

Mémoire présenté le : 26/09/2023  
pour l'obtention du Diplôme Universitaire d'actuariat de l'ISFA  
et l'admission à l'Institut des Actuaires

Par : Lise De Stéphano .....

Titre : Quantification du montant de fonds propres nécessaires pour couvrir les risques relatifs à des biens immobiliers locatifs résidentiels .....

Confidentialité :  NON  (Durée :  1 an  2 ans)

*Les signataires s'engagent à respecter la confidentialité indiquée ci-dessus*

Membres présents du jury de *Signature :* Entreprise :

*l'Institut des Actuaires :*

Octave Djekadom .....

Hélène Gelé .....

.....

Membres présents du jury de

*l'ISFA :*

Pierre Ribereau .....

Ying Jiao .....

.....

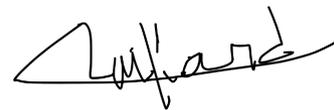
*Nom :* Caisse des Dépôts et Consignations

*Signature :*

Directeur de mémoire en entreprise :

*Nom :* Marlène Raillard .....

*Signature :*



Invité :

*Nom :* .....

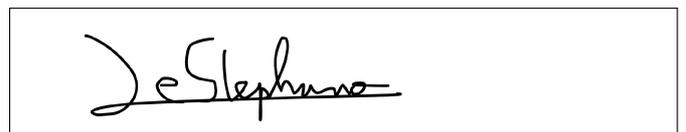
*Signature :*

**Autorisation de publication et de mise en ligne sur un site de diffusion de documents actuariels (après expiration de l'éventuel délai de confidentialité)**

Signature du responsable entreprise :



Signature du candidat :



# Résumés français et anglais

## Résumé :

La réglementation prudentielle bancaire impose aux établissements financiers de calculer des exigences de fonds propres afin d'assurer leur solvabilité en cas de crise. Les banques qui détiennent des biens immobiliers dans leurs portefeuilles sont exposées à un risque de perte de valeur de ces actifs. A ce titre, un montant de fonds propres nécessaire pour couvrir ce risque peut être estimé. L'objet de ce mémoire est l'étude de différentes méthodes de quantification du montant de besoin en fonds propres pour un portefeuille composé de biens immobiliers résidentiels destinés à la location. Ce mémoire est divisé en cinq parties. Les deux premiers chapitres décrivent respectivement le contexte réglementaire et la situation économique historique et actuelle du marché immobilier résidentiel français. La troisième partie est consacrée à la description des caractéristiques et des données financières du portefeuille immobilier. Il constitue le support des applications menées dans cette étude. Les deux dernières parties sont consacrées à la description théorique puis à l'application des méthodes de quantification des besoins en fonds propres. Différents modèles de calcul sont présentés et analysés. Parmi ces méthodes, le mémoire s'est attaché à étudier en détail une méthode fondée sur la valorisation des biens par actualisation des revenus futurs et utilisant des simulations Monte-Carlo.

Mots clés : immobilier, Bâle III, exigence de fonds propres, résidentiel, valorisation DCF

## Abstract :

Prudential banking regulations require financial institutions to calculate the capital requirements needed to ensure their solvency in times of crisis. Banks that hold real estate in their portfolios are exposed to the risk that the value of those assets will decline. For this purpose, the amount of capital required to cover these risks can be estimated. The purpose of this dissertation is to examine different methods for quantifying the capital requirements of a rental housing portfolio. This dissertation is divided into five parts. The first two chapters respectively describe the regulatory background and the historical and current economic situation of the French residential real estate market. The third part is devoted to describing the characteristics and the financial data of the real estate portfolio. This portfolio will support the applications carried out in this research. The last two sections are dedicated to the theoretical description and then to the application of the capital requirements quantification methods. Various calculation models are presented and analyzed. Among these models, this dissertation focused on a detailed investigation of a method based on cash-flow discounting and the use of Monte-Carlo simulations.

Key words: real estate, Bâle III, capital requirement, residential, Discounted Cash-Flow method

# Table des matières

<b>Table des figures</b>	<b>5</b>
<b>Liste des tableaux</b>	<b>6</b>
<b>Liste des abréviations, sigles et acronymes</b>	<b>7</b>
<b>Introduction</b>	<b>8</b>
<b>1 Cadre réglementaire prudentiel relatif au calcul des besoins en fonds propres</b>	<b>10</b>
1.1 Bâle III	10
1.2 Package CRD / CRR	12
1.3 Réglementation prudentielle spécifique à la Caisse des Dépôts et Consignations	12
<b>2 Marché immobilier locatif résidentiel français</b>	<b>14</b>
2.1 Données clés du marché immobilier locatif résidentiel français	14
2.1.1 Evolution des loyers des logements résidentiels	14
2.1.2 Evolution des prix des logements	17
2.1.3 Indicateurs de performance de l'immobilier résidentiel français	19
2.1.4 Taux de vacance des logements français	20
2.2 Crises historiques et évolutions à venir du marché immobilier français	21
2.3 Méthodes de valorisations immobilières	23
<b>3 Présentation des principales caractéristiques du portefeuille immobilier et des risques associés</b>	<b>25</b>
3.1 Description générale du portefeuille	25
3.2 Focus sur le portefeuille immobilier locatif résidentiel	26
<b>4 Méthodes de quantification du montant de besoin en fonds propres au titre du risque immobilier locatif résidentiel</b>	<b>28</b>
4.1 Méthode réglementaire bancaire	29
4.2 Méthode Discounted Cash-Flow (DCF) et simulations Monte-Carlo	30
4.2.1 Modélisation des flux locatifs	32
4.2.1.1 Modélisation de l'indice des loyers	32
4.2.1.1.1 Ajustement d'une loi de distribution	32
4.2.1.1.2 Mouvement brownien géométrique	34
4.2.1.2 Ajout de facteurs de risques	35
4.2.2 Modélisation de la valeur terminale	36
4.2.2.1 Formule de Gordon Shapiro	36
4.2.2.2 Croissance de la valeur du bien à partir de la valorisation initiale	36
4.2.3 Modélisation du taux d'actualisation	37
4.2.3.1 Égalisation de la valorisation centrale avec la valorisation initiale	37
4.2.3.2 Utilisation de la courbe zéro-coupon	37
4.3 Méthode de VaR sur un indice de marché immobilier	38
4.3.1 VaR Historique et VaR Monte Carlo	38
4.3.2 Corrélations des indices immobiliers avec les indices actions	39

<b>5</b>	<b>Application sur les données du portefeuille locatif résidentiel</b>	<b>41</b>
5.1	Méthode réglementaire bancaire . . . . .	42
5.2	Méthode Discounted Cash-Flow (DCF) et simulations Monte-Carlo . . . . .	42
5.2.1	Résultats selon les différentes méthodes de détermination des flux de revenus locatifs . . . . .	43
5.2.1.1	Résultats en considérant uniquement l'indexation . . . . .	43
5.2.1.1.1	Modélisation des trajectoires de l'indice des loyers . . . . .	43
5.2.1.1.2	Simulation des trajectoires de l'indice des loyers . . . . .	47
5.2.1.1.3	Comparaison des résultats selon les différentes méthodes d'indexation des loyers . . . . .	50
5.2.1.2	Résultats avec prise en compte du facteur de vacance . . . . .	52
5.2.1.2.1	Modélisation des trajectoires du taux de vacance . . . . .	52
5.2.1.2.2	Résultats avec prise en compte de la vacance pour l'ensemble des agrégats . . . . .	54
5.2.1.2.3	Résultats avec prise en compte de la vacance seulement pour certains agrégats . . . . .	55
5.2.1.3	Résultats avec la prise en compte des charges . . . . .	57
5.2.1.4	Sensibilité aux facteurs de risque . . . . .	60
5.2.1.4.1	Sensibilité du taux de BFP à une évolution du facteur d'indexation . . . . .	60
5.2.1.4.2	Sensibilité du taux de BFP à une évolution du taux de vacance . . . . .	61
5.2.1.4.3	Sensibilité du taux de BFP à une évolution du taux de charge . . . . .	61
5.2.2	Résultats selon les différentes méthodes de calcul de la valeur terminale . . . . .	63
5.2.2.1	Modélisation des trajectoires de l'indice des prix des logements . . . . .	63
5.2.2.1.1	Corrélation entre l'indice des loyers et l'indice des prix . . . . .	64
5.2.2.1.2	Modélisation et simulation des trajectoires . . . . .	65
5.2.2.2	Ajout d'un taux de croissance à la formule de Gordon Shapiro . . . . .	66
5.2.2.3	Application de la méthode utilisant un taux de croissance et comparaison des méthodes . . . . .	68
5.2.2.4	Sensibilité du taux de BFP à une évolution de la valeur terminale . . . . .	69
5.2.3	Comparaison des résultats selon les différentes méthodes de calcul du taux d'actualisation . . . . .	70
5.2.4	Conclusion sur les résultats de la méthode DCF . . . . .	72
5.3	Méthode de VaR . . . . .	73
5.3.1	VaR historique . . . . .	74
5.3.2	VaR Monte-Carlo . . . . .	74
5.4	Comparaison des trois méthodes . . . . .	76
	<b>Conclusion</b>	<b>80</b>
	<b>Bibliographie</b>	<b>82</b>
	<b>Annexes</b>	<b>84</b>

# Table des figures

1.1	Réglementation prudentielle . . . . .	13
2.1	Evolution des valeurs de l'IRL et de l'IPC depuis 2004 . . . . .	16
2.2	Variations annuelles de l'IRL et de l'IPC . . . . .	16
2.3	Evolution des valeurs de l'IPL . . . . .	17
2.4	Evolution annuelle de l'IPL . . . . .	18
2.5	Valeurs des indices IPD France . . . . .	19
2.6	Rendements annuels des indices immobiliers IPD France . . . . .	20
2.7	Evolution du taux de vacance de 1983 à 2022 . . . . .	21
3.1	Répartition des revenus locatifs par zones géographiques . . . . .	27
4.1	15 premières années de la courbe zéro-coupon de l'EIOPA . . . . .	38
5.1	Histogramme des taux de rendements trimestriels de l'IRL . . . . .	44
5.2	Comparaison de l'histogramme des taux de rendements avec les densités des lois ajustées . . . . .	45
5.3	Diagrammes quantile-quantiles pour les lois Gaussienne, log-normale et NIG . . . . .	46
5.4	Trajectoires IRL simulées - loi NIG . . . . .	47
5.5	Scénarios des facteurs d'indexation Caisse des Dépôts et simulation par la loi NIG . . . . .	48
5.6	Trajectoires IRL simulées - MBG . . . . .	49
5.7	Histogramme des taux de rendements de l'évolution annuelle du taux de vacance . . . . .	52
5.8	Trajectoires simulées du taux de vacance - Loi NIG . . . . .	53
5.9	Trajectoires simulées du taux de vacance - MBG . . . . .	53
5.10	Contribution des facteurs de risque . . . . .	55
5.11	Nouvelles contributions des facteurs de risque . . . . .	57
5.12	Contributions des facteurs de risque . . . . .	58
5.13	Contributions des facteurs de risque par agrégat . . . . .	59
5.14	Sensibilité du taux de BFP à une évolution du taux de rendements de l'IRL en scénario stressé . . . . .	60
5.15	Sensibilité du taux de BFP à une évolution du taux de vacance en scénario stressé . . . . .	61
5.16	Sensibilité du taux de BFP à une évolution du taux de charge sur les deux scénarios . . . . .	62
5.17	Sensibilité du taux de BFP à une évolution du taux de charge pour le scénario stressé . . . . .	62
5.18	Histogramme de l'IPL . . . . .	65
5.19	Trajectoires IPL simulées - loi Gaussienne . . . . .	65
5.20	Trajectoires IPL simulées - MBG . . . . .	66
5.21	Sensibilité du taux de BFP à une évolution de la valeur terminale . . . . .	69
5.22	Comparaison des méthodes d'actualisation . . . . .	71
5.23	Histogramme des taux de rendements de l'IPD Résidentiel . . . . .	73
5.24	Histogramme des taux de rendements et densités théoriques . . . . .	75
5.25	Sensibilité de la VaR au niveau de confiance . . . . .	76
5.26	IPL - Comparaison de l'histogramme des taux de rendements avec les densités des lois ajustées . . . . .	85
5.27	IPL - Diagrammes quantile-quantiles pour les lois Gaussienne, log-normale et NIG . . . . .	86
5.28	Vacance - Comparaison de l'histogramme des taux de rendements avec les densités des lois ajustées . . . . .	87
5.29	Vacance - Diagrammes quantile-quantiles pour les lois Gaussienne, log-normale et NIG . . . . .	88
5.30	IPD - Comparaison de l'histogramme des taux de rendements avec les densités des lois ajustées . . . . .	89
5.31	IPD - Diagrammes quantile-quantiles pour les lois Gaussienne, log-normale et NIG . . . . .	90

# Liste des tableaux

3.1	Données financières du portefeuille . . . . .	27
5.1	Montants de Besoin en Fonds Propres d'après les méthodes réglementaires . . . . .	42
5.2	IRL - Paramètres calibrés de la distribution Gaussienne . . . . .	44
5.3	IRL - Paramètres calibrés de la distribution log-normale . . . . .	44
5.4	IRL - Paramètres calibrés de la distribution Normale Inverse Gaussienne . . . . .	45
5.5	IRL - Résultats du test de Kolmogorov-Smirnov . . . . .	46
5.6	Evolutions annuelles de l'IRL dans les scénarios modélisés par la loi NIG . . . . .	48
5.7	Résultats avec modélisation de l'IRL par une loi Normale Inverse Gaussienne (NIG) . . . . .	50
5.8	Résultats avec modélisation de l'IRL par un Mouvement Brownien Géométrique (MBG) . . . . .	51
5.9	Résultats avec les scénarios de la Caisse des Dépôts . . . . .	51
5.10	Résultats avec prise en compte de l'indexation et de la vacance sur l'ensemble des agrégats . . . . .	54
5.11	Agrégats concernés par le facteur de vacance . . . . .	56
5.12	Résultats avec prise en compte de l'indexation et de la vacance sur certains agrégats . . . . .	56
5.13	Résultats avec prise en compte de l'indexation, de la vacance sur certains agrégats et des charges . . . . .	58
5.14	Résultats des coefficients de corrélation . . . . .	64
5.15	Résultats avec et sans prise en compte d'un taux de croissance dans la valeur terminale . . . . .	67
5.16	Résultats selon la méthode de modélisation de l'IPL . . . . .	68
5.17	Résultats selon la méthode d'actualisation . . . . .	71
5.18	Comparaison des méthodes d'actualisation . . . . .	72
5.19	Résultats de la VaR historique . . . . .	74
5.20	Résultats de la VaR Monte Carlo . . . . .	75
5.21	Avantages et limites de la méthode réglementaire . . . . .	78
5.22	Avantages et limites des méthodes utilisant la valorisation DCF . . . . .	78
5.23	Avantages et limites des méthodes VaR . . . . .	79
5.24	IPL - Paramètres calibrés de la distribution Gaussienne . . . . .	85
5.25	IPL - Paramètres calibrés de la distribution log-normale . . . . .	85
5.26	IPL - Paramètres calibrés de la distribution Normale Inverse Gaussienne . . . . .	85
5.27	IPL - Résultats du test de Kolmogorov-Smirnov . . . . .	86
5.28	Vacance - Paramètres calibrés de la distribution Gaussienne . . . . .	87
5.29	Vacance - Paramètres calibrés de la distribution log-normale . . . . .	87
5.30	Vacance - Paramètres calibrés de la distribution Normale Inverse Gaussienne . . . . .	87
5.31	Vacance - Résultats du test de Kolmogorov-Smirnov . . . . .	88
5.32	IPD - Paramètres calibrés de la distribution Gaussienne . . . . .	89
5.33	IPD - Paramètres calibrés de la distribution log-normale . . . . .	89
5.34	IPD - Paramètres calibrés de la distribution Normale Inverse Gaussienne . . . . .	89
5.35	IPD - Résultats du test de Kolmogorov-Smirnov . . . . .	90

# Liste des abréviations, sigles et acronymes

ACPR	Autorité de Contrôle Prudentiel et de Résolution
BFP	Besoin en Fonds Propres
CDC	Caisse des Dépôts et Consignations
BCE	Banque Centrale Européenne
COREP	COmmon solvency ratio REPorting
CRD	Capital Requirement Directive (= Directive des exigences de fonds propres)
CRR	Capital Requirement Regulation (= Régulation des exigences de fonds propres)
DCF	Discounted Cash-Flow (= flux de trésorerie actualisés)
DPE	Diagnostic de Performance Energétique
EAD	Exposure At Default (= Exposition au risque)
EBA	European Banking Authority (= Autorité bancaire européenne)
ECLN	Enquête sur la Commercialisation des Logements Neufs
EIOPA	European Insurance and Occupational Pensions Authority (= Autorité européenne des assurances et des pensions professionnelles)
EL	Expected Loss (= Pertes attendues)
ICAAP	Internal Capital Adequacy Assessment Process (= Processus d'évaluation de l'adéquation du capital interne)
ICC	Indice du Coût de la Construction
INSEE	Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques
IPC	Indice des Prix à la Consommation
IPD	Investment Property Databank
IPEA	Indice des Prix d'Entretien-Amélioration des bâtiments
IPL	Indice des Prix des Logements
IRB	Internal Rating Based
IRL	Indice de Référence des Loyers
ITS	Implementing Technical Standards (= Normes techniques d'application)
LCR	Liquidity Coverage Ratio (= Ratio de liquidité court terme)
LGD	Loss Given Default (= Pertes en cas de défaut)
MBG	Mouvement Brownien Géométrique
NI	Notations Internes
NIG	Normale Inverse Gaussienne
NSFR	Net Stable Funding Ratio (= Ratio structurel de liquidité à long terme)
OAT	Obligations Assimilables du Trésor
PD	Probabilité de Défaut
PNS	Paris Notaires Services
RTS	Regulatory Technical Standards (= Normes techniques de réglementation)
RW	Risk Weight (= Coefficient de pondération)
RWA	Risk-Weighted Assets (= Actifs pondérés par le risque)
SCR	Solvency Capital Requirement (= Capital de solvabilité requis)
SME	Système Monétaire Européen
UL	Unexpected Loss (= Pertes imprévues)
VaR	Value-at-Risk

# Introduction

Dans le secteur bancaire, des fonds propres non adaptés ou de faibles qualités intensifient l'ampleur et la gravité des chocs financiers. Ainsi, afin d'assurer la capacité de résistance en période de tensions des établissements financiers, ces derniers sont soumis à une réglementation prudentielle. Elle regroupe l'ensemble des règles qui encadrent la bonne conduite des banques afin de limiter le risque de faillite. En particulier, elle impose que les établissements financiers détiennent un certain niveau de fonds propres pour se couvrir des pertes inattendues résultant d'une situation de crise.

Dans le cadre du processus interne d'évaluation de l'adéquation du capital (ICAAP - Internal Capital Adequacy Assessment Process), la Banque Centrale Européenne (BCE) indique que deux approches complémentaires doivent être menées pour évaluer le montant de fonds propres nécessaire : l'approche normative et l'approche économique. Pour un établissement, l'approche normative consiste à évaluer sa capacité à respecter l'ensemble des exigences réglementaires et prudentielles qui lui sont imposées en matière de fonds propres. Cette approche est complétée par une approche économique qui consiste à recenser et quantifier de manière exhaustive, les risques significatifs pouvant provoquer des pertes économiques afin de veiller à ce que ces derniers soient couverts par du capital interne.

La Caisse des Dépôts et Consignations possède un portefeuille de biens immobiliers. A ce titre, elle est donc exposée à un risque de perte de valeur de ce portefeuille. Dans le cadre de son approche économique, la Caisse des Dépôts et Consignations calcule un montant de besoin en fonds propres déterminé au titre des risques relatifs à ses actifs immobiliers.

Pour contextualiser, ce mémoire a été réalisé dans la direction de l'audit du Groupe Caisse des Dépôts et Consignations. Une mission d'audit a été menée sur les modèles immobiliers de la direction financière de la Caisse des Dépôts au second semestre 2022. Ce mémoire, réalisé à posteriori de la mission d'audit, permet de rassembler les différentes méthodes disponibles pour calculer le besoin en fonds propre nécessaire à la couverture des risques sur l'immobilier résidentiel et de mettre en avant les limites et avantages de chacune des méthodes. Il constitue une base des méthodologies et des réglementations utiles à l'audit pour la réalisation de futures missions d'audits. La direction financière possède un modèle assez complexe pour l'immobilier locatif résidentiel. Il permet de prendre en compte différents facteurs de risque impactant l'immobilier résidentiel. Les risques considérés par ce modèle sont l'évolution défavorable des indices d'indexation des loyers, la hausse du taux d'impayés, l'augmentation du temps de vacance et la baisse de la valeur locative. Pour les besoins de l'étude, une approche simplifiée du modèle a été utilisée dans ce mémoire.

Cette étude a pour objectif de mettre en regard différentes méthodes, y compris la méthode utilisée par la Caisse des Dépôts et Consignations dans une approche simplifiée, pour calculer le montant de besoin en fonds propres nécessaire pour couvrir les risques associés à un portefeuille immobilier locatif résidentiel.

Après avoir exposé le cadre réglementaire prudentiel relatif au calcul de besoin en fonds propres (chapitre 1), des éléments relatifs au marché immobilier français seront présentés (chapitre 2). Puis, le portefeuille immobilier ainsi que les risques associés seront détaillés (chapitre 3). Enfin, les différentes méthodes de quantification du montant de besoin en fonds propres (chapitre 4) et les résultats sur un cas concret seront analysés (chapitre 5). Dans ce mémoire, la principale méthodologie étudiée est une approche quantitative utilisant la valorisation DCF (Discounted Cash-Flow) et des simulations Monte-Carlo. Deux autres méthodes sont également présentées pour comparaison : une approche réglementaire relative au risque de crédit et une méthode de VaR.

# Chapitre 1

## Cadre réglementaire prudentiel relatif au calcul des besoins en fonds propres

De nombreux textes réglementaires prudentiels français et européens s'appliquent aux banques. La réglementation prudentielle regroupe l'ensemble des règles qui encadrent la bonne conduite des banques afin de limiter le risque de faillite. Défini à partir de 1988 avec la publication de Bâle I, le dispositif réglementaire s'est fortement étoffé à la suite de la crise de 2008 et la publication de Bâle III. Cette réglementation impose de détenir une certaine quantité de fonds propres afin de couvrir les pertes inattendues liées à une situation de crise.

Les accords de Bâle III seront présentés dans cette première partie (section 1.1). Elle sera suivie de la présentation du package CRR/CRD (section 1.2) et de la réglementation prudentielle spécifiquement applicable à la Caisse des Dépôts et Consignations (section 1.3).

### 1.1 Bâle III

En réponse à la crise financière de 2008, les accords de Bâle III ont été publiés en 2010. Ils font suite aux accords de Bâle I et de Bâle II. Ils ont été établis par le Comité de Bâle, dont le principal objectif est d'assurer la stabilité du système financier et de faciliter sa régulation à l'échelle mondiale.

Les accords de Bâle I (1988) ont introduit un ratio de solvabilité international pour limiter le risque de crédit : le ratio Cooke.

$$\text{Ratio Cooke} = \frac{\text{Fonds propres réglementaires}}{\text{Actifs pondérés par leurs risques (RWA)}} = 8\%$$

Le numérateur correspond aux fonds propres réglementaires et le dénominateur mesure les actifs pondérés par leurs risques. Ce ratio doit être égal ou supérieur à 8%. Son principal inconvénient est de ne prendre en compte qu'une partie des risques encourus par une banque.

C'est pourquoi, les accords de Bâle II (2004) ont défini un nouveau ratio de solvabilité : le ratio de solvabilité Mac Donough. Ce dernier prend en compte un nombre plus important de risques pour le calcul du dénominateur et introduit des exigences supplémentaires en matière de composition de fonds propres pour le calcul du numérateur.

Les accords de Bâle II comportent trois piliers :

Pilier 1 : Le premier pilier concerne les exigences minimales de fonds propres des banques. Les ratios de solvabilité sont définis au sein de ce pilier.

