%
365	2,34%	2,34%
730	2,49%	2,56%
1095	2,60%	2,72%
1460	2,71%	2,89%
1825	2,82%	3,06%
2190	2,92%	3,19%
2555	3,00%	3,27%
2920	3,08%	3,39%
3285	3,16%	3,53%
3650	3,28%	3,90%
4015	3,39%	4,07%
4380	3,50%	4,20%
4745	3,55%	3,91%
5110	3,58%	3,82%
5475	3,63%	4,10%
5840	3,68%	4,19%
6205	3,74%	4,29%
6570	3,79%	4,39%
6935	3,84%	4,49%

<b>7300</b>	3,87%	4,33%
<b>7665</b>	3,91%	4,40%
<b>8030</b>	3,94%	4,47%
<b>8395</b>	3,98%	4,54%
<b>8760</b>	4,01%	4,62%
<b>9125</b>	4,05%	4,69%
<b>9490</b>	4,08%	4,78%
<b>9855</b>	4,12%	4,86%
<b>10220</b>	4,15%	4,95%
<b>10585</b>	4,18%	5,04%
<b>10950</b>	4,22%	5,13%

**3. Matrice de variance-covariance des rendements arithmétiques des TZC pour 13 maturités standards :**

	1J	91J	182J	365J	730J	1095J	1460J	1825J	2190J	2555J	2920J	3285J	3650J
1J	0,000383413	0,000126199	4,13849E-05	3,35737E-05	4,37212E-05	-6,993E-06	0,000124694	0,000349284	-0,000126903	0,000103948	-3,72009E-05	-0,000126866	3,49134E-05
91J	0,000126199	0,001209911	0,000187692	8,49437E-05	2,57547E-06	-0,000109876	-9,29984E-05	0,00142352	-0,000377066	1,12559E-05	0,000107771	-0,000221967	-0,000266402
182J	4,13849E-05	0,000187692	0,000374363	5,55989E-05	1,24694E-05	-6,10254E-06	-0,000454608	0,000171457	-3,03105E-05	9,83829E-05	-3,03857E-05	-6,43061E-05	-0,00016143
365J	3,35737E-05	8,49437E-05	5,55989E-05	0,001606006	-0,00042626	0,000328948	0,000141816	0,0001136	0,000114404	0,000213211	0,000136783	-8,26538E-05	-6,3981E-05
730J	4,37212E-05	2,57547E-06	1,24694E-05	-0,00042626	0,000982635	-0,000992543	-0,000173587	2,59608E-05	-8,95135E-05	-0,000271776	0,000236319	3,6696E-05	0,000194374
1095J	-6,993E-06	-0,000109876	-6,10254E-06	0,000328948	-0,000992543	0,026106301	-0,005903924	-0,00090489	0,000574912	-7,60916E-05	-0,000307653	-8,93306E-07	-0,000280168
1460J	0,000124694	-9,29984E-05	-0,000454608	0,000141816	-0,000173587	-0,005903924	0,053409635	-0,00154015	0,000438651	0,000221631	-7,26778E-05	-0,000302883	-0,006207756
1825J	0,000349284	0,00142352	0,000171457	0,0001136	2,59608E-05	-0,000904894	-0,001540152	0,005344709	-0,001948355	-0,000265192	0,000344524	-0,000658518	0,000398412
2190J	-0,000126903	-0,000377066	-3,03105E-05	0,000114404	-8,95135E-05	0,000574912	0,000438651	-0,00194835	0,001843694	0,000181155	-0,000130742	0,000148183	-0,000410435
2555J	0,000103948	1,12559E-05	9,83829E-05	0,000213211	-0,000271776	-7,60916E-05	0,000221631	-0,00026519	0,000181155	0,001281277	-8,66798E-05	-0,000185859	-0,000191208
2920J	-3,72009E-05	0,000107771	-3,03857E-05	0,000136783	0,000236319	-0,000307653	-7,26778E-05	0,000344524	-0,000130742	-8,66798E-05	0,01202706	-0,004081207	-3,69393E-05
3285J	-0,000126866	-0,000221967	-6,43061E-05	-8,26538E-05	3,6696E-05	-8,93306E-07	-0,000302883	-0,00065852	0,000148183	-0,000185859	-0,004081207	0,004383152	-0,000364026
3650J	3,49134E-05	-0,000266402	-0,00016143	-6,3981E-05	0,000194374	-0,000280168	-0,006207756	0,000398412	-0,000410435	-0,000191208	-3,69393E-05	-0,000364026	0,009141665