Pilier 2 : Le deuxième pilier définit une procédure de surveillance du système de calcul des fonds propres. Dans le cadre de ce pilier, les banques doivent évaluer leurs niveaux de fonds propres relativement aux risques auxquels elles sont exposées. Les autorités de contrôle ont la responsabilité de superviser le travail réalisé par les banques. Elles doivent donc mettre en place un système d'évaluation de l'adéquation de leur capital économique à leur profil de risque et maintenir en permanence un niveau de capital jugé approprié. Pour cela, les établissements financiers réalisent annuellement un processus d'évaluation de l'adéquation du capital interne (ICAAP - Internal Capital Adequacy Assessment Process). Ce processus permet à l'établissement financier, sous la surveillance des autorités prudentielles, de s'assurer qu'il dispose d'outils d'identification, d'instruments de mesure et de pilotage en matière de solvabilité. L'objectif est notamment que des processus de décision appropriés soient mis en œuvre en situation normale et de crise. Ces dispositifs doivent également être adaptés à leur profil d'activité. Dans le cadre de l'ICAAP, l'évaluation de l'adéquation du capital aux risques est réalisée selon deux approches :

- une approche normative reposant sur une évaluation de la capacité de la banque à satisfaire aux exigences réglementaires en termes de capital et de contraintes financières externes (ratio de solvabilité du pilier 1) ;
- une approche économique consistant à recenser et quantifier l'ensemble des risques significatifs pouvant provoquer des pertes économiques afin de veiller à leur couverture par du capital interne.

Pilier 3 : Le troisième pilier traite de transparence et de discipline de marché. Il établit notamment la norme en matière de communication d'informations financières.

La crise financière de 2008 a montré les limites de Bâle II, notamment au niveau de l'insuffisance des fonds propres des institutions financières. Bâle III vient donc renforcer la réglementation prudentielle en s'appuyant sur les piliers de Bâle II.

Les objectifs de ces nouveaux accords sont :

- de renforcer le niveau et la qualité de fonds propres : concernant le ratio de solvabilité, le niveau des fonds propres requis est encore renforcé. Bâle III oblige la constitution de deux coussins supplémentaires (un coussin de conservation de capital et un coussin contracyclique) ;
- de plafonner l'effet de levier, c'est-à-dire de limiter la capacité d'endettement des banques par rapport à leurs fonds propres ;
- d'améliorer la gestion du risque de liquidité (risque de ne pas pouvoir faire face, à un moment donné, à ses engagements en mobilisant ses actifs) par la création d'un ratio de liquidité à court terme : le LCR (Liquidity Coverage Ratio) et d'un ratio de liquidité à long terme : le NSFR (Net Stable Funding Ratio).

Le comité de Bâle ne dispose pas de pouvoir d'autorité supranationale. Les documents qu'il publie ne sont donc pas juridiquement contraignants. En Europe, les accords de Bâle sont transposés par les directives CRD et les règlements CRR. Ces deux textes de la réglementation prudentielle européenne sont l'objet de la partie suivante.

## 1.2 Package CRD / CRR

La directive CRD IV<sup>1</sup> et le règlement CRR<sup>2</sup> sont des textes européens adoptés le 20 juin 2013. Les règles issues de ce package, en vigueur depuis le 1<sup>er</sup> janvier 2014, déclinent les principes du Comité de Bâle destiné à renforcer la résilience du secteur bancaire (Bâle III).

Depuis 2013, ces textes réglementaires ont évolué régulièrement avec les règlements modificatifs, en particulier, le 16 avril 2019, avec l'adoption par le Parlement européen de la directive CRD V<sup>3</sup> et du règlement CRR II<sup>4</sup>.

CRR II est entré en vigueur en juin 2021 pour les établissements bancaires européens. Il est en partie applicable à la Caisse des Dépôts et Consignations depuis le 1<sup>er</sup> janvier 2023, d'après le « 4<sup>e</sup> décret » présenté dans la section suivante (section 1.3).

A ce jour, les discussions portent sur la rédaction des textes CRD VI et CRR III au niveau européen.

En complément de cette réglementation prudentielle, l'autorité bancaire européenne (EBA - European Banking Authority) est mandatée pour rédiger des normes techniques de réglementation (RTS - Regulatory Technical Standards) ou d'application (ITS - Implementing Technical Standards). Elle publie des lignes directrices et des orientations nécessaires à la mise en œuvre de CRD IV et CRR.

## 1.3 Réglementation prudentielle spécifique à la Caisse des Dépôts et Consignations

La Caisse des Dépôts et Consignations n'étant pas un établissement de crédit, les textes réglementaires prudentiels ne lui sont pas directement applicables : elle est nommément exclue du champ d'application du paquet bancaire CRR/CRD. Toutefois, une partie des exigences prudentielles lui sont rendues applicables grâce à des textes de loi spécifiques.

Les exigences prudentielles sont rendues applicables à la Caisse des Dépôts et Consignations principalement grâce à deux textes de loi :

- le décret n°2020-94 du 5 février 2020 relatif au contrôle interne et externe de la Caisse des Dépôts et Consignations ;
- l'arrêté du 14 août 2020 pris en application du décret n°2020-94 du 5 février 2020.

Le décret 2020-94 du 5 février 2020, relatif au contrôle interne et externe de la Caisse des Dépôts et Consignations, présente les exigences prudentielles qui lui sont applicables, notamment en ce qui concerne l'évaluation de son risque de crédit. Il est nommé « 4<sup>e</sup> décret » car il s'agit du 4<sup>e</sup> décret relatif au contrôle externe de la Caisse des Dépôts. Il lui rend applicable (via les articles 185 et 186 notamment), une partie des règles issues de la réglementation européenne relatives au régime prudentiel applicable aux banques, dont le règlement CRR.

L'arrêté du 14 août 2020, pris en application du décret n°2020-94 du 5 février 2020, présente les dispositions des règlements délégués, règlements d'exécution, décisions et arrêtés en matière prudentielle

---

1. Directive 2013/36/UE - Capital Requirement Directive ou Directive des exigences de fonds propres

2. Règlement n°575/2013 - Capital Requirement Regulation ou Régulation des exigences de fonds propres

3. Directive 2019/878

4. Règlement n°876-2019

applicables à la Caisse des Dépôts ainsi que leurs potentielles adaptations. Il rend applicable la production des états COREP à la Caisse des Dépôts. Les normes techniques de réglementation et d'application de l'EBA lui sont applicables selon ce même arrêté.

De plus, la Caisse des Dépôts et Consignations n'est pas réglementairement soumise à l'exigence de produire un ICAAP. L'article 55 du 4<sup>e</sup> décret du 5 février 2020 exige que la Caisse des Dépôts « dispose de systèmes et procédures fiables, efficaces et exhaustifs pour évaluer, répartir et conserver en permanence les montants et les catégories de capital interne appropriés ». La Caisse des Dépôts s'est ainsi engagée auprès de l'ACPR, à produire un document présentant le processus interne d'évaluation de l'adéquation du capital (ICAAP).

Les établissements financiers sont ainsi soumis à un cadre réglementaire bancaire important en raison des risques inhérents à leur activité et de leur rôle dans l'économie réelle. Ce cadre réglementaire, issu en grande partie du comité de Bâle, est transposé à différentes échelles par des normes européennes et françaises. La réglementation prudentielle s'est étoffée au fil des années, notamment à la lumière des enseignements tirés des crises passées.

Le schéma ci-dessous résume les principales normes de la réglementation prudentielle :

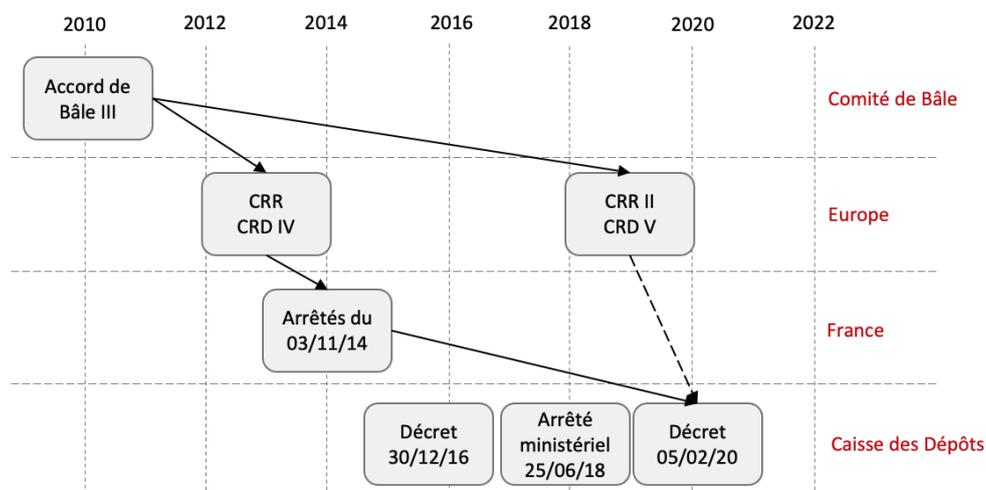


FIGURE 1.1 – Réglementation prudentielle

## Chapitre 2

# Marché immobilier locatif résidentiel français

En France, le marché immobilier évolue sans cesse sous l'effet de plusieurs facteurs : le contexte macro-économique, le marché de l'emploi, les changements politiques, les fluctuations des marchés financiers, les variations de taux d'intérêt, etc...

Ce mémoire porte uniquement sur l'étude de logements résidentiels détenus pour être loués. Ainsi, dans ce chapitre, seul le marché immobilier relatif à ce type de biens sera présenté.

Les caractéristiques du marché immobilier locatif français seront présentées dans un premier temps (section 2.1). Les évolutions, les crises immobilières historiques et les changements à venir sur le marché seront ensuite abordés (section 2.2). Enfin, les différentes méthodes de valorisation d'un bien immobilier seront détaillées (section 2.3).

### 2.1 Données clés du marché immobilier locatif résidentiel français

Cette section va présenter les données clés du marché immobilier locatif résidentiel français. La présentation du marché va être réalisée à partir d'historiques de données du marché immobilier locatif résidentiel. Ces données sont nécessaires pour réaliser les modélisations présentées dans les chapitres 4 et 5.

Quatre types de données vont être présentés :

- les loyers des logements résidentiels : à partir de l'Indice de Référence des Loyers (IRL) ;
- les prix des logements : à partir de l'Indice des Prix des Logements neufs et anciens brut (IPL) ;
- les performances de l'immobilier résidentiel français : à partir d'un indice IPD France Résidentiel ;
- le taux de vacance moyen des logements : à partir d'un historique de logements vacants produit par l'INSEE.

#### 2.1.1 Evolution des loyers des logements résidentiels

Lorsqu'un logement résidentiel dispose d'un locataire, pour les baux en cours et lors du renouvellement de bail, l'augmentation du loyer est limitée à l'évolution de l'Indice de Référence des Loyers (IRL).

Ainsi, pour un logement loué, les loyers futurs dépendent de deux facteurs :

- l'évolution future de l'Indice de Référence des Loyers dont la valeur est influencée par l'inflation ;
- la durée durant laquelle le loyer sera payé. En effet, le loyer prend fin si le locataire fait défaut ou s'il quitte le logement. Dans l'immobilier résidentiel, les baux sont résiliables par le locataire, à tout moment, avec un préavis.

Lorsqu'un bail prend fin, car arrivé à échéance ou résilié, différentes situations peuvent se produire :

- le renouvellement du bail (en cas d'échéance) ;
- le changement de locataire ;
- ou la remise sur le marché d'un logement vacant.

Dans ce dernier cas, pendant la période de vacance du logement, aucun loyer ne sera perçu. Par conséquent, la vacance future d'un logement affecte les revenus locatifs du propriétaire. De plus, avec l'adoption de la loi climat, interdisant la location des logements non performants énergétiquement, la location de certains logements vacants sur le marché pourrait devenir plus compliquée. La loi climat sera présentée plus en détail dans la section 2.2.

L'Indice de Référence des Loyers (IRL) est une donnée publique calculée et publiée trimestriellement par l'INSEE. Il encadre la révision des loyers en cours de bail dans le parc locatif privé. Lorsqu'un contrat de location prévoit une révision des loyers, le propriétaire du bien peut alors l'augmenter sans dépasser l'IRL.

Cet indice est entré en vigueur le 1<sup>er</sup> janvier 2006. L'IRL s'est substitué à l'Indice du Coût de la Construction (ICC), comme référence pour la révision des loyers du parc locatif privé depuis l'article 35 de la loi n°2005-841 du 26 juillet 2005. Les modalités de calcul de l'IRL ont été définies dans le décret n°2005-1615 du 22 décembre 2005. La méthode de calcul de l'indice a ensuite été modifiée par l'article 9 de la loi n°2008-111 du 8 février 2008.

Avant 2008, l'IRL était calculé comme la somme pondérée :

- de la moyenne sur 12 mois consécutifs de l'indice représentatif de l'évolution des prix à la consommation (IPC hors tabac et hors loyers) ;
- de la moyenne sur quatre trimestres consécutifs du coût des travaux d'entretien et d'amélioration du logement à la charge des bailleurs (IPEA) ;
- de la moyenne sur quatre trimestres consécutifs de l'indice du coût de la construction (ICC).

$$IRL_{\text{avant 2008}} = 60\% \times mIPCL + 20\% \times mIPEA + 20\% \times mICC$$

Aujourd'hui, l'IRL est calculé à partir de la moyenne sur les 12 derniers mois de l'évolution des prix à la consommation hors tabac et hors loyers (IPC hors tabac et hors loyers).

Sur le site de l'INSEE, les valeurs de l'indice sont disponibles depuis le 4<sup>e</sup> trimestre 2002. Les valeurs disponibles sont en base 100 au 4<sup>e</sup> trimestre 1998.

Le premier graphique ci-dessous montre l'évolution de l'Indice de Référence des Loyers (IRL) et de l'Indice des Prix à la Consommation (IPC) hors loyers et hors tabac de 2004 jusqu'au dernier indice connu à ce jour :

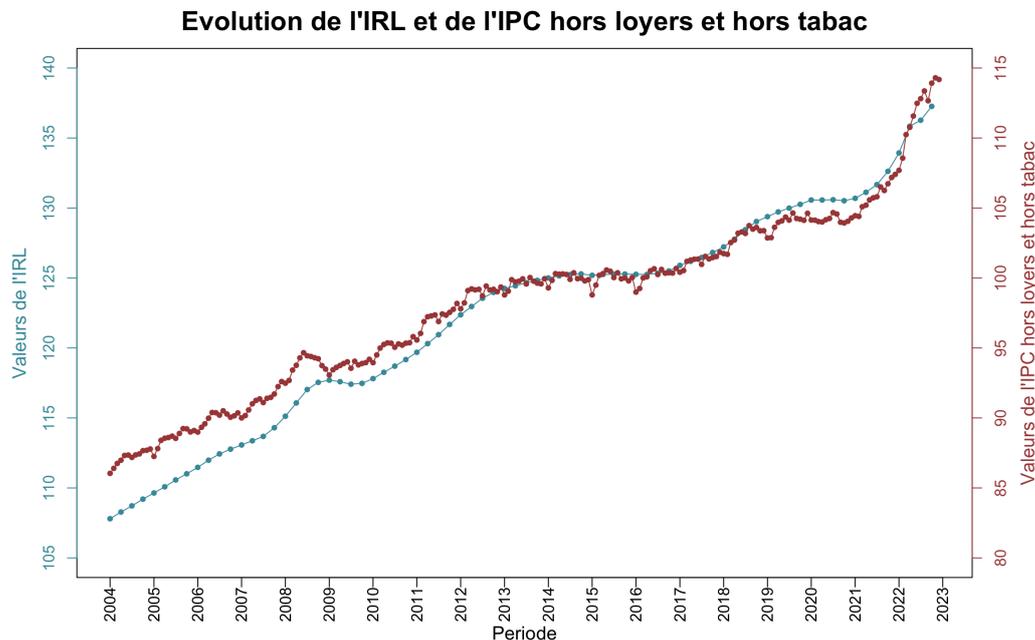


FIGURE 2.1 – Evolution des valeurs de l'IRL et de l'IPC depuis 2004

Entre 2004 et aujourd'hui, l'IRL a augmenté pour passer de la valeur de 107,80 au 1<sup>er</sup> trimestre 2004 à 136,27 au 3<sup>e</sup> trimestre 2022. L'IRL répercute, avec un peu de retard, l'évolution de l'IPC hors loyers et hors tabac.

Cet autre graphique montre la courbe de l'évolution annuelle de l'IRL et de l'IPC hors loyers et hors tabac :

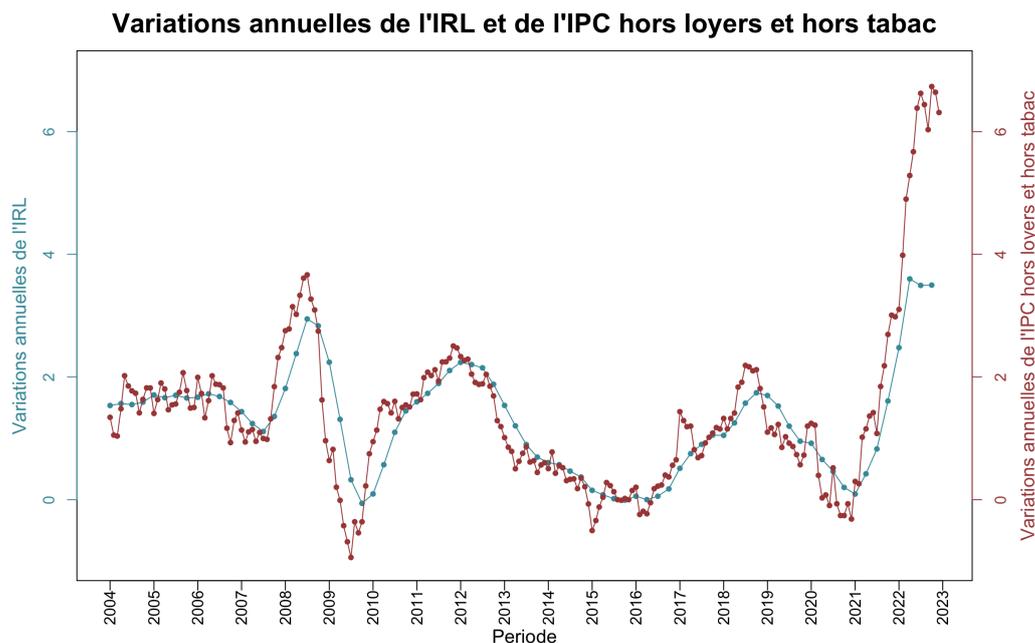


FIGURE 2.2 – Variations annuelles de l'IRL et de l'IPC

L'IRL a subi une augmentation record en 2008 lors de la dernière crise immobilière. Elle a atteint 2,83% au 3<sup>e</sup> trimestre 2008. La vitesse d'augmentation annuelle de l'IRL a ensuite beaucoup diminué pour atteindre une variation annuelle négative de -0,06% au 3<sup>e</sup> trimestre 2009. En 2020, l'IRL a également subi une décélération de sa vitesse d'évolution annuelle, conséquence de la crise économique mondiale liée au Covid-19. Au premier trimestre 2022, une augmentation de 2,48% est observée. Elle résulte d'une hausse générale des prix (hausse des prix de production dans l'industrie et l'agriculture en 2021 puis une hausse des cours de l'énergie (pétrole, gaz, ...) et des prix de nombreuses matières premières), conséquences de la guerre en Ukraine. L'IRL a poursuivi son augmentation au deuxième trimestre 2022 avec une hausse de 3,60%. A partir du 3<sup>e</sup> trimestre 2022 et jusqu'au 2<sup>e</sup> trimestre 2023, le gouvernement a plafonné la hausse de l'IRL à 3,50% (article 12 de la loi n°2022-1158 du 16 août 2022) afin de protéger le pouvoir d'achat.

## 2.1.2 Evolution des prix des logements

L'Indice des Prix des Logements (neufs et anciens) brut (IPL) est un indice de prix de transactions mesurant, entre deux trimestres consécutifs, l'évolution pure des prix des logements vendus. Cet indice est calculé et publié trimestriellement par l'INSEE. Les valeurs de l'indice sont disponibles à partir du 1<sup>er</sup> trimestre 2000 sur le site de l'INSEE. L'indice est en base 100 en moyenne annuelle 2015. Pour un trimestre donné, les valeurs de cet indice sont calculées comme une moyenne pondérée de deux indices : le premier concernant les logements neufs et le second les logements anciens. Les deux indices qui le composent sont :

- L'indice Notaires-INSEE des prix des logements anciens, calculé par les sociétés Min.not et Paris Notaires Services (PNS) en collaboration avec l'INSEE, à partir des données de transactions immobilières contenues dans les bases notariales. Il est élaboré à partir de modèles hédoniques qui permettent d'expliquer le prix d'un logement à partir de ses caractéristiques.
- L'indice des prix des logements neufs, calculé par l'INSEE à partir des données issues de l'Enquête sur la Commercialisation des Logements Neufs (ECLN). Il est fondé sur un modèle économétrique liant le logarithme du prix des logements neufs à différentes variables caractérisant le bien.

Le premier graphique ci-dessous montre l'évolution de l'Indice des Prix des Logements (neufs et anciens) brut (IPL) de 2000 jusqu'au dernier indice connu à ce jour :

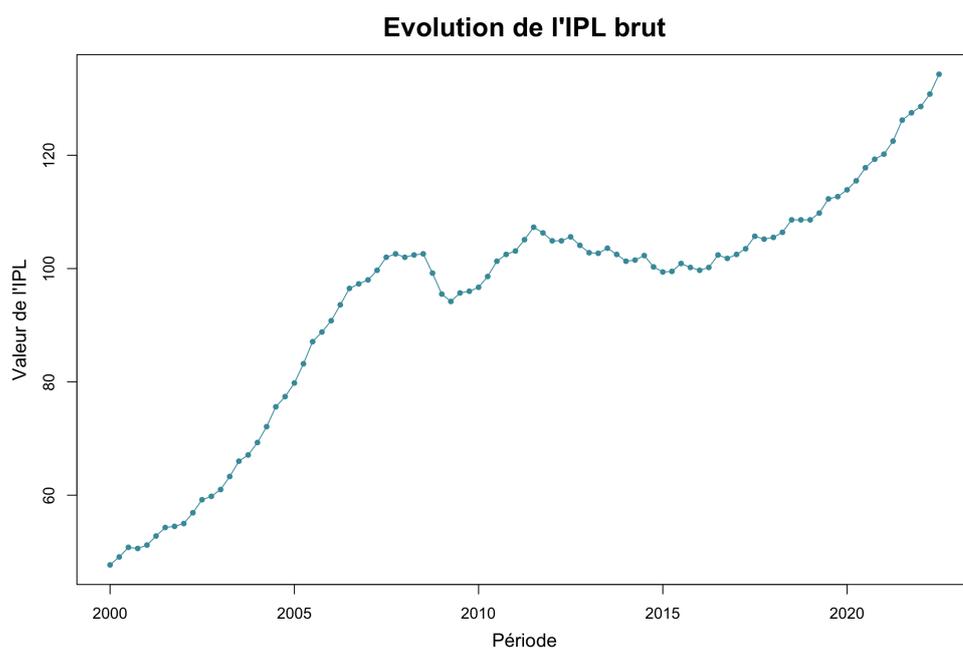


FIGURE 2.3 – Evolution des valeurs de l'IPL

L'indice des Prix des Logements neufs et anciens a progressé de 174,21% depuis l'année 2000. Cette progression représente en moyenne une augmentation de 4,75% par an. Les prix de l'immobilier progressent en moyenne annuelle depuis 2000, plus rapidement que l'inflation et que le revenu disponible des ménages. Cette augmentation importante des prix de l'immobilier est notamment expliquée par un déséquilibre entre l'offre et la demande. Alors que la demande augmente, l'offre ne peut pas progresser au même rythme. En effet, lorsque les conditions de financement s'améliorent, la demande de logements peut augmenter très rapidement, mais l'offre est rigide. Finalement, l'offre est ajustée à la demande par le prix et non par la quantité.

Plusieurs facteurs participent à l'augmentation de la demande depuis les années 2000. Parmi les facteurs les plus importants, on peut citer :

- l'augmentation de la capacité d'emprunt résultant de l'allongement de la durée des crédits immobiliers et de la diminution de leurs taux d'intérêt ;
- l'augmentation de la population française (facteur démographique) ;
- l'attrait plus important des marchés immobiliers pour épargner par rapport aux marchés financiers suite à la crise de 2008.

La crise sanitaire du covid-19 a également eu un impact sur la demande, avec notamment l'essor du télétravail.