**4. Extraits des résultats la vérification de l'hypothèse de normalité des TZC sous SAS pour le calcul de la VaR paramétrique et la VaR Monte-Carlo :**

**Le Système SAS**

Procédure UNIVARIATE  
Variable : \_6mois

**Tests de normalité**

Test	Statistique		P-value	
Shapiro-Wilk	W	0.687403	Pr < W	<0.0001
Kolmogorov-Smirnov	D	0.234086	Pr > D	<0.0100
Cramer-von Mises	W-Sq	5.34972	Pr > W-Sq	<0.0050
Anderson-Darling	A-Sq	24.94808	Pr > A-Sq	<0.0050

**Le Système SAS**

Procédure UNIVARIATE  
Variable : \_365J

Tests de normalité				
Test	Statistique		P-value	
Shapiro-Wilk	W	0.129973	Pr < W	<0.0001
Kolmogorov-Smirnov	D	0.37416	Pr > D	<0.0100
Cramer-von Mises	W-Sq	13.49549	Pr > W-Sq	<0.0050
Anderson-Darling	A-Sq	66.04315	Pr > A-Sq	<0.0050

### Le Système SAS

Procédure UNIVARIATE  
Variable : \_1460J

Tests de normalité				
Test	Statistique		P-value	
Shapiro-Wilk	W	0.037399	Pr < W	<0.0001
Kolmogorov-Smirnov	D	0.521353	Pr > D	<0.0100
Cramer-von Mises	W-Sq	20.38501	Pr > W-Sq	<0.0050
Anderson-Darling	A-Sq	94.68563	Pr > A-Sq	<0.0050

### Le Système SAS

Procédure UNIVARIATE  
Variable : \_2190J

Tests de normalité				
Test	Statistique		P-value	
Shapiro-Wilk	W	0.0374	Pr < W	<0.0001
Kolmogorov-Smirnov	D	0.52133	Pr > D	<0.0100
Cramer-von Mises	W-Sq	20.38498	Pr > W-Sq	<0.0050
Anderson-Darling	A-Sq	94.6855	Pr > A-Sq	<0.0050