Ce second graphique présente les évolutions annuelles de l'Indice des Prix des Logements :

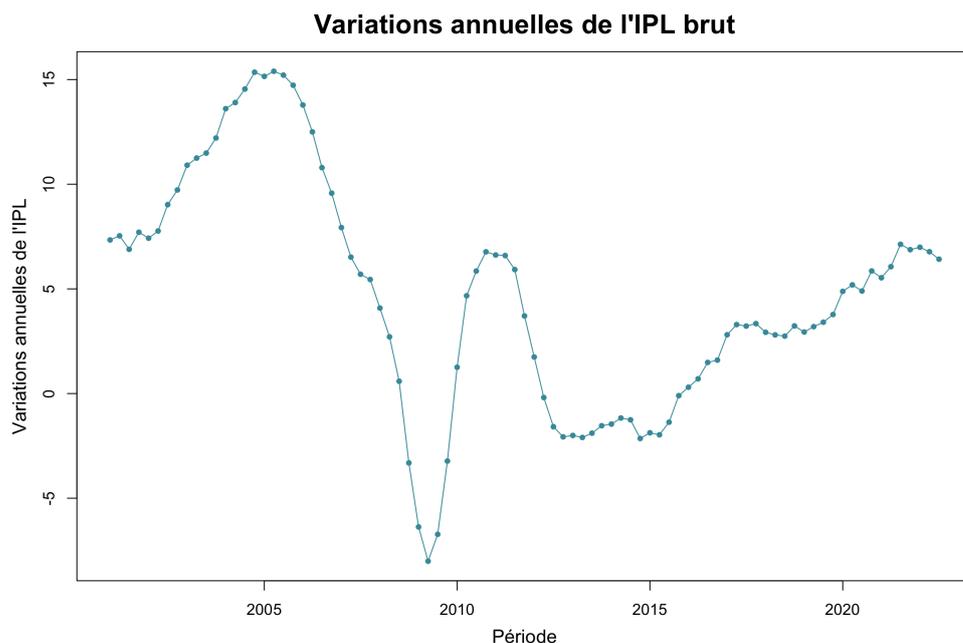


FIGURE 2.4 – Evolution annuelle de l'IPL

Depuis 2001, deux périodes ont connu des évolutions négatives annuelles de l'Indice des Prix des Logements :

- une période allant du 3<sup>e</sup> trimestre 2008 jusqu'au 3<sup>e</sup> trimestre 2009. Elle correspond à la crise économique de 2008. Elle est suivie par une période de forte augmentation des loyers ;
- une période allant du 2<sup>e</sup> trimestre 2012 au 3<sup>e</sup> trimestre 2015. Elle correspond à une période de récession.

Depuis 2015, l'immobilier français n'a pas cessé de progresser. L'indice des Prix des Logements neufs et anciens a évolué de 31,19% depuis début 2016.

### 2.1.3 Indicateurs de performance de l'immobilier résidentiel français

Les indices immobiliers IPD France mesurent les performances de l'immobilier en France. Ils sont élaborés par la marque IPD (Investment Property Databank), rachetée par le groupe MSCI en 2012. Ils permettent de mettre en lumière les performances des investissements immobiliers sur l'ensemble du territoire français.

Dans le baromètre IPD France, il existe un indice spécifique à l'immobilier résidentiel. Il sera utilisé par la suite.

L'indice immobilier IPD France Résidentiel est publié depuis 1997 à une fréquence annuelle. Il est en base 100 en 1997. Les valeurs annuelles de l'IPD utilisées sont datées de 1997 à 2020, soit 24 valeurs (23 taux de rendements).

Le graphique ci-dessous présente l'évolution de cet indice résidentiel dans le temps, comparée à l'évolution des indices immobiliers IPD France Bureau et IPD France Global :

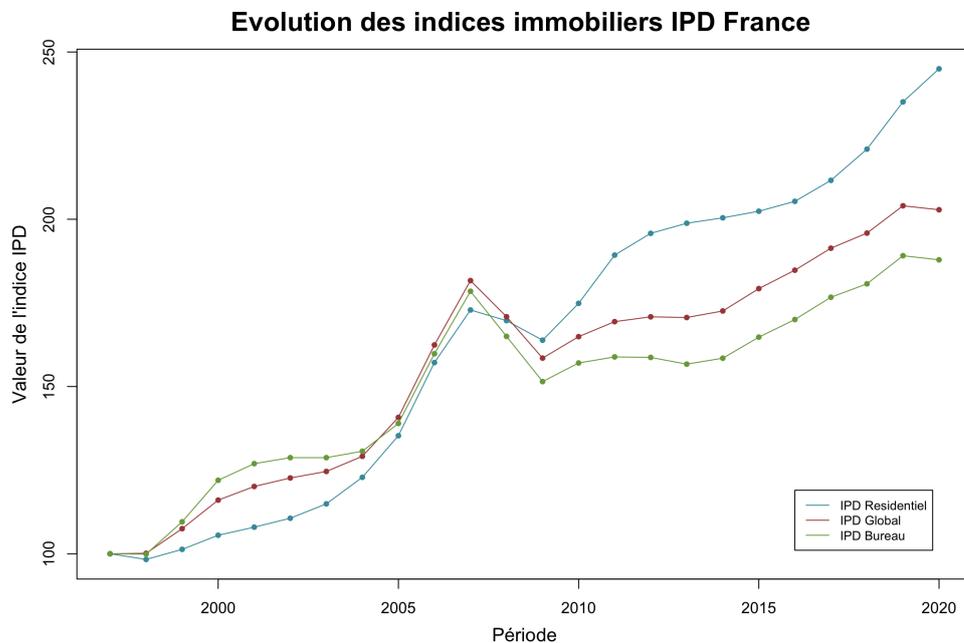


FIGURE 2.5 – Valeurs des indices IPD France

Les trois indices suivent des tendances sensiblement identiques. Cependant, l'indice IPD France Résidentiel prend une trajectoire légèrement différente sur la fin de l'historique. En effet, en 2008 et 2009, la baisse de cet indice liée à la crise, est moins importante que celle des deux autres indices. Puis, à partir de 2009, son augmentation est plus rapide.

Ce deuxième graphique représente les taux de rendements annuels des trois indices :

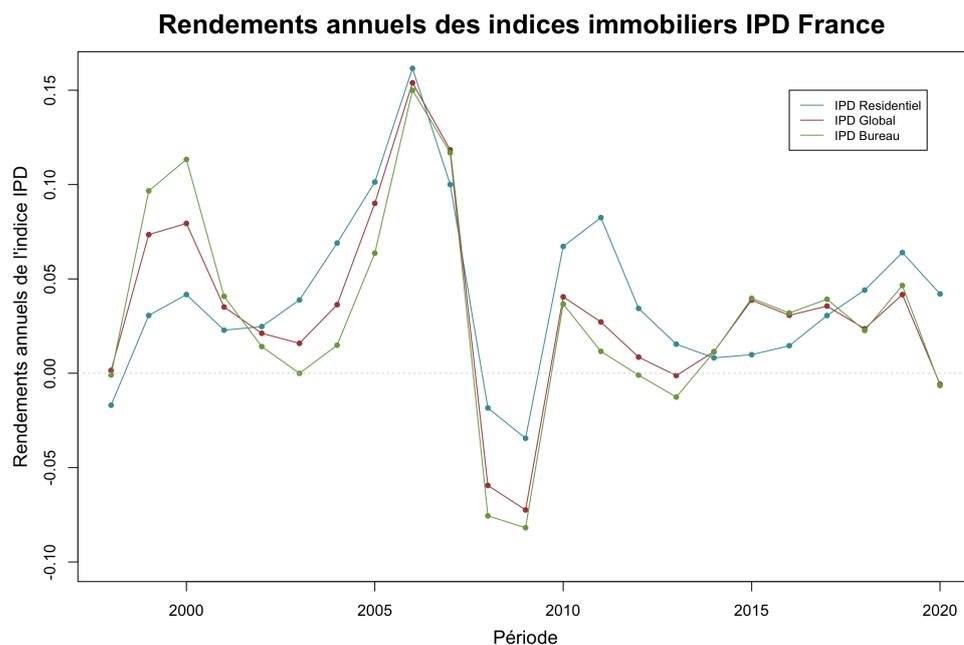


FIGURE 2.6 – Rendements annuels des indices immobiliers IPD France

Ce graphique des taux de rendements annuels permet de représenter plus clairement les observations faites précédemment. En effet, on constate la baisse plus faible de l'indice résidentiel en 2008, ainsi que les différences de trajectoires sur la période post 2009.

Les taux de rendements annuels de l'indice résidentiel sur l'ensemble de l'historique sont compris entre -3,45% (atteint en 2009) et 16,17% (atteint en 2006). Ce rendement s'élève à 4,20% en 2020, ce qui représente un ralentissement de la progression des rendements par rapport à 2019, année où le taux s'élevait à 6,40%.

#### 2.1.4 Taux de vacance des logements français

Un logement est défini comme vacant par l'INSEE « s'il est inoccupé et :

- proposé à la vente, à la location,
- déjà attribué à un acheteur ou un locataire et en attente d'occupation,
- en attente de règlement de succession,
- conservé par un employeur pour un usage futur au profit d'un de ses employés,
- sans affectation précise par le propriétaire (logement vétuste, etc...). »

Afin d'obtenir un historique du taux de vacance annuel, deux bases de données différentes publiées par l'INSEE ont été utilisées.

Les données présentées dans le graphique ci-dessous correspondent à la part de logements vacants sur l'ensemble des logements disponibles en France métropolitaine de 1983 jusqu'à 2022. Il convient de noter que la valeur du taux de vacance en 2022 est provisoire et estimée. Elle pourra être révisée.

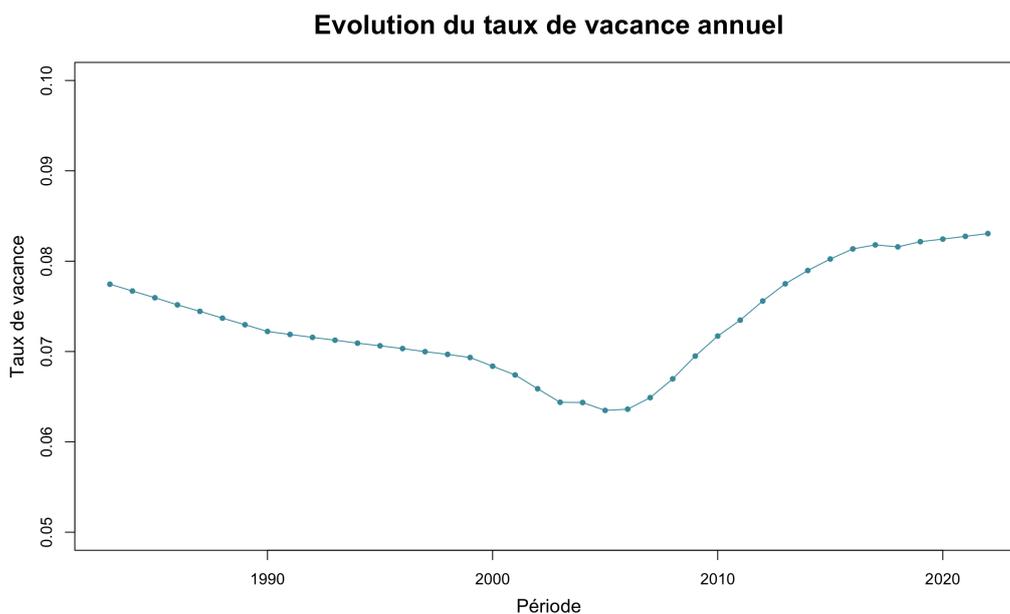


FIGURE 2.7 – Evolution du taux de vacance de 1983 à 2022

Le taux de vacance entre 1983 et 2022 a varié entre 6,3% et 8,3%. Il est plutôt stable dans le temps. D’après les chiffres de l’INSEE, au 1<sup>er</sup> janvier 2021, le parc résidentiel français était composé de 37,55 millions de logements : 30,74 millions sont des résidences principales, 3,69 millions sont des résidences secondaires ou des logements occasionnels et 3,12 millions sont des logements vacants.

## 2.2 Crises historiques et évolutions à venir du marché immobilier français

Le secteur de l’immobilier est caractérisé par une évolution cyclique. Le marché immobilier historique comporte plusieurs phases, marquées par des augmentations ou des baisses importantes des prix et/ou du nombre de transactions. Ce secteur est également marqué par des crises qui témoignent souvent du passage d’une phase à une autre. Cette section s’attachera à revenir sur les crises qui ont marqué les dernières décennies et sur la situation immobilière exceptionnelle de ces dernières années.

Le marché de l’immobilier français est influencé par de nombreux facteurs. En complément de l’offre et de la demande, d’autres éléments jouent un rôle dans les prix de l’immobilier : la capacité d’emprunt, la confiance des acheteurs potentiels dans l’avenir économique et dans les institutions financières, le climat boursier et le climat économique (emploi, pouvoir d’achat, ...).

Sur les dernières décennies, deux crises importantes ont impacté le marché immobilier : le krach immobilier des années 1990 et la crise des subprimes de 2008.

### **Krach immobilier des années 1990 :**

Il s’agit d’une crise mondiale. En France, elle a principalement touché la région Ile-de-France et Paris. Elle est marquée par une chute importante des prix de l’immobilier et la faillite de nombreux promoteurs. De 1987 à 1991, le marché immobilier est caractérisé par des prix en forte hausse en région parisienne, avec une spéculation importante des marchands de biens et un recours disproportionné au crédit. En 1991, suite à la guerre du Golfe, les prix diminuent fortement, marquant le début du

krach immobilier. Cette période de baisse des prix immobiliers est également marquée en 1993 par une crise monétaire et la fin du SME (Système Monétaire Européen). Les taux longs deviennent inférieurs aux taux courts. Cela conduit les banques à devenir plus réticentes à proposer des prêts à long terme comme les crédits immobiliers. La situation immobilière redeviendra normale autour de l'année 1998.

### **Crise des subprimes 2008 :**

Cette crise débute aux Etats-Unis. Elle est à l'origine d'une crise financière mondiale. Une des causes de la crise est la surévaluation massive des prix de certains actifs, notamment dans le secteur de l'immobilier. Cette surévaluation a entraîné une chute des prix et une réduction de la consommation, dans un pays où l'immobilier sert de garantie aux crédits à la consommation. Les banques ont ainsi vu leur capital réduit, affectant ainsi leur capacité à accorder des crédits immobiliers. Sur le marché français, cette crise se matérialise par une chute du volume de prêts immobiliers, ainsi qu'une diminution du nombre de transactions en 2008 et une baisse des prix. Après la crise, le retour à la normale des marchés immobiliers est assez rapide. En effet, cette crise a entraîné une incertitude sur la solidité du système financier et une inquiétude des épargnants. Les particuliers ont ainsi perçu la pierre comme une valeur refuge.

### **Situations exceptionnelles de ces dernières années :**

L'année 2020 a été marquée par le début de la crise sanitaire liée au covid-19. Durant cette année, les périodes de confinement n'ont pas permis une activité immobilière normale. Globalement, le marché a continué à croître malgré la crise sanitaire. Cependant, cette dernière a remis en question certaines habitudes. Le développement et la généralisation du télétravail ont entraîné certains changements :

- dans le secteur résidentiel, avec un attrait grandissant pour les zones rurales aux dépens des métropoles ;
- mais également dans le secteur tertiaire, notamment concernant l'immobilier de bureaux, certaines entreprises cherchant à optimiser les surfaces.

L'observation d'une légère baisse du nombre de crédits immobiliers accordés sur les derniers mois de l'année 2022 et début 2023 constitue également un événement notable. Cette baisse est causée par une revalorisation insuffisante du taux d'usure. Le taux d'usure est le taux d'intérêt maximum légal que les établissements de crédit sont autorisés à pratiquer lorsqu'ils accordent un prêt. Il est imposé trimestriellement par la Banque de France et vise à protéger les emprunteurs. Sa méthode de calcul est réglementée et basée sur la moyenne des taux pratiqués lors des trois mois précédents. Cependant, dans un contexte où les taux d'intérêt augmentent rapidement (comme c'est le cas fin 2022 et début 2023 à cause du contexte inflationniste), la revalorisation du taux d'usure n'est pas assez rapide. Elle amène les banques à attendre la remontée du taux d'usure pour réaliser certains crédits immobiliers. Pour contrer ce problème, une dérogation a été décidée par la Banque de France en accord avec le ministre de l'Économie : du 1<sup>er</sup> février 2023 au 1<sup>er</sup> juillet 2023, la publication du taux d'usure se fera à une fréquence mensuelle.

### **Des changements à venir sur le marché immobilier français :**

La loi climat et résilience du 22 août 2021 (loi n°2021-1104) porte sur la lutte contre le dérèglement climatique en France. Cette loi a notamment un impact sur les biens locatifs. Elle prévoit des interdictions de location et des gels de loyer pour les logements les moins bien isolés. Le critère utilisé pour évaluer la performance énergétique et climatique d'un logement ou d'un bâtiment est le Diagnostic de Performance Énergétique (DPE). Le niveau de DPE est caractérisé par une lettre allant de A à G, A correspondant aux logements qui possèdent les meilleures performances énergétiques.

La loi climat :

- oblige depuis 2023 les propriétaires de passoires thermiques (étiquettes F et G du DPE) à réaliser des travaux de rénovations énergétiques, s'ils souhaitent augmenter le loyer de leur logement en location ;
- interdit la location des logements classés G dès 2025, classés F dès 2028 et classés E dès 2034.

## 2.3 Méthodes de valorisations immobilières

La charte de l'expertise en évaluation immobilière (IFEI, 2014) est un ouvrage de référence pour les experts immobiliers. Les différentes méthodes d'évaluation immobilière sont détaillées dans cette charte et sont présentées ci-dessous :

- **Méthode par comparaison (Market approach)** : Elle consiste à déduire la valeur d'un bien par comparaison avec des références de transactions effectuées sur un même marché immobilier, portant sur des biens présentant une localisation et des caractéristiques comparables à celles du produit expertisé.
- **Méthode par le revenu – Capitalisation/Actualisation (Income approach)** : Elle est utilisée pour les immeubles loués ou qui ont vocation à l'être. Elle comprend deux approches principales :
  - l'approche par capitalisation : elle consiste à capitaliser la valeur locative de marché ou le revenu constaté à l'aide d'un taux de rendements ;
  - l'approche par actualisation des flux : elle permet de déterminer la valeur financière d'un bien à travers les flux actualisés qu'elle va générer dans le futur. Elle est également appelée la méthode DCF (Discounted Cash-Flow).
- **Méthode par le coût de remplacement (Cost approach)** : Elle consiste à considérer que la valeur d'un actif est égale à l'ensemble des coûts qui seraient engendrés par son remplacement par un actif similaire ou par sa reconstruction à l'identique. Le coût de remplacement d'un immeuble intègre à la fois l'assiette foncière, les bâtiments et les équipements qui lui sont liés.
- **Méthode indiciaire** : Elle consiste à considérer une valeur antérieure du bien et à lui appliquer un indice ou un coefficient de variation.
- **Méthode dite par sol et construction** : Elle consiste à apprécier séparément le terrain et les bâtiments. Les deux composantes sont valorisées séparément par la méthode de comparaison ou par la méthode du coût de remplacement.
- **Méthode dite du bilan promoteur (Development appraisal ou Residual method)** : Elle consiste à reconstituer les différents coûts relatifs à l'opération (coûts de construction, frais financiers, honoraires, marges) pour définir, à partir d'un prix de vente d'une opération, la valeur de l'immeuble en question.
- **Méthodes des ratios professionnels (Profits method)** : Elles concernent des biens qui possèdent un caractère spécifique, comme par exemple des hôtels, des cinémas, des hôpitaux ou des cliniques. Elles sont des dérivées des méthodes par comparaison directe ou par le revenu. Elles prennent généralement en considération le chiffre d'affaires, la marge brute de l'activité exercée dans les locaux ou un pourcentage de chiffre d'affaires admissible en loyer.

Il existe une autre méthode d'évaluation immobilière : la méthode hédoniste. Elle n'est pas présentée dans la charte de l'expertise en évaluation immobilière. Elle s'appuie sur un modèle statistique pour expliquer les différences de prix entre des biens ayant des caractéristiques différentes. Son principe est donc de considérer que le prix d'un bien dépend de ses caractéristiques.

Les principales données clés du marché immobilier locatif résidentiel français ainsi que les méthodes de valorisation immobilière ont été abordées dans ce chapitre. Il est important de noter que les caractéristiques (loyers, prix, vacance) ont été présentées à un niveau global. Il existe des disparités au sein du marché immobilier français, notamment en fonction du facteur géographique. En effet, la localisation d'un bien est nécessaire pour connaître le prix moyen ou la probabilité de vacance d'un logement. Les caractéristiques du marché des biens locatifs ont évolué dans le temps et seront amenées à évoluer dans le futur, en tenant compte notamment de nouvelles exigences réglementaires (loi climat). De plus, le marché immobilier a connu par le passé des périodes de crise, durant lesquelles les caractéristiques ont été modifiées brusquement. Enfin, il existe différentes méthodes d'évaluation immobilière permettant de valoriser un bien.

## Chapitre 3

# Présentation des principales caractéristiques du portefeuille immobilier et des risques associés

Dans ce chapitre, les principales caractéristiques du portefeuille immobilier de la Caisse des Dépôts et Consignations et les risques associés seront présentés. Tout d'abord, le portefeuille sera abordé dans sa globalité (section 3.1). Ensuite, un focus sera réalisé sur le portefeuille immobilier locatif résidentiel (section 3.2) support de l'application pratique de ce mémoire.

Pour des questions de confidentialité, l'ensemble des données financières utilisées dans ce mémoire et présentées dans ce chapitre ont été transformées. Elles ne correspondent donc pas aux données réelles.

### 3.1 Description générale du portefeuille

Ce portefeuille immobilier est composé, d'une part, de biens immobiliers locatifs et d'autre part, de biens immobiliers non locatifs. Le portefeuille immobilier locatif est constitué de biens tertiaires et résidentiels achevés et disposant de locataires, détenus afin de dégager des revenus locatifs récurrents. Le portefeuille immobilier non locatif est composé de terrains et de biens détenus pour des activités de promotion immobilière (immeubles en phase de construction et destinés à la vente) et de développement pour compte propre (immeubles en phase de construction et destinés à la location).

#### **Portefeuille immobilier locatif :**

Il y a deux types de biens dans le portefeuille immobilier locatif : les biens tertiaires et les biens résidentiels.

- Portefeuille immobilier locatif tertiaire : Il est composé essentiellement d'investissements dans des immeubles achevés et disposant de locataires professionnels. Il est constitué d'actifs de différentes natures répartis en segments (bureaux, commerces, parcs d'affaires, hôtels, santé, entrepôts, autres).
- Portefeuille immobilier locatif résidentiel : Il est composé d'investissements dans des immeubles achevés et disposant de locataires privés et individuels. Les actifs du portefeuille résidentiel sont regroupés en agrégats possédant des caractéristiques homogènes (logements libres, logements sociaux, immobilier public...).

Ces investissements sont réalisés en direct via des sociétés détenues à 100% par la Caisse des Dépôts ou ses filiales immobilières ou en co-investissement.

Le risque immobilier associé à ces biens est un risque de perte encourue en cas d'évolution défavorable des trajectoires des loyers ou en cas de dévalorisation du patrimoine immobilier locatif.

### **Portefeuille immobilier non locatif :**

Le portefeuille immobilier non locatif est composé des biens appartenant aux trois sous-périmètres suivants :

- les activités de promotion immobilière tertiaire et résidentielle (immeubles en phase de construction et destinés à la vente) ;
- les activités de développement pour le compte propre (immeubles en phase de construction et destinés à la location) ;
- les terrains affectés ou non à une opération immobilière identifiée mais non engagée.

L'objectif d'une opération de promotion est la vente du bien, dans la mesure du possible avant la fin de la période de construction. A contrario, l'objectif d'une opération de développement pour le compte propre, consiste à louer le bien et à le conserver dans le portefeuille afin d'en tirer des revenus locatifs.

Le risque immobilier associé à ces biens est un risque de perte encourue en cas d'évolution défavorable des prix immobiliers.

L'étude présentée par la suite se restreint au périmètre de l'immobilier locatif résidentiel.

## **3.2 Focus sur le portefeuille immobilier locatif résidentiel**

L'ensemble des valeurs financières présentées dans cette section et dans la suite du mémoire ont été modifiées pour des questions de confidentialité.

Au sein du portefeuille locatif résidentiel, les différents biens immobiliers peuvent être regroupés par agrégats. Un agrégat regroupe des biens disposant de caractéristiques homogènes (logements libres, logements sociaux, immobilier public...) et exposés à des risques similaires (exemple de différenciation du risque de vacance par agrégat dans la section 5.2.1.2.3). Cette notion est importante car, par la suite, les applications ne seront pas réalisées par bien, mais par agrégat avec la granularité présentée dans ce chapitre.

Le portefeuille immobilier analysé dans ce mémoire est composé de 15 agrégats. Ils représentent une juste valeur d'environ 115 millions d'euros et une valeur nette comptable d'approximativement 65 millions d'euros. L'ensemble du revenu locatif annuel du portefeuille représente 6,5 millions d'euros.

	Juste Valeur	Valeur Nette Comptable	Revenu locatif
Agrégat n°1	12 875 700	6 825 100	642 300
Agrégat n°2	8 935 200	9 015 800	1 084 100
Agrégat n°3	3 888 500	2 061 200	194 000
Agrégat n°4	873 200	462 900	43 600
Agrégat n°5	31 939 400	16 930 400	1 593 200
Agrégat n°6	3 537 000	2 106 400	391 300
Agrégat n°7	6 687 400	3 758 600	432 000
Agrégat n°8	4 053 700	2 278 300	261 900
Agrégat n°9	2 765 100	1 646 700	305 900
Agrégat n°10	1 349 800	758 600	87 200
Agrégat n°11	2 568 300	1 443 500	165 900
Agrégat n°12	8 419 000	8 196 900	532 800
Agrégat n°13	622 900	5 806 700	232 600
Agrégat n°14	20 181 200	3 555 600	546 300
Agrégat n°15	636 600	70 400	27 600
Somme	114 933 000	64 917 100	6 540 700

TABLE 3.1 – Données financières du portefeuille

Les biens du portefeuille sont repartis en trois zones géographiques : 10,7% des revenus locatifs sont issus de Paris, 18,6% de l’Ile-de-France et 70,6% du reste de la France.

Répartition des revenus locatifs par zones géographiques

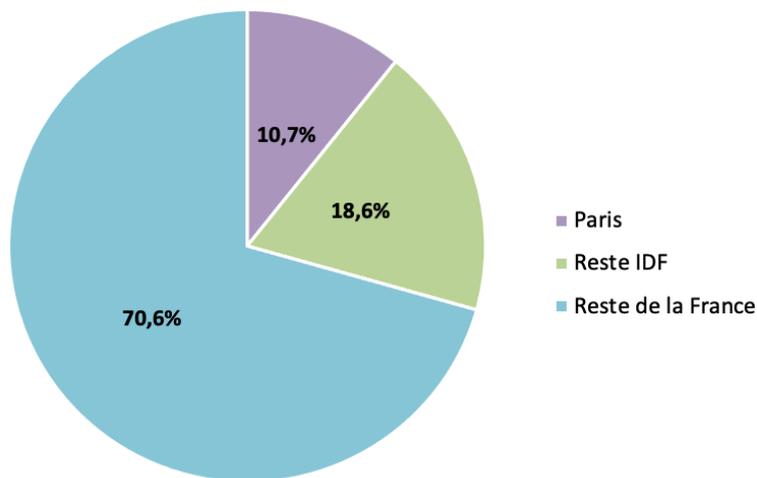


FIGURE 3.1 – Répartition des revenus locatifs par zones géographiques

Ce chapitre a permis de présenter le portefeuille immobilier dans sa globalité et de faire un focus sur le portefeuille immobilier locatif résidentiel. Ce dernier fera l’objet des travaux développés par la suite.

En effet, l’étude réalisée dans ce mémoire est illustrée par des applications effectuées sur les données financières transformées issues du portefeuille locatif résidentiel présenté précédemment. Pour compléter ces données financières, les données du marché immobilier (indice de loyers, indice de prix et historique de vacance) présentées dans le chapitre 2 et disponibles gratuitement sur internet ont également été utilisées.

## Chapitre 4

# Méthodes de quantification du montant de besoin en fonds propres au titre du risque immobilier locatif résidentiel

L'objectif de ce mémoire est de comparer différentes méthodes de quantification du montant de besoin en fonds propres au titre des risques immobiliers pour un portefeuille immobilier locatif résidentiel.

Ce chapitre présente l'ensemble des méthodes et techniques de modélisations utilisées. Les éléments théoriques de ce chapitre seront ensuite appliqués sur les données financières transformées du portefeuille locatif résidentiel dans le chapitre 5.

Ce chapitre est divisé en trois sections, chacune consacrée à une méthode différente : la méthode réglementaire bancaire définie dans le CRR (section 4.1), la méthode utilisant le modèle de valorisation Discounted Cash-Flow et des simulations Monte-Carlo (section 4.2) et la méthode de VaR (section 4.3).

D'après la réglementation Bâle III, le risque immobilier ne fait pas partie des risques pris en compte directement dans le calcul des exigences en fonds propres qui est utilisé au dénominateur du ratio de solvabilité. Ainsi, dans le cadre de son approche normative, la Caisse des Dépôts, ne détermine pas de montants de fonds propres nécessaires au titre de son risque immobilier. Cependant, le portefeuille immobilier est considéré, au sein des calculs relatifs à d'autres risques, comme le risque de crédit. Le calcul du montant de fonds propres nécessaire au titre du risque de crédit pour un portefeuille immobilier, correspond aux **méthodes réglementaires** présentées dans la section 4.1.

Dans le cadre de son approche économique, la Caisse des Dépôts détermine un montant de fonds propres permettant de couvrir le risque immobilier. Elle utilise une **méthode fondée sur une valorisation DCF** pour le risque immobilier résidentiel. Les grands principes de cette méthode sont abordés à la section 4.2. Cependant, ce mémoire ne présente qu'une version simplifiée de la méthode utilisée par la Caisse des Dépôts. Des variantes à la méthodologie principale et des sensibilités aux paramètres seront analysées.

Il est important de noter que l'application de la méthode DCF réalisée dans ce mémoire, constitue une approche simplifiée. Celle utilisée par la Caisse des Dépôts est plus complexe et permet notamment la prise en compte d'un nombre plus important de facteurs de risque. Ainsi, les résultats obtenus au chapitre 5 disposent d'un ordre de grandeur plus faible que ceux de la Caisse des Dépôts. Ils permettent néanmoins la comparaison des différentes variantes des méthodologies utilisées.

La dernière méthode testée est la **méthode de VaR**. Elle n'est pas utilisée par la Caisse des Dépôts dans le cadre de l'immobilier locatif résidentiel. Cependant, l'utilisation d'une VaR est une pratique courante pour calibrer un risque. Elle est donc proposée dans ce mémoire, pour comparaison des résultats avec les autres méthodes.

## 4.1 Méthode réglementaire bancaire

Les textes de la réglementation prudentielle bancaire française et européenne ne définissent pas une méthodologie de calcul du besoin en fonds propres spécifique aux biens immobiliers. Cependant, dans la réglementation CRR, un montant de fonds propres peut être calculé pour un portefeuille immobilier au titre de son risque de crédit.

Le règlement CRR définit deux grandes approches de calcul des exigences de fonds propres pour le risque de crédit :

- l'approche standard définie aux articles 111 à 141 du CRR ;
- l'approche fondée sur les Notations Internes (NI) définie aux articles 142 à 191 du CRR.

### **Approche standard :**

En approche standard, les exigences de fonds propres sont calculées avec la formule suivante :

$$\text{BFP (besoin en fonds propres)} = \text{RWA} \times 8\%$$

Le RWA correspond aux actifs pondérés par le risque (Risk-Weighted Assets). Il est calculé par la formule suivante :

$$\text{RWA} = \text{RW} \times \text{EAD}$$

Dans cette formule, RW correspond au coefficient de pondération (Risk Weight) et EAD à l'exposition au risque (Exposure At Default). En méthode standard, le coefficient de pondération RW est forfaitaire. Ce coefficient RW dépend d'une catégorie d'exposition. Les biens immobiliers sont classés dans la catégorie des actifs corporels et reçoivent, à ce titre, une pondération de risque de 100% (article 134 du CRR). Ainsi, en approche standard, le besoin en fonds propres pour un bien immobilier au titre de son risque de crédit vaut 8% de l'assiette en risque.

### **Approche IRB simple / pondération simple :**

Cette approche est définie au paragraphe n°2 de l'article 155 du CRR au sein du chapitre « Approche fondée sur les Notations Internes (NI) » (chapitre 3). De manière générale, les exigences de fonds propres se calculent dans les approches internes à partir de la formule suivante :

$$\text{UL} + \text{EL} - \text{provisions}$$

UL correspond aux exigences de fonds propres au titre des pertes imprévues (Unexpected Loss) et se calcule selon la formule ci-dessous :

$$\text{UL} = \text{RWA} \times 8\% \text{ avec } \text{RWA} = \text{RW} \times \text{EAD}$$

EL correspond au déficit de provisions constatées par rapport aux pertes attendues (Expected Loss). Il se calcule selon la formule suivante :

$$\text{EL} = \text{EAD} \times \text{PD} \times \text{LGD}$$

où PD est la probabilité de défaut et LGD est la perte en cas de défaut (Loss Given Default).

Dans l'approche IRB simple, un coefficient de pondération forfaitaire est appliqué aux expositions. Ainsi, dans le cas de l'immobilier considéré comme une exposition sous forme d'actions non cotées : RW = 370% et EL = 2,4% de l'EAD, ce qui est finalement équivalent à :

$$\begin{aligned} \text{besoin en fonds propres} &= \text{UL} + \text{EL} = \text{RWA} \times 8\% + \text{EL} = \text{RW} \times 8\% \times \text{EAD} + \text{EL} \\ &= (370\% \times 8\% + 2,4\%) \times \text{EAD} = 32\% \times \text{EAD} \end{aligned}$$

Ainsi, en approche IRB simple, le besoin en fonds propres pour un bien immobilier au titre de son risque de crédit vaut 32% de l'assiette en risque.

Dans les approches réglementaires présentées, le montant de besoin en fonds propres est toujours calculé comme une assiette en risque (EAD) multiplié par un coefficient de pondération. Dans le cas de l'immobilier, l'assiette en risque (EAD) correspond à la valeur nette comptable.

Pour faire le parallèle avec la réglementation prudentielle assurantielle, pour les assurances, le risque immobilier est explicitement défini comme un sous-module du risque de marché, dans la formule standard, pour le calcul du capital de solvabilité requis de base (« SCR de base »).

Le SCR de base est calculé à partir de la formule suivante :

$$\text{SCR de base} = \sqrt{\sum_{ij} \text{Corr}_{ij} \times \text{SCR}_i \times \text{SCR}_j}$$

où  $\text{SCR}_i$  représente un module de risque  $i$  et  $\text{SCR}_j$  un module de risque  $j$ .

Cette formule est définie dans la directive-cadre Solvabilité II<sup>1</sup>, notamment à l'article 104 qui renvoie à l'annexe IV. Cette annexe présente notamment la formule standard pour le calcul du SCR et la formule de calcul du module risque de marché.

Le SCR de base inclut au minimum les modules de risques suivants : risque de marché, risque de souscription en santé, risque de contrepartie, risque de souscription en vie et risque de souscription en non-vie. Le module marché est lui-même divisé en sept sous-modules, dont le sous-module « risque sur actifs immobiliers ».

Le sous-module « risque sur actifs immobiliers » est défini de la manière suivante dans le règlement délégué 2015/35<sup>2</sup> à l'article 174 : « L'exigence de capital pour risque sur actifs immobiliers [...] est égale à la perte de fonds propres de base qui résulterait d'une diminution soudaine de 25 % de la valeur des actifs immobiliers. »

Les méthodes réglementaires bancaires introduites dans cette section seront appliquées au portefeuille immobilier dans le chapitre 5 à la section 5.1.

## 4.2 Méthode Discounted Cash-Flow (DCF) et simulations Monte-Carlo

Les grands principes de cette méthode sont utilisés par la Caisse des Dépôts dans son approche économique. La Caisse des Dépôts utilise une version complexe, permettant la prise en compte de nombreux paramètres et divers facteurs de risque. L'approche proposée dans ce mémoire est donc une approche

---

1. Directive 2009/138/CE du parlement européen et du conseil du 25 novembre 2009 sur l'accès aux activités de l'assurance et de la réassurance et leur exercice (solvabilité II)

2. Règlement délégué (UE) 2015/35 de la commission du 10 octobre 2014 complétant la directive 2009/138/CE du Parlement européen et du Conseil sur l'accès aux activités de l'assurance et de la réassurance et leur exercice (solvabilité II)

simplifiée car son objectif est d'étudier des variantes à la méthode et d'analyser le comportement de la modélisation à des variations de paramètres.

Le besoin en fonds propres (BFP) pour l'immobilier locatif mesure un risque de perte de valeur. Ce risque de perte de valeur peut être quantifié en faisant la différence entre une valorisation de l'actif immobilier considéré dans un scénario central et une valorisation de cet actif dans un scénario stressé.

$$\text{Besoin en fonds propres (BFP)} = \text{Valorisation}_{\text{centrale}} - \text{Valorisation}_{\text{stressée}}$$

Afin de valoriser les actifs immobiliers, la méthode d'actualisation des flux financiers ou méthode DCF (Discounted Cash-Flow) est la plus couramment utilisée. Parmi les méthodes présentées dans la section 2.3 et utilisées par les experts immobiliers pour déterminer la valeur de marché des biens, l'approche par les flux actualisés est la plus adaptée, dans le cadre d'un modèle destiné à évaluer les risques liés à des actifs détenus dans le but de percevoir un loyer. De plus, cette méthode est prospective et correspond donc à une logique d'investisseur à long terme, adaptée au portefeuille étudié.

Elle consiste à considérer que le prix de l'actif immobilier aujourd'hui est égal à la somme :

- des montants de flux perçus actualisés sur un horizon de projection déterminé ;
- de la valeur terminale actualisée (la valeur terminale correspondant à la valeur de l'actif à l'horizon de projection).

Ainsi, les valorisations sont réalisées à partir de la formule suivante :

$$\text{Valorisation} = \sum_{i=1}^H \frac{\text{Flux}_i}{(1 + t_a)^i} + \frac{\text{Valeur Terminale}}{(1 + t_a)^H}$$

Avec  $t_a$  le taux d'actualisation et  $H$  l'horizon de projection. La valeur terminale correspond au flux de trésorerie que générerait la vente du bien à la fin de l'horizon de projection.

Afin de pouvoir calculer un montant de besoin en fonds propres, il est donc nécessaire d'évaluer les éléments suivants :

- les flux annuels dans une situation centrale et dans une situation stressée sur l'horizon de projection (partie 4.2.1) ;
- la valeur terminale dans 10 ans dans les deux situations : centrale et stressée (partie 4.2.2) ;
- le taux d'actualisation (partie 4.2.3).

Il est également nécessaire de fixer l'horizon de projection  $H$ . Dans ce mémoire, ce dernier est fixé à 10 ans. Il correspond à un horizon de projection à long terme. Le portefeuille étudié étant composé de détentions à long terme, un horizon de projection également à long terme semble plus adapté.

Après avoir déterminé le montant de besoin en fonds propres, un taux de pondération de BFP peut être calculé par la formule suivante :

$$\%BFP = \frac{\text{Montant de BPF}}{\text{Assiette en risque}}$$

Dans le cadre de la méthode DCF, l'assiette en risque correspond à la juste valeur du bien immobilier. Par la suite, les taux de pondération de BFP seront calculés et comparés en fonction des différentes méthodologies de calcul.

### 4.2.1 Modélisation des flux locatifs

Afin de débiter par une démarche simplifiée, les revenus locatifs sont calculés à partir du montant de loyers bruts en  $t = 0$ , indexé chaque année par un indice des prix de loyers. Dans cette première version du modèle, le risque pris en compte est l'évolution défavorable de l'indice d'indexation des loyers.

Ainsi, les flux sont calculés par la formule suivante :

$$\mathbf{Flux}_i = \mathbf{Loyer}_0 \times \prod_{k=1}^i (1 + \mathbf{Indice\ Indexation}_k)$$

Dans la formule,  $\mathbf{Loyer}_0$  est la valeur du revenu locatif annuel en  $t = 0$ . L'indice utilisé pour indexer des loyers de biens résidentiels est l'Indice de Référence des Loyers (IRL) publié par l'INSEE, car il correspond à l'indice de référence pour les biens résidentiels. Son historique a été présenté dans le chapitre 2.

Pour valoriser un bien immobilier dans une situation centrale et stressée, des scénarios de l'évolution de l'IRL projeté sont nécessaires dans les deux situations.

A la Caisse des Dépôts, une équipe de macroéconomistes est en charge de la définition de ces scénarios.

Toutefois, dans le cadre de ce mémoire, nous proposons de réaliser des simulations Monte-Carlo pour obtenir ces scénarios. La stratégie est de modéliser l'indice des loyers à partir de son historique de données (techniques de modélisation détaillées dans la section 4.2.1.1), pour ensuite réaliser des simulations Monte-Carlo. Pour le scénario central, on conserve la moyenne ou la médiane des simulations et une simulation extrême (pire simulation à 99%, 99,99%, ...) pour le scénario stressé. Cette méthode, utilisant des simulations à partir de l'historique de données de l'indice, est inspirée d'une approche proposée par Baroni (Baroni & al., 2006) et reprise par Johner dans son travail de Bachelor (Johner, 2015).

#### 4.2.1.1 Modélisation de l'indice des loyers

Contrairement à ce qui est fait à la Caisse des Dépôts, où des macroéconomistes travaillent sur le sujet, plusieurs méthodes ont été utilisées dans ce mémoire pour modéliser l'indice des loyers :

- ajuster une loi de distribution à partir de l'historique des rendements (section 4.2.1.1.1) ;
- modéliser l'indice comme un mouvement brownien géométrique (section 4.2.1.1.2).

La modélisation stochastique de l'indice par le mouvement brownien géométrique est l'approche proposée par Baroni (Baroni & al., 2006).

##### 4.2.1.1.1 Ajustement d'une loi de distribution

Les rendements trimestriels sont utilisés afin de modéliser l'Indice de Référence des Loyers à partir d'une loi de distribution. Ces taux de rendements sont calculés par la formule suivante :

$$\text{taux de rendements} = \frac{\text{valeur finale} - \text{valeur initiale}}{\text{valeur initiale}}$$

Pour simuler les différentes trajectoires possibles de l'IRL, les étapes suivantes ont été réalisées :

- choisir une loi de distribution susceptible de décrire la distribution des taux de rendements de l'indice ;
- déterminer les paramètres de ce modèle ;
- simuler le nombre de trajectoires voulues du processus calibré.

Les différentes lois de distribution testées sont :

- la loi Gaussienne ;
- la loi log-normale ;
- la loi Normale Inverse Gaussienne.

La sélection de ces lois de distribution a été effectuée à partir d'une observation visuelle de l'histogramme de la distribution empirique des taux de rendements de l'IRL. Cet histogramme est présenté dans la section 5.2.1.1, dans laquelle est menée une étude approfondie de l'adéquation de ces lois à la distribution empirique.

Les fondements théoriques de ces trois lois de distribution sont brièvement présentés ci-dessous :

**Loi Gaussienne** : La distribution normale est une distribution de probabilité continue définie sur  $\mathbb{R}$  et indexée par deux paramètres :  $\mu$  son espérance et  $\sigma$  son écart-type. Ces deux paramètres correspondent aux deux premiers moments de la distribution. Ainsi, la méthode des moments peut facilement être utilisée pour estimer les paramètres de la loi.

La densité de probabilité d'une loi normale est donnée par :

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}$$

**Loi log-normale** : La distribution log-normale est une distribution de probabilité continue définie sur  $\mathbb{R}^+$  et indexée par deux paramètres. Une variable aléatoire  $X$  suit une loi log-normale de paramètres  $\mu$  et  $\sigma$  si la variable  $Y = \ln(X)$  suit une loi normale d'espérance  $\mu$  et d'écart-type  $\sigma$ .

La loi log-normale admet pour densité de probabilité :

$$f(x) = \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x)-\mu}{\sigma}\right)^2} \text{ pour } x > 0$$

Ses deux premiers moments sont :

- son espérance :  $\mathbb{E}(X) = e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}$  ;
- sa variance :  $\text{Var}(X) = (e^{\sigma^2} - 1)e^{2\mu + \sigma^2}$ .

Pour cette loi, la méthode des moments peut également être utilisée pour estimer les paramètres grâce aux formules suivantes :  $\mu = \ln(\mathbb{E}(X)) - \frac{1}{2}\sigma^2$  et  $\sigma^2 = \ln\left(1 + \frac{\text{Var}(X)}{\mathbb{E}(X)^2}\right)$ .

**Loi Normale Inverse Gaussienne (NIG)** : La distribution Normale Inverse Gaussienne est une distribution de probabilité continue définie sur  $\mathbb{R}$  et indexée par quatre paramètres notés  $\mu$ ,  $\alpha$ ,  $\beta$  et  $\delta$ . Les paramètres  $\alpha$  et  $\beta$  sont des paramètres de forme,  $\mu$  est un paramètre de position et  $\delta$  est un paramètre d'échelle.

La densité de cette loi est une combinaison d'une loi normale et d'une loi Inverse Gaussienne. Ainsi, sa fonction de densité est définie par :

$$f(x) = \frac{\alpha\delta}{\pi} e^{\delta\sqrt{\alpha^2-\beta^2}+\beta(x-\mu)} \frac{K_1\left(\alpha\sqrt{\delta^2+(x-\mu)^2}\right)}{\sqrt{\delta^2+(x-\mu)^2}}$$

où  $K_1$  désigne la fonction de Bessel tel que :  $K_1(z) = \frac{1}{2} \int_0^\infty e^{-\frac{1}{2}z(y-y^{-1})} dy$  pour  $z > 0$

Les deux premiers moments de cette loi sont :

- son espérance :  $\mathbb{E}(X) = \mu + \frac{\delta\beta}{\sqrt{\alpha^2-\beta^2}}$  ;
- sa variance :  $\text{Var}(X) = \frac{\delta\alpha^2}{\sqrt{\alpha^2-\beta^2}^3}$  .

La dernière étape consiste à simuler le nombre de trajectoires voulues du processus calibré. Afin de pouvoir utiliser la méthode DCF, il est nécessaire de disposer des flux jusqu'à l'horizon de projection utilisé.

#### 4.2.1.1.2 Mouvement brownien géométrique

L'idée de cette approche est de modéliser les rendements de l'Indice de Référence des Loyers par un mouvement brownien géométrique. L'objectif est de réaliser, comme précédemment, des simulations de l'évolution de l'indice.

L'utilisation du brownien géométrique est courante dans les techniques de modélisation financière. Il est fréquemment utilisé pour modéliser le prix d'un actif financier.

Un mouvement brownien géométrique est un processus stochastique permettant de modéliser l'évolution d'une variable aléatoire au cours du temps. Il se définit par l'équation différentielle stochastique suivante :

$$\frac{dS}{S} = \mu dt + \sigma dz$$

La solution obtenue par la formule d'Ito est :

$$S_T = S_{t_0} \exp\left(\left(\mu - \frac{1}{2}\sigma^2\right) \Delta t + \sigma\sqrt{\Delta t} a_i\right) \text{ avec } a_i \text{ une variable aléatoire}$$

Le drift ( $\mu$ ) et la volatilité ( $\sigma$ ) sont ici supposés constants.

Comme pour la modélisation par les lois de distribution, des trajectoires sont ensuite simulées par la méthode de Monte-Carlo.

Les résultats de ces modélisations appliquées à l'IRL seront présentés dans le chapitre 5.

#### 4.2.1.2 Ajout de facteurs de risques

Dans cette section, la formule présentée précédemment pour le calcul des flux de revenus locatifs est complétée par deux facteurs supplémentaires : la vacance et les charges. Pour simplifier, l'ensemble des facteurs de risques modélisés à la Caisse des Dépôts ne seront pas appliqués dans les calculs, ce qui pourrait donner lieu à des résultats différents dans les applications.

Jusqu'à présent, les flux ont été calculés par la formule simplifiée suivante :

$$\text{Flux}_i = \text{Loyer}_0 \times \prod_{k=1}^i (1 + \text{Indice Indexation}_k)$$

Afin de prendre en compte des facteurs de risques supplémentaires dans la valorisation stressée, la formule des flux a été complétée de la manière suivante :

$$\text{Flux}_i = \text{Loyer}_0 \times \prod_{k=1}^i (1 + \text{Indice Indexation}_k) \times (1 - \text{Taux de vacance}_i) - \text{Charges}_i$$

Un taux de vacance et un montant de charges ont été ajoutés à la formule précédente.