**5. Extrait du calcul des rendements arithmétiques des TZC pour le calcul de la VaR Monte-Carlo :**

	3mois	6mois	365J	730J	1095J	1460J	1825J	2190J	2555J	2920J	3285J	3650J
02/03/2016	-0,00902857	0,0029147	-0,00020435	-0,00388786	-0,00266115	0,00978632	-0,00503474	0	6,8834E-15	-6,5503E-15	0	0
03/03/2016	-0,00342812	0	-0,03544802	0,00668923	-0,00738071	0,00992936	-7,2164E-15	7,3275E-15	-6,8834E-15	0	0	6,2172E-15
04/03/2016	-0,01491434	0	0	0,00058842	0,00039716	0,00312303	-0,03283543	-0,0139737	0,00707612	0,01311152	0,01886038	-0,02745005
07/03/2016	-0,00309993	-0,00675421	0,00083216	-0,0004	8,6597E-15	-7,1054E-15	0	0	0	0	0	0
08/03/2016	0,00712684	0	0,00648298	0,00506422	0,00552297	-0,00728808	-7,4385E-15	-0,00138269	-0,00276925	-0,00353728	-0,00426249	0,00616927
09/03/2016	-0,0030694	0	0,00042237	0,00051824	0,00048687	-0,01225223	-0,00771357	0,01959506	-0,00038107	-0,00092457	-0,00143729	0,025397
10/03/2016	-0,00143566	-0,01394267	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
11/03/2016	0	0	0,00011715	0,00057682	0,08504727	-0,068993	-0,00349809	-0,00187888	0,00146239	0,00322079	0,00488196	0,00881447
14/03/2016	-0,00320493	-0,00250172	0,02733401	-0,01424978	0,00048678	0,01012729	-0,01095207	0,01221672	-0,0008249	-0,00198926	-0,00308554	0,00975131
15/03/2016	0	-0,00217051	-0,03896942	0,01515493	-0,08181212	0,0559588	0,02196717	-0,0028276	-0,00081355	-0,0019647	-0,00305046	-0,00084228
22/03/2016	7,9104E-05	-0,00120141	-0,0066852	0,0032282	0,06535595	-0,05800627	0,00789208	0,00643854	-0,00493363	-0,00710946	0,00277556	0,00959634
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
16/02/2017	-0,00398243	-0,00013442	-0,0015207	0,01128882	-0,00277052	-0,01428038	-0,01409188	0,00135579	0,04174637	0,09307098	-0,0325939	-0,03844775
17/02/2017	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
20/02/2017	5,1259E-05	-0,01134932	-0,00917418	-0,00644739	-0,00183106	0,00019606	0,02226775	0,01354793	-0,02586704	-0,05761447	-0,01959191	0,04914202
21/02/2017	-0,0147089	-0,0056305	-0,02479243	-0,01629338	-0,01531144	-0,01437176	-0,0129527	-0,0043993	0,01532736	0,01296277	0,04299308	-0,02404628
22/02/2017	0,02970573	0,04548299	0,04847686	0,0259617	0,02192307	0,03446823	0,0376328	0,02413682	-0,02399035	-0,04101807	-0,05688086	0,01303264
23/02/2017	-0,02884876	-0,04442068	-0,07364121	-0,0065717	0,05824547	-0,10457516	-0,03273318	-0,0243941	0,00676011	0,01938861	0,03185885	-0,03146005
24/02/2017	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
27/02/2017	0,00130821	-0,00817293	0,03919491	0,00749712	-0,09273103	0,08435408	0,00272123	5,7271E-05	0	0	0	0,01095477
28/02/2017	-0,0013065	0,00190908	0,00329023	-0,03408235	0,00610522	-0,00058994	0,00328306	0,00156461	-0,01024803	-0,01442643	-0,01866475	0,02928922