**Taux de vacance** : L'ajout d'un taux de vacance permet de prendre en compte le risque d'augmentation du temps de vacance. Une approche statistique globale est utilisée pour considérer ce risque. Le taux de vacance pris en compte dans la formule ci-dessus, dépend de l'année de projection et du scénario considéré (central ou stressé). Un historique de taux de vacance français de l'INSEE a été utilisé afin de le déterminer. Avec une approche similaire à celle utilisée pour obtenir des trajectoires de l'IRL (modèles puis simulations), des trajectoires de taux de vacance projetées dans un scénario central et dans un scénario stressé ont été déterminées. Le facteur de vacance est également utilisé dans la modélisation de la Caisse des Dépôts. Comme pour l'IRL, ses trajectoires sont estimées par une équipe de macroéconomistes.

**Montant de charges** : Un montant de charges a également été ajouté au calcul des flux. Les montants de charges annuels sont calculés comme une part du loyer annuel. Ainsi, un taux de charge considéré constant est utilisé pour l'ensemble des années de projection.

Dans ce mémoire, seuls les facteurs mentionnés ci-dessus ont été étudiés. Cependant, afin de poursuivre l'étude, des facteurs de risques supplémentaires pourraient être considérés, comme par exemple, le taux d'impayé. Cependant, la poursuite de l'étude nécessite de posséder des historiques de données supplémentaires. En complément, le montant de charges pourrait être défini plus précisément. La prise en compte d'un taux de charge dans la formule des flux, pourrait permettre la prise en compte de frais de rénovation en lien avec la loi climat. Ainsi, le montant de charges en situation stressée pourrait être dépendant de la classe DPE du bien immobilier. Ceci permettrait de prendre en compte l'obligation de réaliser de futurs travaux de rénovation pour certains logements.

## 4.2.2 Modélisation de la valeur terminale

La valeur terminale est le second élément à calibrer pour pouvoir valoriser un bien par la méthode DCF.

Pour rappel, la formule de valorisation par la méthode d'actualisation des flux financiers est la suivante :

$$\text{Valorisation} = \sum_{i=1}^H \frac{\text{Flux}_i}{(1 + t_a)^i} + \frac{\text{Valeur Terminale}}{(1 + t_a)^H}$$

La valeur terminale correspond au flux de trésorerie généré par la vente du bien à la fin de l'horizon de projection. Cette valeur doit également correspondre à la valeur actualisée des cash-flows futurs, à partir de la dernière année de la période de projection jusqu'à l'infini.

Deux méthodes vont être testées pour déterminer la valeur terminale : la formule de Gordon Shapiro et l'utilisation d'un indice des prix permettant d'indexer la valeur initiale du bien (Baroni & al., 2006). La Caisse des Dépôts utilise la formule de Gordon Shapiro pour déterminer la valeur terminale.

### 4.2.2.1 Formule de Gordon Shapiro

Dans la pratique, le modèle de Gordon Shapiro est souvent utilisé. Il définit le prix d'un actif financier comme la somme de l'ensemble de ses dividendes futurs actualisés par le coût des fonds propres (taux de rentabilité) moins le taux de croissance des dividendes, soit :

$$P_0 = \frac{D_1}{r - g}$$

Avec,  $P_0$  le prix actuel de l'actif,  $D_1$  le dividende,  $r$  le taux de rentabilité requis et  $g$  le taux de croissance du dividende.

Cette formule s'adapte aux biens immobiliers de la manière suivante :

$$\text{Valeur terminale} = \frac{\text{dernier loyer}}{\text{taux d'actualisation} - \text{taux de croissance}}$$

Deux cas seront ensuite étudiés :

- dans un premier temps, en considérant un taux de croissance égal à 0% ;
- dans un second temps, en considérant un taux de croissance différent de 0% et égal à l'inflation à 10 ans. L'inflation utilisée dans cette étude est égale à 1,7% en scénario central et 0,5% en scénario stressé. Ces valeurs d'inflation sélectionnées ont été estimées par les économistes de la Caisse des Dépôts en 2022. Ils prévoient une stabilisation de l'inflation à long-terme.

### 4.2.2.2 Croissance de la valeur du bien à partir de la valorisation initiale

Une autre approche consiste à déterminer la valeur terminale du bien (valeur du bien à la fin de l'horizon de projection) en utilisant un taux de croissance à partir de la valorisation initiale (valeur en  $t = 0$ ). Un indice de référence des prix immobiliers est utilisé comme taux de croissance annuel.

$$V_T = V_0 \times \prod_{k=1}^H (1 + \text{Indice des prix}_k)$$

Afin de pouvoir déterminer la valeur du bien à l'horizon  $H$ , il est nécessaire d'avoir une estimation de l'évolution future de l'indice utilisé. La valeur terminale sera déterminée dans un scénario central et dans un scénario stressé.

Afin de modéliser l'Indice des Prix des Logements, des méthodologies similaires à celles utilisées pour modéliser l'Indice de Référence des Loyers sont utilisées, à savoir :

- L'ajustement d'une loi de distribution ;
- Le mouvement brownien géométrique.

### **4.2.3 Modélisation du taux d'actualisation**

Le dernier paramètre à modéliser est le taux d'actualisation. Plusieurs méthodes sont proposées afin de choisir le taux à utiliser pour actualiser les revenus locatifs et la valeur terminale. Les méthodes utilisées sont :

- L'égalisation de la valorisation centrale avec la valorisation initiale (partie 4.2.3.1) (méthode utilisée par la CDC) ;
- L'utilisation de la courbe zéro-coupon donnée par l'EIOPA (partie 4.2.3.2).

#### **4.2.3.1 Égalisation de la valorisation centrale avec la valorisation initiale**

La première technique utilisée est celle appliquée à la Caisse des Dépôts. Elle consiste à ajuster le taux d'actualisation afin que la valorisation centrale soit égale à la valeur du bien en  $t=0$ . Cette méthode conduit donc :

- d'une part, à un taux d'actualisation d'équilibre fixe sur l'ensemble de l'horizon de projection ;
- d'autre part, à un taux d'actualisation identique en scénario central et en scénario stressé.

L'objectif est de retrouver en scénario central, le taux d'actualisation qui a été utilisé pour déterminer la valeur de marché et de prendre ce même taux dans la valorisation stressée.

#### **4.2.3.2 Utilisation de la courbe zéro-coupon**

La deuxième méthode consiste à actualiser les flux au taux zéro-coupon. Pour cela, les premières années de la courbe zéro-coupon de l'EIOPA de décembre 2022 sont utilisées.

Cette courbe est publiée mensuellement par l'EIOPA. Elle est construite par la méthode d'extrapolation de Smith-Wilson, à partir des données observées sur le marché.

Les premières années de la courbe zéro-coupon EIOPA sont représentées dans le graphique ci-dessous :

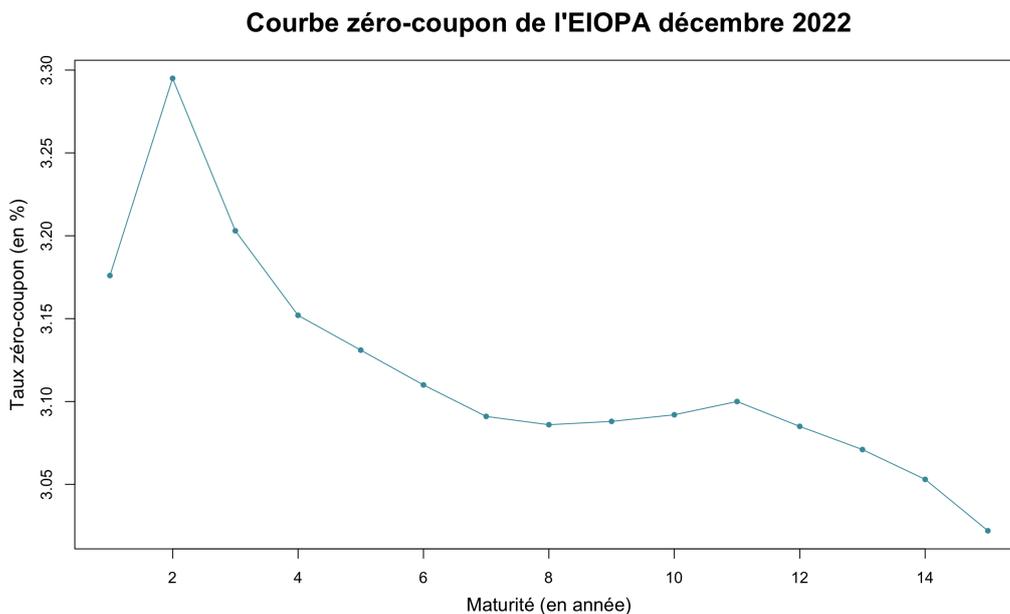


FIGURE 4.1 – 15 premières années de la courbe zéro-coupon de l’EIOPA

L’utilisation de la courbe zéro-coupon permet d’avoir un taux d’actualisation qui évolue sur l’ensemble de l’horizon de projection. En revanche, elle ne permet pas de différencier le taux d’actualisation entre un scénario central et stressé. Or, dans une situation stressée, le contexte macro-économique a un impact sur la valeur du taux d’actualisation.

La méthode DCF introduite dans cette section sera appliquée au portefeuille immobilier dans le chapitre 5 à la section 5.2. Les résultats des différentes variantes de modélisation des paramètres seront comparés dans le chapitre suivant.

## 4.3 Méthode de VaR sur un indice de marché immobilier

### 4.3.1 VaR Historique et VaR Monte Carlo

Les risques associés à un portefeuille immobilier locatif résidentiel peuvent être mesurés par un calcul de Value-at-Risk. La Value-At-Risk représente la perte potentielle maximale, avec une probabilité donnée sur un horizon donné, qu’un investisseur pourrait constater sur la valeur d’un actif ou d’un portefeuille.

Le montant de besoin en fonds propres est ensuite calculé comme suit :

$$\mathbf{BFP} = \mathbf{Assiette\ en\ risque} \times \mathbf{VaR}$$

L’assiette en risque correspond à la valorisation du bien (juste valeur). Le modèle repose donc sur la calibration d’un quantile sur un indice. L’indice utilisé est l’IPD présenté précédemment.

Les paramètres utilisés sont donc les suivants :

- Indice : IPD
- Horizon : 1 an
- Niveau de confiance : A déterminer (selon la méthode de VaR)

Il existe différentes méthodes pour calculer une VaR : méthode historique, méthode analytique ou paramétrique et méthode de simulation Monte-Carlo. Dans cette étude, la VaR historique et la VaR Monte-Carlo seront utilisées.

La VaR historique consiste à identifier la perte maximum associée à un niveau de confiance directement sur l'historique de données disponible. Il faut donc récupérer l'ensemble des rendements réguliers sur un historique, classer les valeurs par ordre croissant et sélectionner la valeur correspondant au seuil de confiance.

La VaR Monte-Carlo consiste à simuler un grand nombre de valeurs futures possibles par la méthode de Monte-Carlo et calculer le montant de pertes ou de gains associé aux simulations.

Ces deux méthodes de VaR seront appliquées au chapitre 5 dans la section 5.3.

#### 4.3.2 Corrélation des indices immobiliers avec les indices actions

Dans le calcul complet des besoins en fonds propres, l'ensemble des risques significatifs sont pris en compte. Il est possible de faire diminuer le montant total en quantifiant des effets de diversification entre plusieurs risques. L'effet de diversification correspond à la réduction, pour un établissement, de son exposition aux risques grâce à la diversification de ses activités.

Le risque immobilier locatif et le risque actions sont imparfaitement corrélés. Un montant négatif peut donc être déterminé au titre de la diversification entre immobilier et actions. Le calcul de ce montant dépend d'un coefficient de corrélation. La formule utilisée est la suivante :

$$\text{BFP}_{\text{diversification}} = \text{BFP}_{\text{action}} + \text{BFP}_{\text{immo}} - \text{BFP}_{\text{action} / \text{immobilier}}$$

Avec

$$\text{BFP}_{\text{action} / \text{immobilier}} = \sqrt{(\text{BFP}_{\text{action}} \quad \text{BFP}_{\text{immo}}) \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \text{BFP}_{\text{action}} \\ \text{BFP}_{\text{immo}} \end{pmatrix}}$$

où  $\rho$  est le coefficient de corrélation.

Dans le secteur de l'assurance, un effet de diversification est également considéré entre le risque actions et le risque immobilier. Le coefficient de corrélation proposé par la réglementation Solvabilité II est égal à 75%.

De la même manière, un montant au titre de la diversification entre le risque immobilier et le risque de taux peut être déterminé.

La méthode présentée, permettant la prise en compte de l'effet de diversification, est celle utilisée par la Caisse des Dépôts. Elle est inspirée de l'approche définie par Solvabilité II pour calculer le capital de solvabilité requis (SCR).

La méthode de VaR, introduite dans cette section 4.3, sera appliquée au portefeuille immobilier dans le chapitre 5 à la section 5.3. Cependant, le calcul de l'effet de diversification ne sera pas utilisé par la suite, cette approche n'étant pas au cœur de ce mémoire.

Les méthodes et techniques de modélisation ont été abordées dans ce chapitre : les méthodes réglementaires, la méthode fondée sur une valorisation DCF et toutes ses variations, ainsi que la méthode VaR. Dans le chapitre suivant, les différentes techniques vont pouvoir être appliquées sur le portefeuille immobilier.

## Chapitre 5

# Application sur les données du portefeuille locatif résidentiel

L'ensemble des méthodologies précédemment présentées seront appliquées dans ce dernier chapitre. Les travaux ont été réalisés à partir du langage de programmation R. Les différentes méthodes ont été appliquées au portefeuille de données développé dans le chapitre 3. Cette partie présente et compare les différents résultats obtenus.

Pour rappel, le calcul de besoin en fonds propres (aussi noté BFP) traité dans ce mémoire est réalisé dans le cadre de l'approche économique du « pilier 2 » de Bâle III. Selon le deuxième pilier des accords de Bâle, il revient aux établissements financiers d'évaluer leurs propres risques et de s'assurer de l'adéquation de leur niveau de fonds propres avec les risques auxquels ils sont exposés. L'objectif de cette approche est d'obtenir un montant de fonds propres qui permette de couvrir au mieux les risques en prenant en compte les spécificités du portefeuille. Ainsi, pour comparer les différentes méthodes, la capacité à intégrer les spécificités du portefeuille sera considérée.

L'objectif de ce mémoire est de mettre en regard différentes méthodes permettant de calculer le montant de besoin en fonds propres nécessaire pour couvrir les risques associés à un portefeuille immobilier locatif résidentiel. La méthode utilisant une valorisation DCF avec simulation, représente le cœur de ce mémoire. Ainsi, les applications relatives à cette méthode seront développées et les variantes pour la modélisation de chaque paramètre seront confrontées. Les méthodes seront comparées, d'une part, d'un point de vue quantitatif (résultats en termes de montant de besoin en fonds propres) et d'autre part, d'un point de vue qualitatif (niveau d'adaptation de la méthode au portefeuille et sa capacité à mesurer les risques).

Ce chapitre est organisé de la manière suivante : tout d'abord, les résultats des trois méthodes seront détaillés : méthode réglementaire (section 5.1), méthode à partir de la valorisation DCF (section 5.2) et méthode VaR (section 5.3). Les trois méthodes seront comparées avec leurs avantages et inconvénients (section 5.4).

Comme évoqué au chapitre 3, les données financières du portefeuille immobilier locatif résidentiel ont été transformées. Elles ne correspondent donc pas aux données réelles de la Caisse des Dépôts. De plus, l'application de la méthode DCF réalisée dans ce mémoire, constitue une approche simplifiée. L'approche utilisée par la Caisse des Dépôts est plus complexe et permet notamment la prise en compte d'un nombre plus important de facteurs de risque.

Ainsi, **les résultats obtenus dans ce chapitre présentent des différences d'ordres de grandeur avec ceux de la Caisse des Dépôts.** Ces résultats permettent néanmoins la comparaison des différentes méthodologies utilisées et l'analyse des sensibilités des modélisations.

A titre de comparaison, concernant le risque immobilier locatif résidentiel, la Caisse des Dépôts considère un montant de besoin en fonds propres (BFP) égal à environ **26% de la juste valeur totale du portefeuille**. Ce taux est obtenu à partir de la méthode DCF.

## 5.1 Méthode réglementaire bancaire

Pour rappel, deux méthodes réglementaires bancaires ont été présentées au chapitre 4 : l'approche standard et l'approche IRB simple. Elles permettent de quantifier le risque de crédit associé au portefeuille immobilier résidentiel.

L'approche IRB simple consiste à assimiler les biens immobiliers à des actions non cotées. Elle n'est donc pas complètement adaptée à un portefeuille immobilier locatif résidentiel.

Ainsi, dans ce chapitre, seule l'approche standard sera appliquée à titre de comparaison avec les résultats issus de la méthode utilisant la valorisation DCF et des simulations.

L'approche standard consiste à multiplier l'assiette en risque (valeur nette comptable) par un taux de pondération forfaitaire de 8%. Les résultats selon l'approche standard sont les suivants :

Approche	Assiette en risque (EAD)	Pondération	Montant de BFP
Approche standard	64 917 100	8%	5 193 360

TABLE 5.1 – Montants de Besoin en Fonds Propres d'après les méthodes réglementaires

Le montant de besoin en fonds propres calculé s'élève à 5 milliards d'euros. Il est assez faible par rapport à la valeur nette comptable et représente 4,52% de la juste valeur. Il est important de rappeler que ce montant permet de couvrir uniquement le risque de crédit des actifs immobiliers. Il ne permet donc pas de prendre en compte les risques de baisse de la valeur des loyers ou du prix du bien.

Enfin, il convient de noter que ces méthodes ne sont pas spécifiques aux biens immobiliers. Elles sont plus générales et adaptées à d'autres types d'expositions.

Ainsi, l'application de l'approche standard de la méthode réglementaire bancaire consiste en l'application d'un taux de pondération à l'assiette en risque. Cette méthode, qui a l'avantage d'être très simple d'application, est très générale : elle ne permet pas la prise en compte de certaines spécificités du portefeuille. Son application à un portefeuille immobilier locatif résidentiel est limitée à la prise en compte du risque de crédit du portefeuille.

## 5.2 Méthode Discounted Cash-Flow (DCF) et simulations Monte-Carlo

La méthode utilisant une valorisation DCF possède de nombreuses variantes dans son implémentation : au niveau du choix des scénarios, des facteurs de risques, de la méthode de calcul de la valeur terminale ou dans le choix du taux d'actualisation. L'objectif de cette section est donc de comparer les différentes variantes.

L'assiette en risque est toujours identique pour l'ensemble des variantes. Ainsi, les résultats de besoins en fonds propres ne seront pas exprimés en montant mais en taux de pondération par rapport à l'assiette.

Cette section se décompose en plusieurs grandes sous-parties permettant de comparer les différentes variantes de modélisation des paramètres :

- Les méthodes de détermination des flux de revenus locatifs sont comparées à la section 5.2.1.
- Les méthodes de calcul de la valeur terminale sont comparées à la section 5.2.2.
- Les méthodes de fixation du taux d'actualisation sont comparées à la section 5.2.3.

## **5.2.1 Résultats selon les différentes méthodes de détermination des flux de revenus locatifs**

Cette analyse est divisée en quatre parties :

- la première partie présente les résultats en considérant uniquement un facteur d'indexation pour déterminer les revenus locatifs (section 5.2.1.1) ;
- la seconde partie expose les résultats obtenus en considérant un facteur de vacance supplémentaire (section 5.2.1.2) ;
- la troisième partie donne les résultats en ajoutant un nouveau facteur : le taux de charge (section 5.2.1.3) ;
- la dernière partie présente les sensibilités des taux de besoin en fonds propres (BFP) aux différents facteurs (indexation, vacance et charge) (section 5.2.1.4).

### **5.2.1.1 Résultats en considérant uniquement l'indexation**

L'objectif est l'analyse des résultats dans le cas où seul un facteur d'indexation est considéré. Cette approche simplifiée, dans laquelle aucun facteur additionnel à l'indexation n'est considéré, constitue une étape de la modélisation complète. Ainsi, les résultats obtenus dans cette section ne sont pas complets. Ils représentent la contribution du facteur d'indexation au modèle. Ces résultats intermédiaires permettent cependant la comparaison des contributions du facteur d'indexation entre la méthode proposée dans ce mémoire utilisant des simulations et les résultats obtenus par la Caisse des Dépôts.

Cette section se décompose en trois parties. La première partie est consacrée à la modélisation de l'Indice de Références des Loyers (IRL) (section 5.2.1.1.1), la seconde partie présente les trajectoires de l'indice obtenues par les simulations Monte-Carlo (section 5.2.1.1.2). La troisième et dernière partie concerne l'analyse et la comparaison des différentes contributions du facteur d'indexation au taux de BFP (section 5.2.1.1.3).

#### **5.2.1.1.1 Modélisation des trajectoires de l'indice des loyers**

Les valeurs de l'Indice de Référence des Loyers (IRL) sont disponibles du 4<sup>e</sup> trimestre 2002 au 4<sup>e</sup> trimestre 2022. L'historique disponible est donc composé de 81 valeurs soit 80 taux de rendements.

La distribution empirique des taux de rendements de l'Indice de Référence des Loyers (IRL) est la suivante :

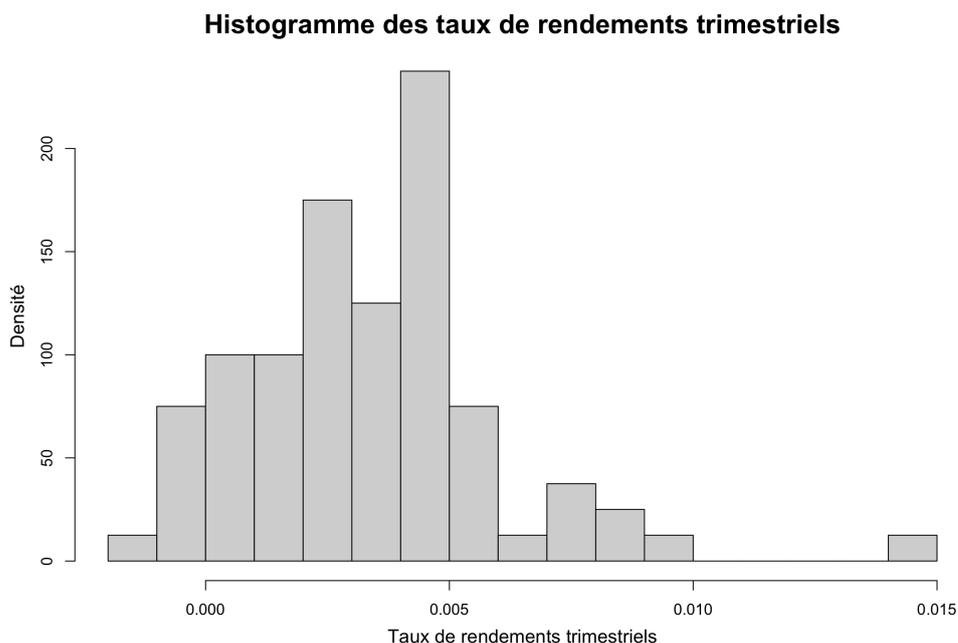


FIGURE 5.1 – Histogramme des taux de rendements trimestriels de l'IRL

La distribution empirique des rendements est asymétrique à gauche et définie sur l'ensemble des réels. En effet, la présence de valeurs négatives peut être notée.

La barre isolée à l'extrémité droite du graphique n'est pas une valeur aberrante malgré une valeur très éloignée des autres. Elle correspond au taux de rendements particulier de l'Indice de Référence des Loyers au début de l'année 2022.

Comme vu au chapitre 4, deux méthodes sont utilisées pour modéliser l'IRL : l'ajustement d'une loi de distribution et l'utilisation d'un mouvement brownien géométrique.

### Modélisation par l'ajustement d'une loi de distribution :

Pour rappel, trois lois de distribution ont été testées : la loi Gaussienne, loi log-normale et la loi Normale Inverse Gaussienne (NIG). L'adéquation des lois théoriques aux données empiriques est vérifiée d'une part, par examen visuel de représentations graphiques (comparaison des densités théoriques et empiriques et diagramme quantile-quantile) et d'autre part, par des tests statistiques (test de Kolmogorov-Smirnov).

Les paramètres calibrés des trois lois sont les suivants :

Espérance $\mu$	Ecart-type $\sigma$
0,33%	0,26%

TABLE 5.2 – IRL - Paramètres calibrés de la distribution Gaussienne

Espérance $\mu$	Ecart-type $\sigma$
-5,96	0,48

TABLE 5.3 – IRL - Paramètres calibrés de la distribution log-normale

Paramètre de forme $\alpha$	Paramètre de forme $\beta$	Paramètre de position $\mu$	Paramètre d'échelle $\delta$
3268,62	2558,14	-0,0031	0,0050

TABLE 5.4 – IRL - Paramètres calibrés de la distribution Normale Inverse Gaussienne

**Comparaison graphique de la distribution empirique avec les densités des lois ajustées :**  
 Le graphique ci-dessous présente les densités des trois lois ajustées superposées sur l'histogramme de la distribution empirique :

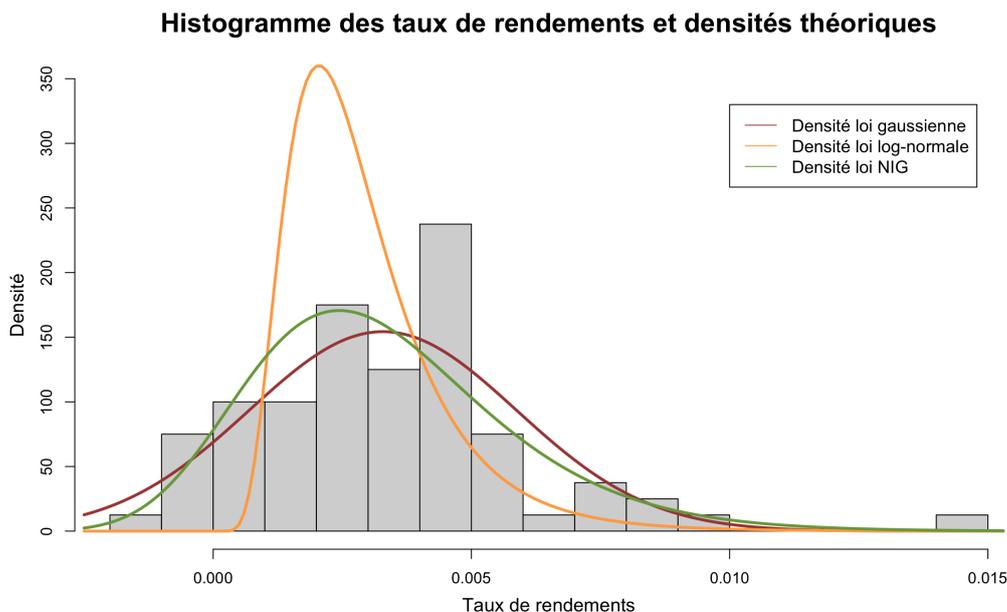


FIGURE 5.2 – Comparaison de l'histogramme des taux de rendements avec les densités des lois ajustées

A partir de ce premier graphique, la loi log-normale ne semble pas être adaptée. Tout d'abord, cette loi n'est pas définie sur le périmètre des valeurs négatives. Elle ne permet donc pas de modéliser les rendements négatifs. De plus, la hauteur du pic de distribution semble être surestimée par la distribution log-normale. Les deux autres densités ajustées sont assez semblables et semblent plus adaptées à la distribution empirique.

**Diagramme quantile-quantile (Q-Q plot) :** Un diagramme quantile-quantile permet de comparer deux distributions entre elles. Dans notre cas, la distribution empirique est comparée à l'une des distributions théoriques ajustées. Un alignement des points selon la première bissectrice indique la présence d'une identité de loi. Une concavité tournée vers le haut ou vers le bas indique une dissymétrie entre les distributions.

Les diagrammes quantile-quantiles pour les trois distributions (Gaussienne, log-normale et NIG) sont présentés ci-dessous :

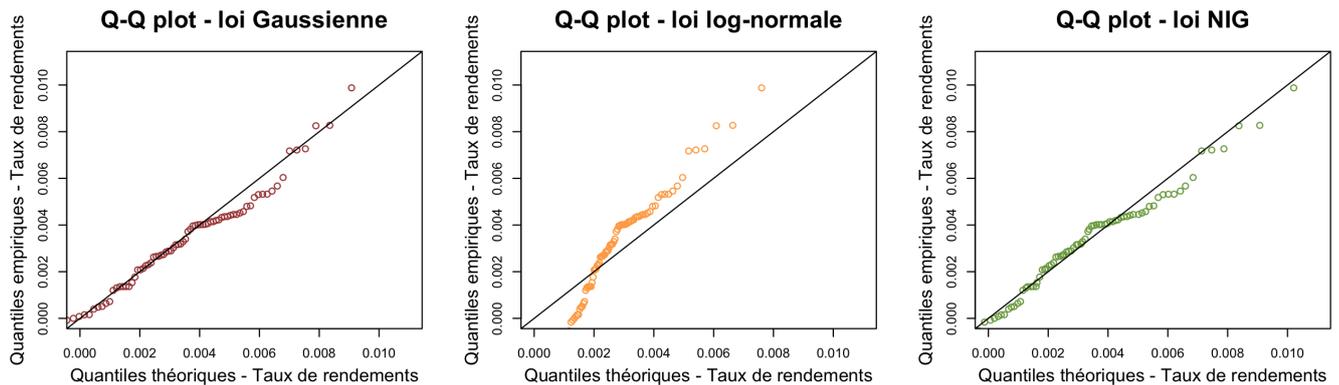


FIGURE 5.3 – Diagrammes quantile-quantiles pour les lois Gaussienne, log-normale et NIG

La conclusion qui peut être tirée de ces graphiques est identique à celle donnée précédemment à partir des densités. La loi log-normale ne semble pas être adaptée. Contrairement aux diagrammes des lois Gaussienne et NIG, sur le diagramme correspondant à la loi log-normale, les points ne suivent pas la première bissectrice, notamment sur le début du graphique. En effet, les points sont en dessous de la première bissectrice sur la partie gauche du graphique puis légèrement au-dessus sur le reste du diagramme. Concernant les deux autres diagrammes (lois Gaussienne et NIG), les points suivent la bissectrice sur la partie gauche du graphique et sont très légèrement en dessous sur la partie droite.

**Test de Kolmogorov-Smirnov :** Le test non paramétrique de Kolmogorov-Smirnov permet de comparer les distributions de deux échantillons statistiques. La statistique de Kolmogorov-Smirnov est égale à l'écart maximal observé entre les répartitions empiriques des deux classes. Elle se définit comme :

$$D = \sup |F_1(X) - F_2(Y)|$$

Où  $F_1$  et  $F_2$  désignent respectivement les fonctions de répartition empirique des classes X et Y.

Les résultats de ces tests pour les différentes distributions théoriques sont résumés dans le tableau ci-dessous :

Distribution	Statistique de test	P-value	Accepte $H_0$ (à 5%)
Loi Gaussienne	0,10889	0,2783	OUI
Loi log-normale	0,25007	6,793e-05	NON
Loi Normale Inverse Gaussienne (NIG)	0,086606	0,5565	OUI

TABLE 5.5 – IRL - Résultats du test de Kolmogorov-Smirnov

Pour les lois Gaussienne et NIG, la p-value est supérieure à 5%, ce qui conduit à accepter  $H_0$ . Il peut donc être considéré que la distribution empirique des taux de rendements trimestriels correspond à la distribution théorique testée. Pour la loi log-normale, la p-value est inférieure à 5%, ce qui conduit à rejeter  $H_0$ . Ainsi la distribution empirique des taux de rendements ne suit pas une distribution log-normale.

Les tests d'adéquation réalisés permettent d'exclure la loi log-normale des lois candidates pour modéliser l'Indice de Références des Loyers (IRL). De plus, la loi Gaussienne et la loi NIG donnent des résultats très proches sur l'ensemble des tests. Une seule loi doit être conservée. En se fondant sur les résultats du test Kolmogorov-Smirnov, la loi Normale Inverse Gaussienne sera utilisée pour la suite de l'étude.

## Modélisation par un mouvement brownien géométrique :

Les aspects théoriques de la méthode utilisant un mouvement brownien géométrique ont été présentés précédemment dans le chapitre 4. Les paramètres trimestriels du mouvement brownien géométrique calibrés à partir des données empiriques de l'Indice de Référence des Loyers (IRL) sont les suivants :

$$\text{rendement moyen trimestriel} = \mu = 0,33\%$$

$$\text{et volatilité trimestrielle} = \sigma = 0,26\%$$

Les deux techniques de modélisation conservées pour l'IRL sont l'utilisation d'une **loi Normale Inverse Gaussienne** et l'utilisation d'un **mouvement brownien géométrique**. Les trajectoires simulées suivant ces deux techniques sont présentées dans la section suivante.

### 5.2.1.1.2 Simulation des trajectoires de l'indice des loyers

Afin de pouvoir utiliser la méthode DCF, il est nécessaire de disposer des flux projetés sur un horizon de 10 ans (horizon de projection). Les taux de rendements étudiés étant trimestriels, 40 taux de rendements ont été produits pour chaque simulation.

Pour chaque technique de modélisation, 10 000 simulations ont été réalisées.

Après avoir effectué l'ensemble des simulations, quatre trajectoires ont été retenues :

- la pire trajectoire simulée (pire scénario dans 99,99% des cas) ;
- la 100<sup>e</sup> pire trajectoire simulée (pire scénario dans 99% des cas) ;
- la 5000<sup>e</sup> pire trajectoire simulée (scénario médian) ;
- la moyenne de l'ensemble des trajectoires.

Parmi ces trajectoires, les deux pires scénarios de l'IRL, dans 99% et dans 99,99% des cas, serviront à l'indexation des loyers dans le scénario stressé. Les simulations moyenne et médiane seront utilisées pour le scénario central.

### Trajectoires de l'IRL simulées à partir de la modélisation utilisant la loi NIG :

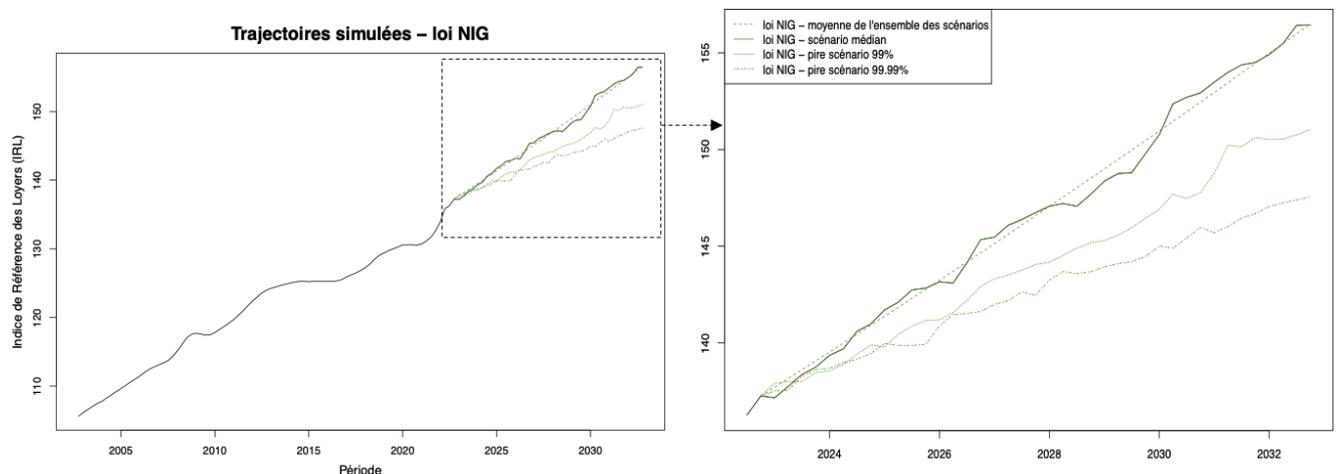


FIGURE 5.4 – Trajectoires IRL simulées - loi NIG

La trajectoire moyenne conduit à une valeur de l'IRL égale à 156,50 au 4<sup>e</sup> trimestre 2032 (dernière valeur simulée). La dernière valeur réelle connue de l'indice est la valeur du 4<sup>e</sup> trimestre 2022. Elle est égale à 137,26. L'évolution sur 10 ans correspond donc à une augmentation de 14,02%, soit une évolution annuelle lissée de 1,32% sur les dix années. Le pire scénario dans 99,99% des cas conduit à une valeur de l'IRL égale à 147,56 au 4<sup>e</sup> trimestre 2032. L'évolution sur 10 ans correspond donc à une augmentation de 7,50%, soit une évolution annuelle lissée de 0,73% sur les dix années.

Les trajectoires des pires simulations à 99% et à 99,99% ont une tendance croissante. Ainsi, dans les deux scénarios, les loyers annuels sans prise en compte d'autres facteurs de risques, augmentent dans le temps. Cependant, ils augmentent moins rapidement dans le scénario stressé que dans le scénario central. Concernant les loyers, le risque pris en compte dans le scénario stressé est donc un risque de moindre indexation des loyers.

Pour les quatre trajectoires simulées, les évolutions annuelles sont données dans le tableau ci-dessous :

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
scénario moyen	1,32%	1,33%	1,31%	1,32%	1,33%	1,31%	1,32%	1,32%	1,32%	1,32%
scénario médian	1,08%	1,61%	1,32%	1,75%	0,96%	0,64%	1,43%	2,09%	1,03%	1,26%
pire scénario 99%	0,88%	1,04%	0,90%	1,24%	0,80%	0,77%	0,88%	0,91%	1,92%	0,27%
pire scénario 99,99%	0,99%	0,60%	0,33%	1,22%	0,59%	0,86%	0,55%	1,04%	0,49%	0,60%

TABLE 5.6 – Evolutions annuelles de l'IRL dans les scénarios modélisés par la loi NIG

Sur l'ensemble de l'horizon, les évolutions annuelles sont lissées uniquement pour le scénario moyen. Pour les autres scénarios, les évolutions annuelles sont assez variables sur l'ensemble de l'horizon. Les évolutions annuelles sont, en moyenne, plus faibles pour les scénarios stressés par rapport aux scénarios centraux (moyen et médian).

A la Caisse des Dépôts, une équipe de macroéconomistes est en charge de la définition des scénarios de l'IRL dans une situation centrale et dans une situation stressée. La comparaison des scénarios produit par la Caisse des Dépôts avec les scénarios simulés par la loi NIG est représentée dans le graphique ci-dessous :

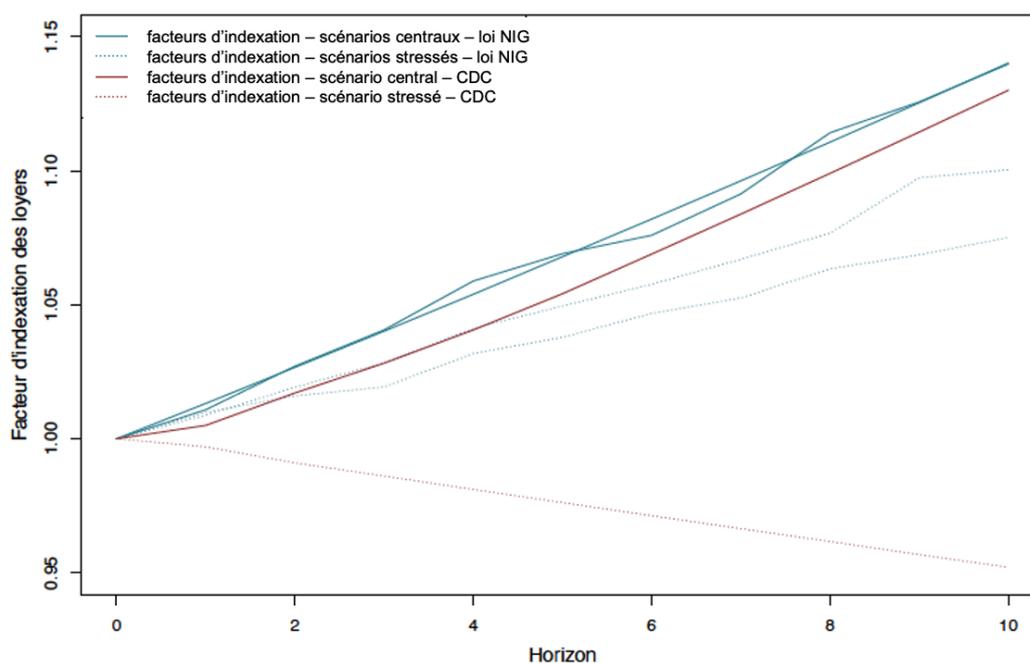


FIGURE 5.5 – Scénarios des facteurs d'indexation Caisse des Dépôts et simulation par la loi NIG

Le scénario dégradé utilisé par la Caisse des Dépôts est plus sévère que les trajectoires stressées simulées à partir de la loi NIG. Dans le scénario dégradé simulé, les loyers sont indexés à la hausse et le stress correspond à une moindre indexation par rapport au scénario central. En revanche, dans le scénario dégradé de la Caisse des Dépôts, les loyers sont indexés à la baisse. A la fin de l'horizon de projection, le facteur d'indexation de la pire trajectoire simulée à 99,99% vaut 1,08, soit une évolution à la hausse sur 10 ans de 7,50%. Dans le scénario dégradé de la Caisse des Dépôts, ce facteur d'indexation à 10 ans vaut 0,95, soit une évolution à la baisse sur 10 ans de -4,8%. L'écart de l'évolution sur 10 ans de l'IRL dans ces deux scénarios s'élève à 12,29 points de pourcentage.

La faible sévérité des scénarios stressés simulés s'explique par la base de données utilisée pour produire les simulations. En effet, comme observé sur l'histogramme de la figure 5.1, l'historique de données de l'IRL possède une faible quantité de taux de rendements négatifs et donc peu de périodes de baisse de l'IRL. De plus, les baisses observées sont assez faibles comparées aux hausses. Comme aucune valeur de baisse importante n'est observée sur l'historique et que la méthode de simulation repose sur l'hypothèse que le passé constitue un moyen de prédire le futur, les scénarios stressés simulés ne produisent pas un taux de rendements global sur 10 ans à la baisse.

Ainsi, les **trajectoires simulées à partir de la modélisation par la loi NIG** ne sont pas assez sévères dans le scénario stressé en comparaison du scénario utilisé par la Caisse des Dépôts. En effet, l'historique de données de l'IRL comporte une faible quantité de taux de rendements négatifs. L'impact de ces scénarios moins sévères sur le taux de pondération de BFP sera calculé par la suite.

### Trajectoires de l'IRL simulées à partir de la modélisation par un mouvement brownien géométrique :

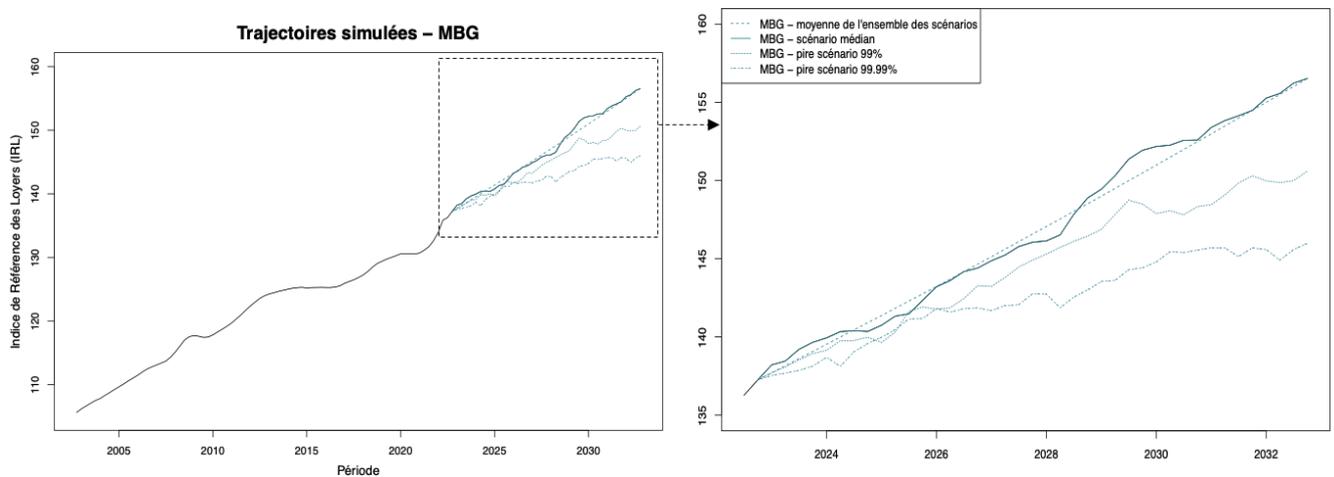


FIGURE 5.6 – Trajectoires IRL simulées - MBG

La trajectoire moyenne conduit à une valeur de l'IRL égale à 156,52 au 4<sup>e</sup> trimestre 2032 (dernière valeur simulée). L'évolution sur 10 ans correspond donc à une augmentation de 14,04%, soit une évolution annuelle lissée de 1,32% sur les dix années. Le pire scénario dans 99,99% des cas conduit à une valeur de l'IRL égale à 145,99 au 4<sup>e</sup> trimestre 2032. L'évolution sur 10 ans correspond donc à une augmentation de 6,36%, soit une évolution annuelle lissée de 0,62% sur les dix années.

Ainsi, les **trajectoires simulées par le mouvement brownien géométrique** sont très proches de celles simulées précédemment à partir de la loi Normale Inverse Gaussienne. Les remarques sur la sévérité des scénarios réalisées précédemment sont toujours valables. Dans la section suivante, les trajectoires des deux méthodes (NIG et mouvement brownien géométrique) seront utilisées et comparées pour indexer les loyers et calculer le montant de fonds propres nécessaire pour couvrir le risque lié à l'indexation.

### 5.2.1.1.3 Comparaison des résultats selon les différentes méthodes d'indexation des loyers

Cette section compare les différentes méthodes de détermination des flux de revenus locatifs en ne prenant en compte que le facteur d'indexation. Ainsi, les résultats obtenus ne présentent pas le montant de fonds propres à provisionner au titre du risque immobilier, mais seulement la contribution du facteur d'indexation au montant du besoin de fonds propres.

Dans la partie précédente, deux méthodes de modélisation de l'Indice de Référence des Loyers ont été sélectionnées :

- Une méthode de modélisation utilisant une loi Normale Inverse Gaussienne (NIG) ;
- Une méthode de modélisation utilisant un Mouvement Brownien Géométrique (MBG).

Pour chacune de ces méthodes :

- Deux trajectoires ont été simulées pour le scénario central :
  - une trajectoire médiane,
  - la moyenne des trajectoires.
- Deux trajectoires ont été simulées pour le scénario stressé :
  - une pire trajectoire à 99%,
  - une pire trajectoire à 99,99%.

Ici, l'objectif est de comparer les deux méthodes de modélisation pour ensuite les confronter aux scénarios utilisés par la Caisse des Dépôts. Il s'agit également de comparer les deux types de trajectoires pour le scénario stressé (99% et 99,99%) et pour le scénario central (moyen et médian).

Afin de pouvoir déterminer un montant de besoin en fonds propres, les autres paramètres de la modélisation ont été fixés de la manière suivante :

- La méthode de Gordon Shapiro a été utilisée pour déterminer la valeur terminale.
- Le taux d'actualisation a été déterminé en égalisant la valorisation centrale et la juste valeur du portefeuille.
- Un horizon de 10 ans a été utilisé.
- Les flux sont déterminés en prenant en compte uniquement le facteur d'indexation.

Les résultats avec la méthode de modélisation de l'IRL utilisant une loi Normale Inverse Gaussienne (NIG) sont donnés dans le tableau ci-dessous :

Trajectoires utilisées	$t_a$ moyen pondéré	VT centrale	VT stressée	Valorisation centrale	Valorisation stressée	Montant de BFP	% BFP
moyenne et 99%	6,28%	118 224 799	114 098 116	114 932 996	111 758 227	3 174 767	<b>2,76%</b>
moyenne et 99,99%	6,28%	118 224 799	111 473 403	114 932 996	109 785 287	5 147 708	<b>4,48%</b>
médiane et 99%	6,28%	118 220 040	114 131 648	114 933 006	111 791 612	3 141 394	<b>2,73%</b>
médiane et 99,99%	6,28%	118 220 040	111 506 164	114 933 006	109 817 943	5 115 063	<b>4,45%</b>

TABLE 5.7 – Résultats avec modélisation de l'IRL par une loi Normale Inverse Gaussienne (NIG)

\* Dans le tableau ci-dessus, la deuxième colonne correspond à la moyenne des taux d'actualisation par agrégat pondérée par la juste valeur. Les colonnes "VT centrale" et "VT stressée" correspondent à la somme des valeurs terminales des différents agrégats respectivement dans le scénario central et le scénario stressé.