**6. Matrice de variance-covariance des rendements arithmétiques des TZC pour 12 maturités standards :**

	3mois	6mois	365J	730J	1095J	1460J	1825J	2190J	2555J	2920J	3285J	3650J
3mois	1,21E-03	1,88E-04	8,49E-05	2,58E-06	-1,10E-04	-9,30E-05	1,42E-03	-3,77E-04	1,13E-05	1,08E-04	-2,22E-04	-2,66E-04
6mois	1,88E-04	3,74E-04	5,56E-05	1,25E-05	-6,10E-06	-4,55E-04	1,71E-04	-3,03E-05	9,84E-05	-3,04E-05	-6,43E-05	-1,61E-04
365J	8,49E-05	5,56E-05	1,61E-03	-4,26E-04	3,29E-04	1,42E-04	1,14E-04	1,14E-04	2,13E-04	1,37E-04	-8,27E-05	-6,40E-05
730J	2,58E-06	1,25E-05	-4,26E-04	9,83E-04	-9,93E-04	-1,74E-04	2,60E-05	-8,95E-05	-2,72E-04	2,36E-04	3,67E-05	1,94E-04
1095J	-1,10E-04	-6,10E-06	3,29E-04	-9,93E-04	2,61E-02	-5,90E-03	-9,05E-04	5,75E-04	-7,61E-05	-3,08E-04	-8,93E-07	-2,80E-04
1460J	-9,30E-05	-4,55E-04	1,42E-04	-1,74E-04	-5,90E-03	5,34E-02	-1,54E-03	4,39E-04	2,22E-04	-7,27E-05	-3,03E-04	-6,21E-03
1825J	1,42E-03	1,71E-04	1,14E-04	2,60E-05	-9,05E-04	-1,54E-03	5,34E-03	-1,95E-03	-2,65E-04	3,45E-04	-6,59E-04	3,98E-04
2190J	-3,77E-04	-3,03E-05	1,14E-04	-8,95E-05	5,75E-04	4,39E-04	-1,95E-03	1,84E-03	1,81E-04	-1,31E-04	1,48E-04	-4,10E-04
2555J	1,13E-05	9,84E-05	2,13E-04	-2,72E-04	-7,61E-05	2,22E-04	-2,65E-04	1,81E-04	1,28E-03	-8,67E-05	-1,86E-04	-1,91E-04
2920J	1,08E-04	-3,04E-05	1,37E-04	2,36E-04	-3,08E-04	-7,27E-05	3,45E-04	-1,31E-04	-8,67E-05	1,20E-02	-4,08E-03	-3,69E-05
3285J	-2,22E-04	-6,43E-05	-8,27E-05	3,67E-05	-8,93E-07	-3,03E-04	-6,59E-04	1,48E-04	-1,86E-04	-4,08E-03	4,38E-03	-3,64E-04
3650J	-2,66E-04	-1,61E-04	-6,40E-05	1,94E-04	-2,80E-04	-6,21E-03	3,98E-04	-4,10E-04	-1,91E-04	-3,69E-05	-3,64E-04	9,14E-03

### Annexes 4: Codes VBA Excel permettant de calculer la matrice Variance-Covariance et faire la décomposition de Cholesky

---

```
Function VarCov(rng As Range) As Variant

    Dim i As Integer
    Dim j As Integer
    Dim colnum As Integer
    Dim matrice() As Double

    colnum = rng.Columns.Count
    ReDim matrice(colnum - 1, colnum - 1)

    For i = 1 To colnum
        For j = 1 To colnum
            matrice(i - 1, j - 1) = Application.WorksheetFunction.Covar(rng.Columns(i), rng.Columns(j))
        Next j
    Next i

    VarCov = matrice

End Function
```

---

```
Function CholeskyDecompose(matrice As Range)

    Dim A, LTM() As Double, S As Double
    Dim j As Long, K As Long, i As Long, N As Long, M As Long

    A = matrice
    N = matrice.Rows.Count
    M = matrice.Columns.Count
    If N <> M Then
        CholeskyDecompose = "La matrice n'a pas d'inverse"
        Exit Function
    End If
    ReDim LTM(1 To N, 1 To N)
    For j = 1 To N
        S = 0
        For K = 1 To j - 1
            S = S + LTM(j, K) ^ 2
        Next K
        LTM(j, j) = A(j, j) - S
        If LTM(j, j) <= 0 Then Exit For
        LTM(j, j) = Sqr(LTM(j, j))
        For i = j + 1 To N
            S = 0
            For K = 1 To j - 1
                S = S + LTM(i, K) * LTM(j, K)
            Next K
            LTM(i, j) = (A(i, j) - S) / LTM(j, j)
        Next i
    Next j
    CholeskyDecompose = LTM
End Function
```

---

## **Bibliographie :**

### ➤ **Ouvrages :**

- [1] : John HULL, « **Gestion des risques & institutions financières** », 3<sup>ème</sup> Edition.  
 [2] : John HULL, « **Options, futures et autres actifs dérivés** », 9<sup>ème</sup> Edition.  
 [3] : H. Follmer and A. Schied, « **Stochastic finance, an introduction in discrete time** », volume 27 de Gruyter Studies in Mathematics, 2004.  
 [4] : Hull J.C. et White A., « **Value at Risk when daily changes are not normally distributed** », Journal of Derivatives ,printemps 1998, vol. 5, p.9-19.