Les résultats avec la méthode de modélisation de l'IRL utilisant un Mouvement Brownien Géométrique (MBG) sont donnés dans le tableau ci-dessous :

Trajectoires utilisées	$t_a$ moyen pondéré	VT centrale	VT stressée	Valorisation centrale	Valorisation stressée	Montant de BFP	% BFP
moyenne et 99%	6,28%	118 231 180	113 764 631	114 932 982	111 756 566	3 176 416	<b>2,76%</b>
moyenne et 99,99%	6,28%	118 231 180	110 270 190	114 932 982	109 058 148	5 874 834	<b>5,11%</b>
médiane et 99%	6,28%	118 215 164	113 746 337	114 932 990	111 738 341	3 194 649	<b>2,78%</b>
médiane et 99,99%	6,28%	118 215 164	110 252 458	114 932 990	109 040 455	5 892 535	<b>5,13%</b>

TABLE 5.8 – Résultats avec modélisation de l'IRL par un Mouvement Brownien Géométrique (MBG)

Remarque : La somme de la valorisation centrale sur l'ensemble des agrégats est supposée être identique à la juste valeur totale du portefeuille (égale à 114 933 000 €), compte tenu de la méthode utilisée pour obtenir le taux d'actualisation. Cependant, dans la pratique, ce n'est pas le cas. De très légères différences sont observées. Ces écarts s'expliquent par la méthode d'optimisation utilisée pour déterminer le taux d'actualisation. En effet, la commande « optimize » a été utilisée sous R avec une précision de  $10^{-7}$  sur le taux d'actualisation. Ces écarts sont négligeables par rapport à l'ordre de grandeur de la juste valeur et n'ont pas d'impact sur les pondérations de besoin en fonds propres finalement obtenus.

**Choix du scénario central – comparaison des trajectoires moyennes et médianes :** Quelle que soit la technique utilisée pour modéliser l'IRL, le scénario moyen et le scénario médian donnent des résultats approximativement identiques en termes de taux de pondération de BFP. Cependant, le scénario moyen permet d'avoir une évolution plus lisse des flux de revenus locatifs sur l'horizon. Pour la suite, la trajectoire moyenne sera conservée pour le scénario central.

**Comparaison des pires trajectoires à 99% et à 99,99% utilisées pour le scénario stressé :** Quelle que soit la technique utilisée pour modéliser l'IRL, l'utilisation de la pire trajectoire à 99,99% conduit à des taux de pondération de BFP supérieurs à ceux obtenus avec la pire trajectoire à 99%. En effet, plus la trajectoire de l'IRL modélisée est défavorable, plus la valorisation dans le scénario stressé est faible. Cela conduit à une augmentation du montant de besoin en fonds propres et donc une augmentation du taux de pondération de BFP. L'utilisation du pire scénario à 99,99% à la place du pire scénario à 99%, entraîne une augmentation du taux de pondération de BFP de 1,72 point de pourcentage pour la modélisation par la loi NIG et de 2,35 points de pourcentage pour la modélisation par le mouvement brownien géométrique. Pour la suite, dans une approche prudente, la pire trajectoire à 99,99% sera conservée pour le scénario stressé.

**Comparaison des différentes techniques de modélisation :**

Les montants de besoin en fonds propres calculés à partir des trajectoires modélisées par la loi NIG ont des ordres de grandeur identiques à ceux calculés à partir du mouvement brownien géométrique. Ces montants et les taux de pondération associés sont faibles.

**Comparaison avec les scénarios de la Caisse des Dépôts :**

L'utilisation des scénarios de la Caisse des Dépôts dans le modèle appliqué précédemment conduit aux résultats suivants :

Trajectoires utilisées	$t_a$ moyen pondéré	VT centrale	VT stressée	Valorisation centrale	Valorisation stressée	Montant de BFP	% BFP
Trajectoires CDC	6,22%	118 288 233	99 665 687	114 932 992	100 788 222	14 144 770	<b>12,31%</b>

TABLE 5.9 – Résultats avec les scénarios de la Caisse des Dépôts

Les résultats obtenus sont plus importants en utilisant les scénarios de la Caisse des Dépôts. Ces nouveaux résultats sont plus cohérents car ils se rapprochent de ce qui est réellement obtenu par le modèle utilisé par la Caisse des Dépôts. En effet, la contribution du facteur d'indexation à partir de son modèle s'élève à 13,78%. La différence entre cette contribution et le taux de BFP de 12,31%, s'explique par une technique de modélisation plus fine de la Caisse des Dépôts qui prend en compte, notamment, des frais d'actes et un taux de franchise.

Ainsi, l'utilisation de la calibration des trajectoires par des simulations sur un historique de données passées, conduit à des résultats avec un ordre de grandeur non cohérent. Cette technique ne permet pas de produire des trajectoires de l'IRL suffisamment stressées dans le scénario dégradé. Ces analyses ont permis de démontrer l'importance de la définition des scénarios pour quantifier correctement un montant de fonds propres. Par la suite, l'approche utilisée pour déterminer les revenus locatifs va être complétée par la prise en compte de nouveaux facteurs.

### 5.2.1.2 Résultats avec prise en compte du facteur de vacance

Cette partie est dédiée à la prise en compte d'un taux de vacance dans la modélisation. Dans un premier temps, la modélisation des trajectoires du taux de vacances sera détaillée (section 5.2.1.2.1). Le taux de vacance sera ensuite pris en compte, pour l'ensemble des agrégats, afin de déterminer le taux de BFP (section 5.2.1.2.2). Finalement, une démarche plus fine sera utilisée et le taux de vacance sera appliqué ou non en fonction des caractéristiques de chaque agrégat (section 5.2.1.2.3).

#### 5.2.1.2.1 Modélisation des trajectoires du taux de vacance

Les données de l'historique de vacance sont annuelles et disponibles de 1983 à 2022. Pour la modélisation, 40 valeurs sont donc utilisables soit 39 taux de rendements.

Les résultats détaillés relatifs à la modélisation du paramètre de vacance sont présentés dans l'annexe n°2.

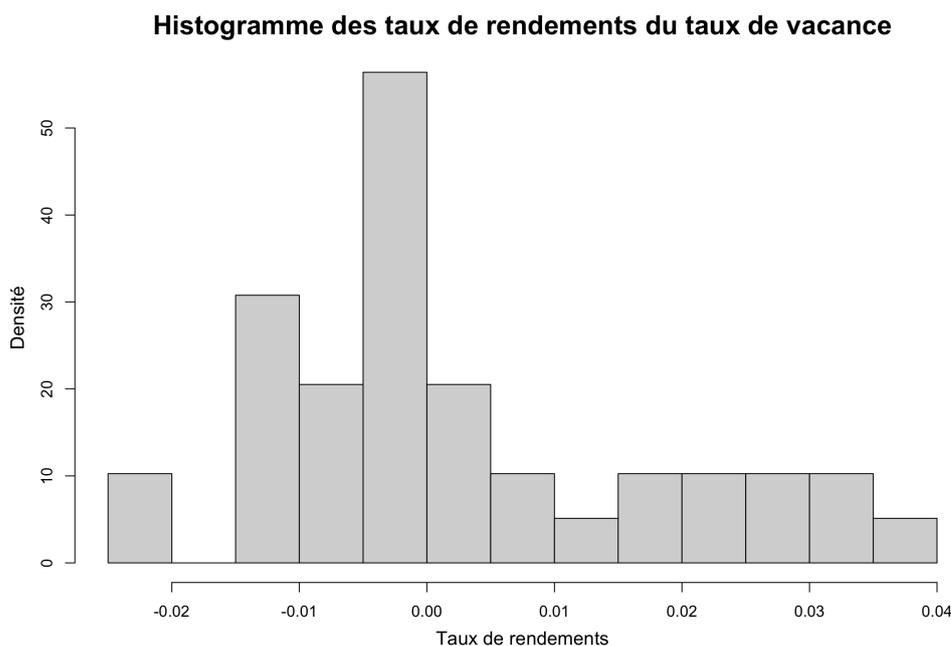


FIGURE 5.7 – Histogramme des taux de rendements de l'évolution annuelle du taux de vacance

Pour modéliser ce paramètre, une approche identique à celle utilisée pour l'IRL est réalisée. Il existe une seule différence avec ce qui a été réalisé précédemment. Dans le cas de la vacance, les scénarios dégradés sont les scénarios qui projettent une vacance à la hausse. Ainsi, les trajectoires sélectionnées pour le scénario stressé ne sont plus la 1<sup>re</sup> et la 100<sup>e</sup> trajectoire mais la 9999<sup>e</sup> et la 9900<sup>e</sup>.

Concernant la modélisation par une loi de distribution, la loi Normale Inverse Gaussienne a été sélectionnée pour la modélisation. Les trajectoires simulées sont présentées ci-dessous :

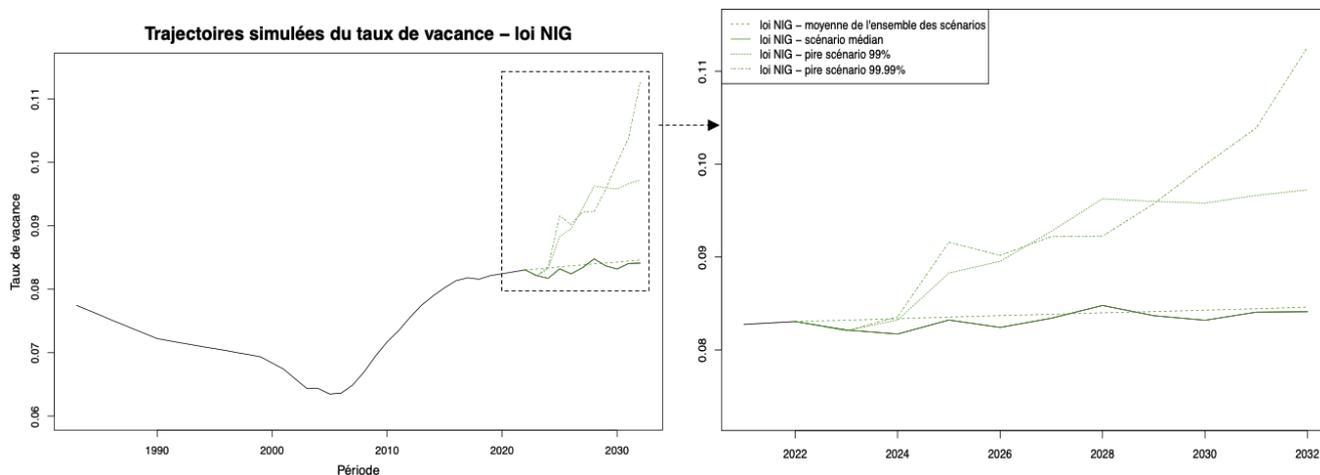


FIGURE 5.8 – Trajectoires simulées du taux de vacance - Loi NIG

La trajectoire moyenne conduit à un taux de vacance annuel de 8,46% en 2032, soit 0,16% de plus que le taux de vacance en 2022. Cette trajectoire, utilisée dans le scénario central, est approximativement linéaire et constante avec des valeurs se situant autour de 8,4%. Le pire scénario dans 99,99% des cas conduit à un taux de vacance annuel égal à 11,26% en 2032, soit 2,95% de plus que le taux de vacance en 2022.

Pour la modélisation à partir d'un mouvement brownien géométrique, les paramètres trimestriels du mouvement brownien géométrique calibrés à partir des données empiriques historiques sont les suivants :

$$\text{rendement moyen trimestriel} = \mu = 0,19\%$$

$$\text{et volatilité trimestrielle} = \sigma = 1,56\%$$

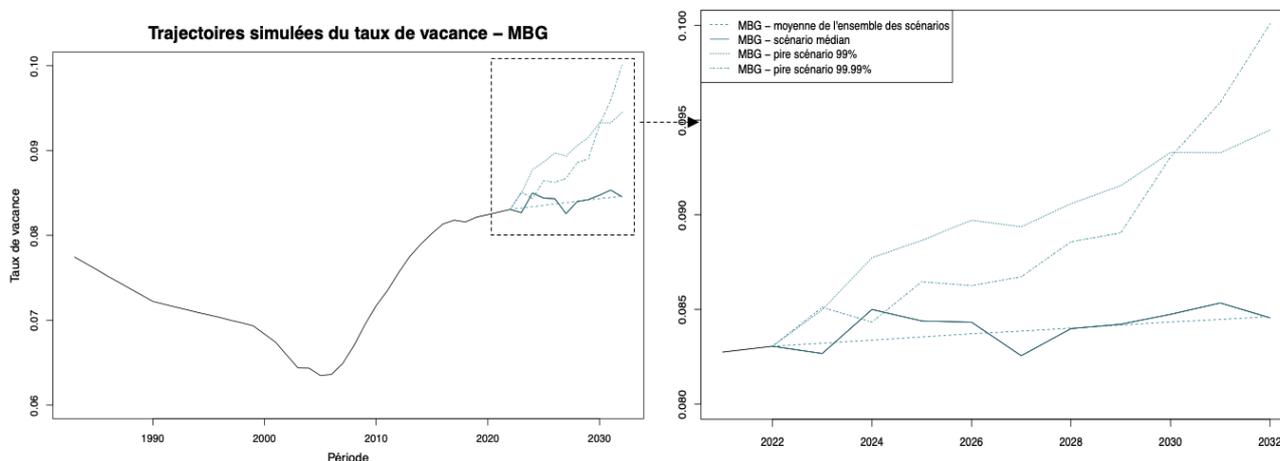


FIGURE 5.9 – Trajectoires simulées du taux de vacance - MBG

La trajectoire moyenne conduit à un taux de vacance annuel de 8,46% en 2032, soit 0,16% de plus que le taux de vacance en 2022. Ce résultat est exactement identique à celui obtenu avec la loi de

distribution. Le pire scénario dans 99,99% des cas conduit à un taux de vacance annuel égal à 10,01% en 2032, soit 1,70% de plus que le taux de vacance en 2022. Ce taux est légèrement plus faible que celui obtenu à partir de la modélisation par la distribution Normale Inverse Gaussienne.

Ainsi, les deux techniques de modélisation de la vacance donnent des résultats assez similaires pour le scénario central. Concernant le scénario stressé, la trajectoire à 99,99% modélisée par le mouvement brownien géométrique est légèrement moins sévère que la trajectoire modélisée par la loi de distribution.

### 5.2.1.2.2 Résultats avec prise en compte de la vacance pour l'ensemble des agrégats

Pour débiter, un taux de vacance a été appliqué pour l'ensemble des agrégats. Les différentes techniques de modélisation de l'indexation et de la vacance ont été croisées. Pour l'indexation, trois scénarios ont été retenus :

- les trajectoires (moyenne et à 99,99%) simulées par la loi NIG ;
- les trajectoires (moyenne et à 99,99%) simulées par le Mouvement Brownien Géométrique (MBG) ;
- les trajectoires utilisées par la Caisse des Dépôts.

Les résultats sont donnés dans le tableau ci-dessous selon les deux techniques de modélisation :

Modèle indexation	Modèle vacance	$t_a$ moyen	VT centrale	VT stressée	Valorisation centrale	Valorisation stressée	Montant de BFP	% BFP
NIG (moy et 99,99%)	NIG (moy et 99%)	5,76%	117 964 097	109 694 622	114 933 006	108 447 035	6 485 971	<b>5,64%</b>
	NIG (moy et 99,99%)	5,76%	117 964 097	107 829 294	114 933 006	107 248 237	7 684 769	<b>6,69%</b>
	MBG (moy et 99%)	5,76%	117 964 706	110 031 725	114 933 008	108 695 365	6 237 642	<b>5,43%</b>
	MBG (moy et 99,99%)	5,76%	117 964 706	109 350 418	114 933 008	108 347 134	6 585 873	<b>5,73%</b>
MBG(moy et 99,99%)	NIG (moy et 99%)	5,76%	117 970 034	108 510 210	114 932 984	107 702 385	7 230 599	<b>6,29%</b>
	NIG (moy et 99,99%)	5,76%	117 970 034	106 665 024	114 932 984	106 516 085	8 416 899	<b>7,32%</b>
	MBG (moy et 99%)	5,76%	117 970 657	108 843 689	114 933 001	107 948 267	6 984 733	<b>6,08%</b>
	MBG (moy et 99,99%)	5,76%	117 970 657	108 169 738	114 933 001	107 604 810	7 328 191	<b>6,38%</b>
Scénario CDC	NIG (moy et 99%)	5,71%	118 023 975	98 072 483	114 933 020	99 399 212	15 533 808	<b>13,52%</b>
	NIG (moy et 99,99%)	5,71%	118 023 975	96 404 786	114 933 020	98 321 821	16 611 199	<b>14,45%</b>
	MBG (moy et 99%)	5,76%	118 024 573	98 373 860	114 933 015	99 620 538	15 312 476	<b>13,32%</b>
	MBG (moy et 99,99%)	5,76%	118 024 573	97 764 737	114 933 015	99 312 373	15 620 642	<b>13,59%</b>

TABLE 5.10 – Résultats avec prise en compte de l'indexation et de la vacance sur l'ensemble des agrégats

La prise en compte d'un taux de vacance conduit à une augmentation moyenne de 1,41 point de pourcentage des taux de pondération de besoin en fonds propres. Les résultats sont toujours très proches pour les deux techniques de modélisation (distribution NIG et mouvement brownien géométrique). L'utilisation du scénario à 99,99% à la place du scénario à 99% pour la vacance conduit à une augmentation de 0,63 point de pourcentage des taux de pondération de BFP.

Pour les douze cas présentés dans le tableau ci-dessus, la contribution de l'ajout de ce facteur de risque peut être observée dans le graphique ci-dessous :

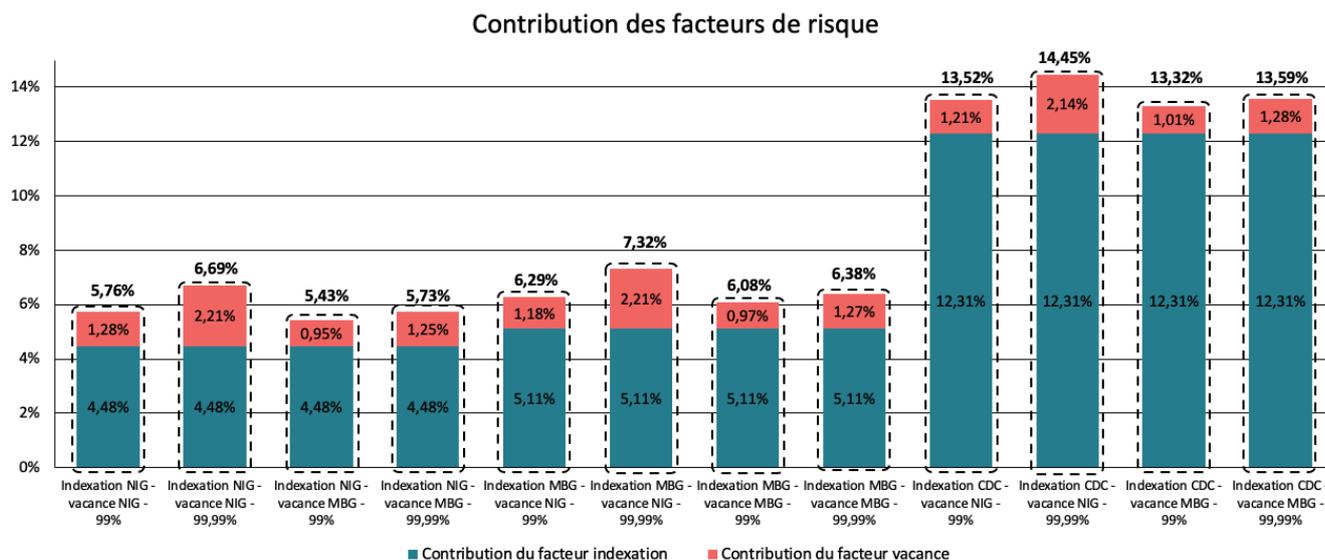


FIGURE 5.10 – Contribution des facteurs de risque

Pour les différentes techniques de modélisation, la contribution du facteur d'indexation est plus importante que la contribution du facteur de vacance.

Avec l'ajout de ce paramètre de vacance, les taux de pondération de besoin de fonds propres restent peu élevés pour les trajectoires d'indexation obtenues par simulations. Ils sont compris entre 5,43% et 7,32%.

Ainsi, l'ajout d'un facteur de vacance conduit à une augmentation des taux de pondération de BFP. Les contributions du paramètre de vacance sont inférieures aux contributions de l'indexation. Elles sont égales en moyenne à 1,10%, lorsque la pire trajectoire de la vacance à 99% est utilisée et à 1,73% avec la pire trajectoire à 99,99%.

### 5.2.1.2.3 Résultats avec prise en compte de la vacance seulement pour certains agrégats

La prise en compte du taux de vacance peut être affinée. En effet, les agrégats présentés dans le chapitre 3 ont notamment été construits en regroupant des biens homogènes face aux risques. L'ensemble des agrégats ne sont pas égaux face au facteur de risque de taux de vacance. Certains agrégats sont composés de biens, soit ne pouvant pas être vacants, soit pouvant être vacants mais seulement sur une très courte durée par rapport à l'horizon de projection, conduisant ainsi à un taux de vacance négligeable.

Les agrégats concernés par le facteur de risque de vacance sont indiqués dans le tableau ci-dessous :

	La vacance est un facteur de risque
Agrégat n°1	NON
Agrégat n°2	NON
Agrégat n°3	OUI
Agrégat n°4	NON
Agrégat n°5	OUI
Agrégat n°6	OUI
Agrégat n°7	NON
Agrégat n°8	OUI
Agrégat n°9	NON
Agrégat n°10	NON
Agrégat n°11	OUI
Agrégat n°12	NON
Agrégat n°13	OUI
Agrégat n°14	OUI
Agrégat n°15	OUI

TABLE 5.11 – Agrégats concernés par le facteur de vacance

Le facteur de la vacance sera donc appliqué uniquement sur une partie des agrégats. La part du portefeuille pour laquelle le taux de vacance présente un facteur de risque s'élève à 63,6% de la somme des justes valeurs. Ainsi, environ un tiers du portefeuille n'est pas concerné par le risque d'augmentation du taux de vacance.

L'ensemble des douze cas présentés ci-dessus, pour l'application de la vacance à tous les agrégats, n'est pas repris dans cette section. En effet, les résultats obtenus précédemment étant très proches pour certaines méthodes, deux cas sont retenus :

- L'application où l'IRL est simulé à partir du mouvement brownien géométrique et où la vacance est simulée par la loi NIG, avec dans les deux cas les scénarios à 99,99%. Cette application est conservée car il s'agit de l'application la plus prudente parmi celles dans lesquelles l'IRL est déterminé par simulations.
- L'application où l'IRL est déterminé à partir des scénarios de la Caisse des Dépôts et la vacance est simulée par la loi NIG avec le scénario à 99,99%.

Les résultats, selon les deux techniques de modélisation conservées avec la prise en compte partielle de la vacance, sont donnés dans le tableau ci-dessous :

Modèle indexation	Modèle vacance	$t_a$ moyen	VT centrale	VT stressée	Valorisation centrale	Valorisation stressée	Montant de BFP	% BFP
MBG	NIG	6,01%	118 083 290	108 004 125	114 932 983	107 376 133	7 556 850	<b>6,58%</b>
CDC	NIG	5,95%	118 138 479	97 616 193	114 933 010	99 172 344	15 760 666	<b>13,71%</b>

TABLE 5.12 – Résultats avec prise en compte de l'indexation et de la vacance sur certains agrégats

La prise en compte d'un taux de vacance dépendant de l'agrégat conduit à des taux de pondération de BFP diminués par rapport à la prise en compte de la vacance pour l'ensemble des agrégats.