### ➤ **Circulaires :**

- [5] : Bank Al Maghrib, Direction de la supervision bancaire, Circulaire N° 02/04 :  
 « **Conditions d'évaluation des valeurs apportées à un organisme de placement collectif en valeurs mobilières ou détenues par lui** ».  
 [6] : Bank Al Maghrib, Direction de la supervision bancaire, Circulaire N° **8/G/2010** :  
 « **Exigences en fonds propres pour la couverture des risques de crédit, de marché et opérationnels selon les approches internes aux établissements de crédit** ».

### ➤ **Cours :**

- [7] : Jean-Baptiste Desquilbert, Cours « **3-VALUE at RISK** », Université d'Artois/Université de Lille1.  
 [8] : Daniel Herlemont, « **Value at Risk -étude de cas** », 17 juin 2011  
 [9] : Thierry RONCALLI, Cours « **Introduction à la Gestion des Risques** », ENSAI, 3<sup>ème</sup> Année.  
 [10] : Thomas GUIBERT, Cours de la chaire Risques Financiers de la fondation du Risque « **Mesures de risque de marché** », Master 2<sup>ème</sup> année (Master Recherche Probabilités et Applications (Université Paris 6 et Ecole Polytechnique) & Master Recherche Mathématiques et Applications (Université Marne La Vallée et ENPC)), 2012-2013.  
 [11] : Arthur Charpentier, Cours « **Mesures de risque** », Université Rennes 1, 2010.  
 [12] : Tomasz ZIELIŃSKI, University of Economics in Katowice, « **MERTON'S AND KMV MODELS IN CREDIT RISK MANAGEMENT** ».  
 [13] : Mr. Yassine EL QALLI, INSEA, Cours « **Calcul stochastique** »

### ➤ **Mémoires :**

- [14] : Raoul FOKOU, Mémoire de fin d'études présenté en vue de l'obtention du titre d'Actuaire, EURIA, Promotion 2006, « **Mesure du risque de marché d'un portefeuille de type Actions (Value-At-Risk, Value-At-Risk Conditionnelle)** ».  
 [15] : Hatim BRIK, Mémoire présentée en vue de l'obtention du grade de maîtrise en science de la gestion, Ecoles des hautes Etudes Commerciales Affiliée à l'Université de Montréal, Promotion 2005, « **Calcul de la VaR d'un Portefeuille d'Obligations Corporatives** ».

[16] : Sanda BENSGHIR, Mémoire de fin d'études, ISUP, Promotion 2006, « **Calcul de la VaR selon l'approche historique et la théorie des valeurs extrêmes sur un fond alternatif de Dexia Asset Management** ».

[17] : Christophe Hurlin & Sessi Tokpavi, Juin 2007, « **Une Evaluation des Procédures de Backtesting : "Tout va pour le Mieux dans le Meilleur des Mondes** ».

[18] : Saoussane BENJELLOUN, EMI, Promotion 2014, « **Construction d'un portefeuille Trading Obligataire : Immunisation contre le risque de taux et de crédit et Optimisation** »

➤ **Rapports :**

[19] : Rapport Groupe BMCE BANK, « **Gestion des Risques et Finance** »

➤ **Webographie :**

[20] : <http://www.lafinancepourtous.com/Decryptages/Dossiers/Comite-de-Bale/Rappel-sur-la-reglementation-Bale-II>

[21] : <http://www.casablanca-bourse.com/bourseweb/NegociationHistorique.aspx?Cat=24&IdLink=302>

[22] : [www.bis.org/publ](http://www.bis.org/publ)

[23] : <http://www.financebanque.blogspot.com/2010/05/les-methodes-de-calcul-de-la-value-at.html?m=1>

[24] : <https://www.andlil.com/le-principe-de-diversification-en-gestion-de-portefeuille-144575.html>