Les nouvelles contributions des facteurs de risque peuvent être observées dans le graphique ci-dessous :

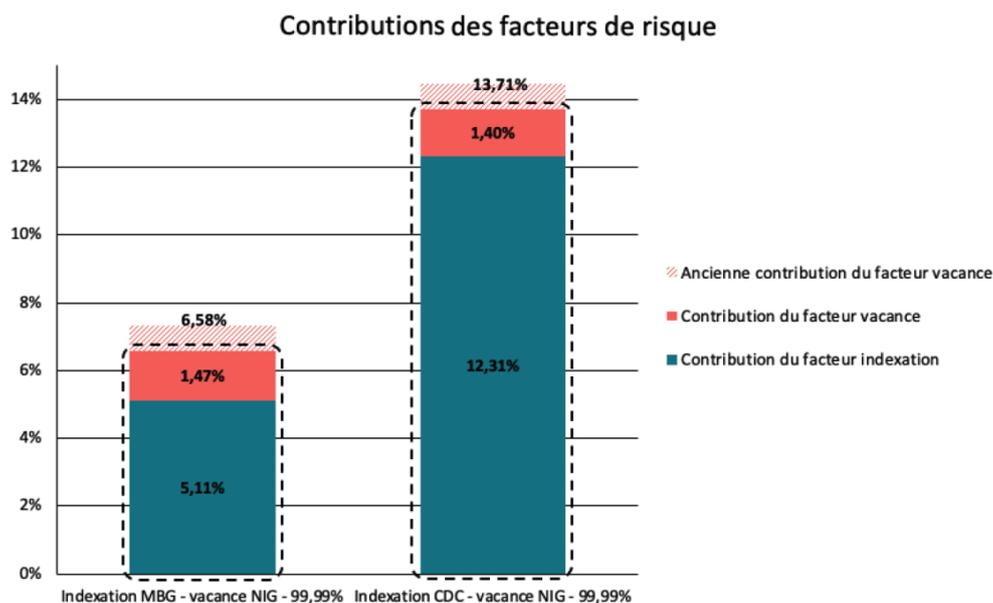


FIGURE 5.11 – Nouvelles contributions des facteurs de risque

Les contributions du facteur vacance ont diminué. Cette diminution conduit à des taux de pondération de BFP plus faibles par rapport à ceux où la vacance était prise en compte pour l'ensemble des agrégats. En moyenne, elle est de -0,74 point de pourcentage sur le taux de pondération.

Ainsi, la prise en compte différenciée du facteur de vacance en fonction de l'agrégat, conduit à une baisse des taux de pondération de BFP. La nouvelle contribution du facteur de vacance est environ égale à 1,4%. Cette nouvelle approche étant plus représentative des risques du portefeuille, elle paraît plus adaptée, pour prendre en compte le facteur de vacance. Dans le modèle utilisé par la Caisse des Dépôts, la contribution du facteur de vacance s'élève à 4,97%. Comme observé pour l'IRL, il semble donc que la simulation de trajectoires de vacance à partir de l'historique ne permet pas de produire des trajectoires suffisamment dégradées.

### 5.2.1.3 Résultats avec la prise en compte des charges

Pour compléter la formule de détermination des revenus locatifs, des charges vont être considérées. Pour rappel, les charges sont prises en compte dans la formule comme suit :

$$\text{Flux}_i = \text{Loyer}_0 \times \prod_{k=1}^i (1 + \text{Indice Indexation}_k) \times (1 - \text{Taux de vacance}_i) - \text{Charges}_i$$

Le montant de charges va être calculé sur l'horizon de projection comme un pourcentage du loyer. Dans cette application, le taux de charge considéré s'élève à 30%. Il correspond à une valeur proche de celle observée réellement sur le portefeuille. Il est identique dans la valorisation centrale et dans la valorisation stressée.

L'ajout d'un taux de charge sur les deux applications précédentes entraîne les résultats suivants :

Modèle indexation	Modèle vacance	$t_a$ moyen	VT centrale	VT stressée	Valorisation centrale	Valorisation stressée	Montant de BFP	% BFP
MBG	NIG	4,16%	117 238 511	106 199 319	114 933 029	105 923 168	9 009 861	<b>7,84%</b>
CDC	NIG	4,12%	117 280 104	95 974 221	114 933 007	97 273 186	17 659 820	<b>15,37%</b>

TABLE 5.13 – Résultats avec prise en compte de l'indexation, de la vacance sur certains agrégats et des charges

La prise en compte du facteur de charges se traduit par une augmentation de 1,26 point de pourcentage du taux de pondération de besoin en fonds propres sur l'ensemble du portefeuille pour la première application et de 1,66 point de pourcentage pour la seconde application.

Remarque : L'ajout de facteurs de risques entraîne une baisse des revenus locatifs dans le scénario central. Cette baisse conduit, compte tenu de la méthode de détermination du taux d'actualisation, à une baisse des taux d'actualisation. En effet, celle-ci est observable dans les applications. Lorsque seul le facteur d'indexation est considéré, le taux d'actualisation est égal à environ 6,28%. Après l'ajout du facteur de vacance, ce taux est passé à environ 5,76% (avec la vacance sur tous les agrégats). Après l'ajout de charges, ce taux est environ égal à 4,14%.

L'ajout de ce facteur donne lieu à un nouveau graphique de contributions présenté ci-dessous :

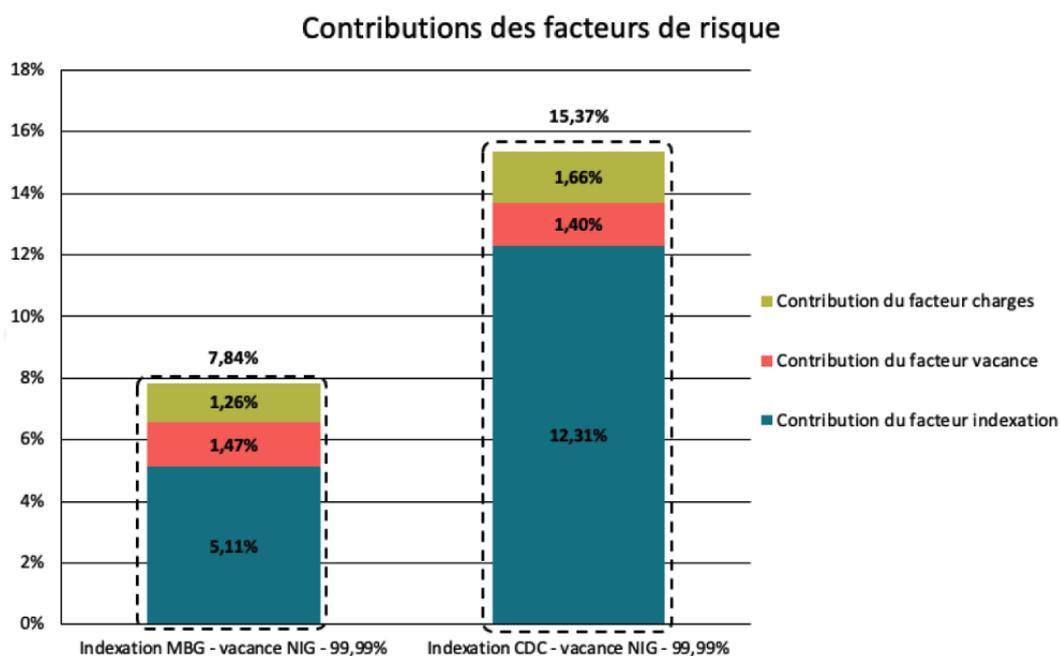


FIGURE 5.12 – Contributions des facteurs de risque

Après avoir ajouté l'ensemble des facteurs à la formule de détermination des flux, une vision des contributions par agrégats peut être donnée pour étudier l'homogénéité des résultats obtenus sur les différents groupes de biens.

Les contributions par agrégat pour la première application (utilisation de simulations pour projeter l'IRL) sont données dans le graphique ci-dessous :

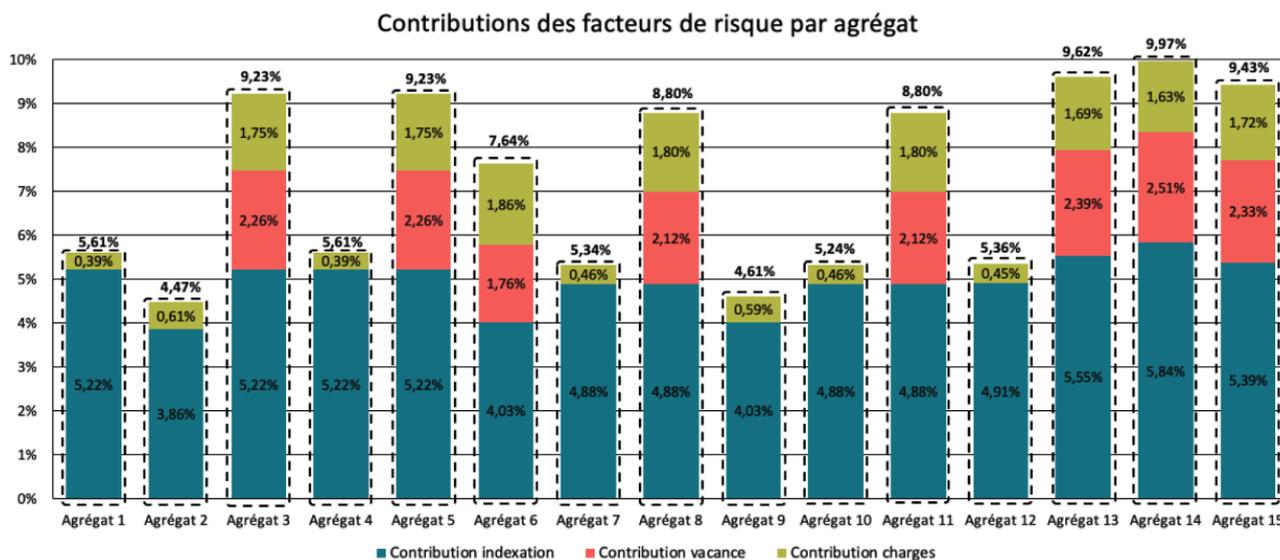


FIGURE 5.13 – Contributions des facteurs de risque par agrégat

Les taux de pondération de besoin en fonds propres par agrégat sont compris entre 4,47% et 9,97%. Les agrégats, pour lesquels la vacance n'est pas un facteur de risque, ont des taux de pondération nettement plus faibles que les autres. En effet, ils présentent moins de risques de perte de valeur et de ce fait, nécessitent un montant plus faible de fonds propres pour être couverts. A partir de cette figure, des différences de contribution du facteur de charges peuvent également être observées entre les agrégats. Ces contributions sont comprises entre 0,39% et 1,86%.

Les contributions des taux de charge sont très variables car les montants de charges ont été exprimés en pourcentage des revenus locatifs, eux-mêmes assez variables. De plus, l'ajout d'un taux de charge dans le scénario central modifie le taux d'actualisation. Cela affecte à la fois la valorisation centrale et la valorisation stressée.

En conclusion, la prise en compte des charges a été réalisée de manière assez simple. En effet, leur montant n'a pas été différencié entre les deux scénarios. Pour s'adapter aux scénarios, il est nécessaire de pouvoir décomposer le montant de charges en distinguant, par exemple, les charges récurrentes des charges exceptionnelles. Ces dernières sont plus irrégulières et peuvent être plus élevées. La méthodologie de prise en compte de ce taux présente donc une limite de ce mémoire. Par la suite, des sensibilités du taux de pondération du besoin en fonds propres vont être étudiées en faisant varier, d'une part, le taux de charge sur les deux scénarios et d'autre part, uniquement en scénario stressé. Ces sensibilités permettront de comprendre l'impact de la différenciation des taux de charge par scénario.

Pour aller plus loin et pour déterminer plus précisément les revenus locatifs, il est possible de différencier le taux de charge en fonction de la maturité du bien immobilier ou en fonction de la zone géographique. Une différenciation en fonction du DPE permettrait également la prise en compte du coût des mises aux normes environnementales obligatoires à travers des charges de rénovation.

#### 5.2.1.4 Sensibilité aux facteurs de risque

L'objectif de l'analyse réalisée dans cette partie est de donner une information sur les variations de taux de pondération de besoin en fonds propres attendues en fonction d'un changement de paramètre. L'analyse de sensibilité permet d'identifier et de quantifier la contribution à la valorisation du risque des paramètres pris séparément.

Des sensibilités au taux de rendements de l'IRL, au taux de vacance et au taux de charge ont été réalisées. Elles ont été effectuées sur la première application dans laquelle l'IRL est modélisée par un mouvement brownien géométrique et la vacance par une loi Normale Inverse Gaussienne.

##### 5.2.1.4.1 Sensibilité du taux de BFP à une évolution du facteur d'indexation

Cette partie est consacrée à la sensibilité du taux de besoin en fonds propres à l'indexation. Des taux supplémentaires, compris entre -10% et 10%, appliqués avec un pas de 0,1% sont ajoutés à toutes les années du taux de rendements de l'IRL dans le scénario de stress.

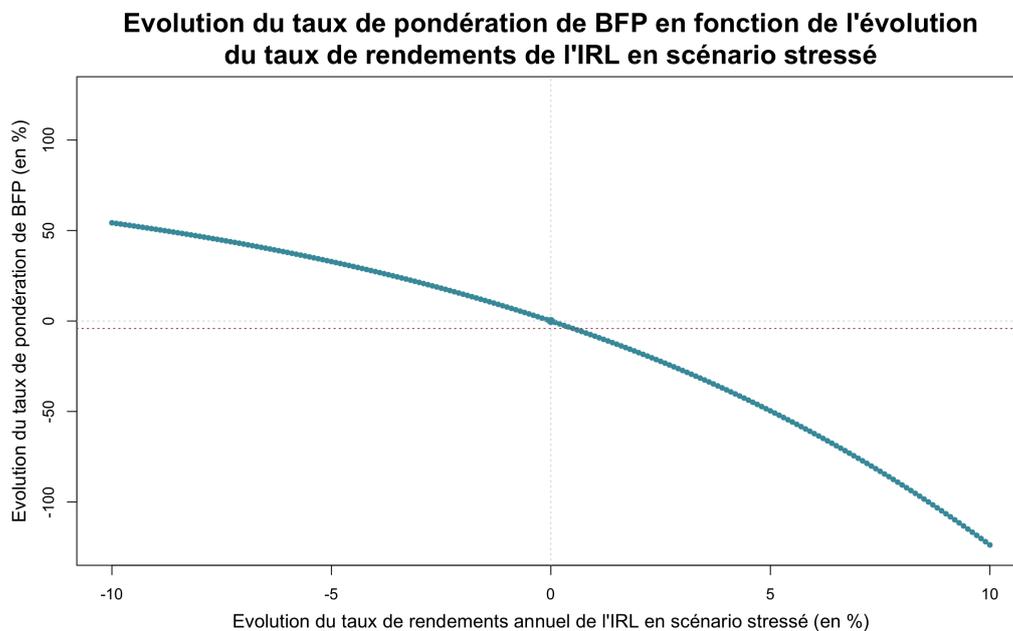


FIGURE 5.14 – Sensibilité du taux de BFP à une évolution du taux de rendements de l'IRL en scénario stressé

Le taux de BFP diminue lorsque les loyers subissent une indexation plus importante. Cela a du sens, car l'écart entre la valorisation centrale et la valorisation stressée est plus important : la valorisation centrale reste constante pendant que la valorisation stressée diminue. Comme le montre ce graphique, le taux de BFP est très sensible à l'indexation. Une baisse d'un point de pourcentage du rendement de l'IRL augmenterait le taux de BFP de 7,71 points de pourcentage et une baisse de 5 points de pourcentage augmenterait le taux de BFP de 32,83 points de pourcentage. La hausse du rendement de l'IRL conduit à des variations du taux de BFP d'une ampleur plus importante que les baisses du rendement de l'IRL. Par exemple, le taux de BFP diminue de 8,38 points de pourcentage lors d'une hausse d'un point de pourcentage des taux de rendements de l'IRL.

#### 5.2.1.4.2 Sensibilité du taux de BFP à une évolution du taux de vacance

Afin de déterminer la sensibilité du taux de besoin en fonds propres au taux de vacance, des taux supplémentaires, compris entre -10% et 10% appliqués avec un pas de 0,1%, sont ajoutés dans le scénario de stress à toutes les années du taux de vacance.

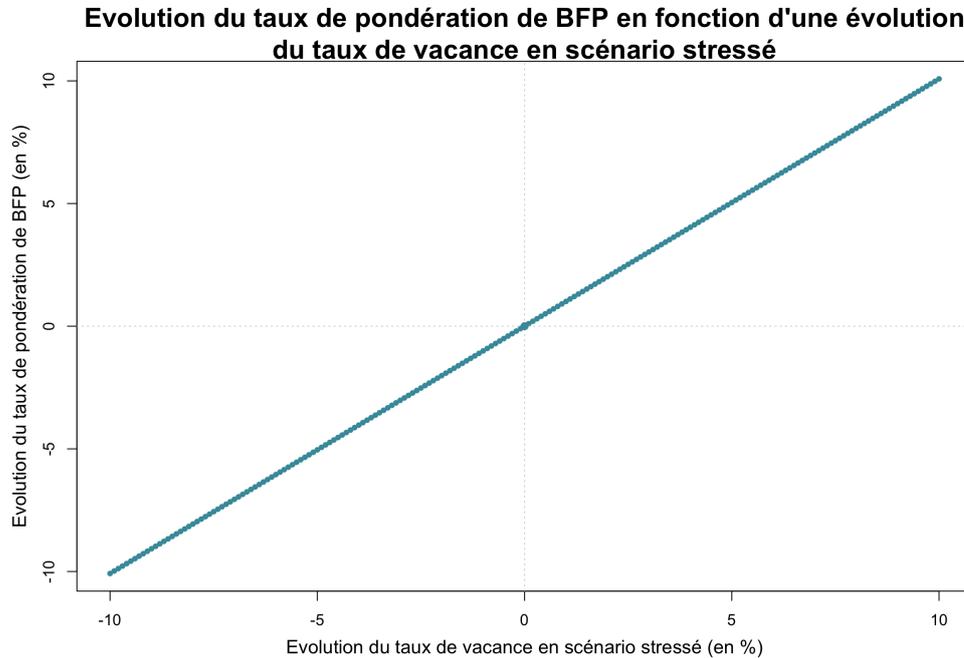


FIGURE 5.15 – Sensibilité du taux de BFP à une évolution du taux de vacance en scénario stressé

Une droite est obtenue conformément à la relation linéaire entre taux de vacance et valorisation stressée observable dans la formule de calcul. Lorsque le taux de vacance augmente dans le scénario stressé, la valorisation stressée diminue et le taux de BFP augmente. Par conséquent, une augmentation d'un point de pourcentage du taux de vacance augmentera le taux de BFP de 1,01 point de pourcentage et une augmentation de 10 points de pourcentage de la vacance augmentera le taux de BFP de 10,08 points de pourcentage. Une baisse du taux de vacance provoque des diminutions du taux de BFP d'une même ampleur. Les variations du taux de BFP par rapport aux variations du taux de vacance sont plus modérées que les sensibilités déterminées avec le facteur d'indexation. Cependant, elles sont non négligeables en cas de variations importantes du taux de vacance.

#### 5.2.1.4.3 Sensibilité du taux de BFP à une évolution du taux de charge

Enfin, deux études ont été réalisées pour déterminer la sensibilité du modèle au taux de charge :

- D'une part, considérer un taux de charge unique (similaire dans les deux scénarios) et faire varier cet unique taux.
- D'autre part, considérer un taux de charge différent entre les scénarios stressé et central et faire varier le taux uniquement dans le scénario stressé.

Dans les deux cas, des taux de charge supplémentaires compris entre -10% et 10% ont été appliqués avec un pas de 0,1%.

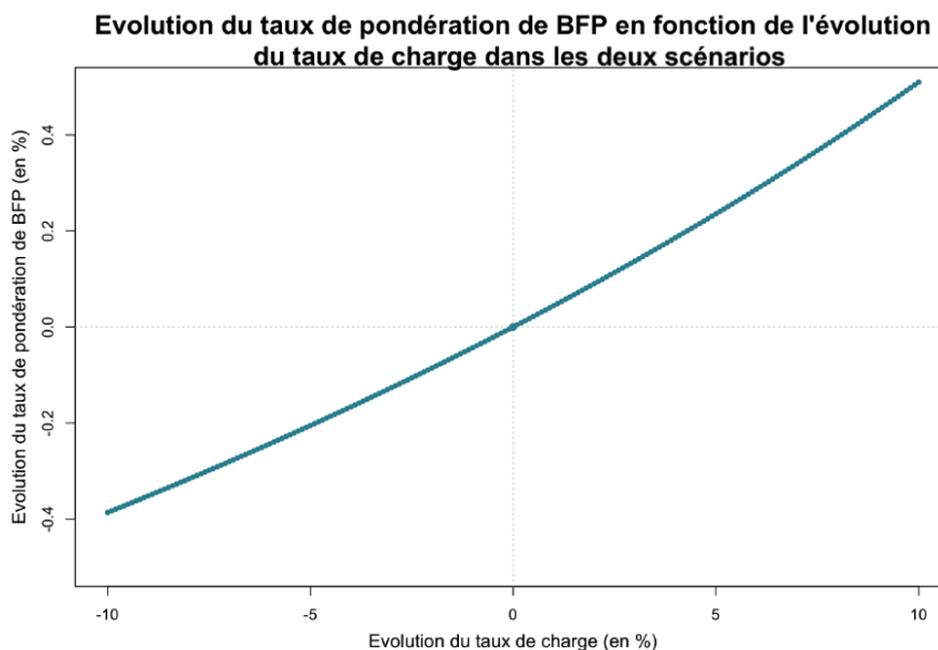


FIGURE 5.16 – Sensibilité du taux de BFP à une évolution du taux de charge sur les deux scénarios

L'évolution du taux de BFP en fonction du taux de charge est croissante et quasiment linéaire. Dans ce premier cas, où les charges sont modifiées dans les deux scénarios, l'impact du taux de charge sur les résultats est assez modéré. Une augmentation d'un point de pourcentage du taux de charge conduit à une augmentation de 0,04 point de pourcentage et une augmentation de 5 points de pourcentage conduit à une variation de 0,24 point de pourcentage du taux de BFP. Les variations sont d'une ampleur assez similaire en cas de diminution du taux de charge. Le ratio de BFP est donc légèrement sensible au taux de charge. Cela s'explique par des effets contradictoires qui se compensent :

- D'une part, la hausse des charges conduit à une baisse des flux dans le scénario central. Cela conduit à un taux d'actualisation plus faible, ce qui entraîne une hausse de la valorisation stressée.
- D'autre part, la hausse des charges conduit également à une baisse des flux dans le scénario stressé.

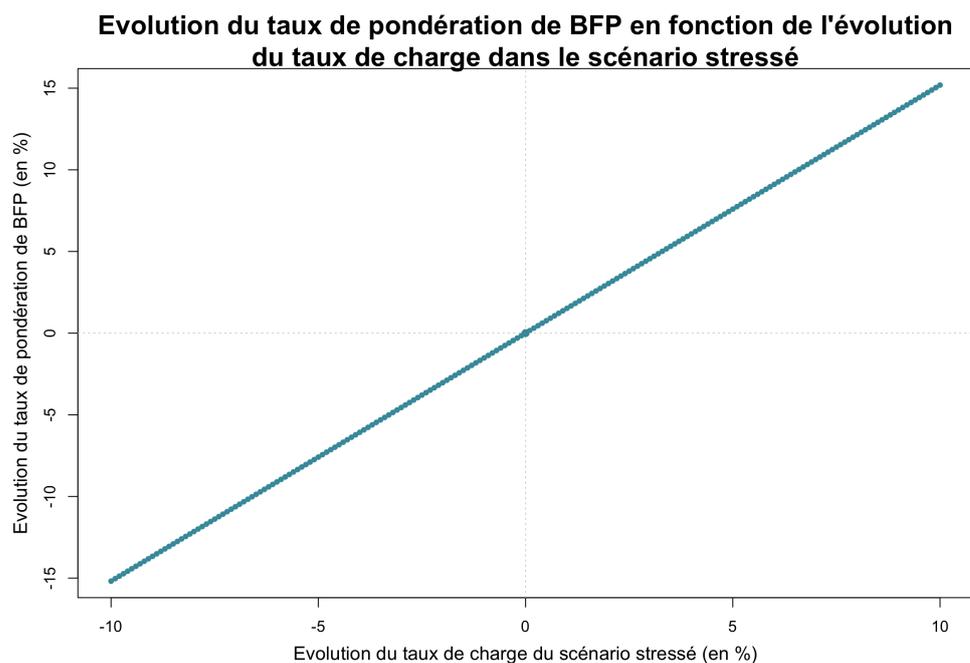


FIGURE 5.17 – Sensibilité du taux de BFP à une évolution du taux de charge pour le scénario stressé

En faisant varier le taux de charge uniquement dans le scénario stressé, l'évolution du taux de BFP en fonction du taux de charge est linéaire croissante. Les variations sont d'une ampleur beaucoup plus importante que précédemment. Une augmentation d'un point de pourcentage du taux de charge dans le scénario stressé, augmentera le taux de BFP de 1,52 point de pourcentage et une augmentation de 5 points de pourcentage du taux de charge dans le scénario stressé augmentera le taux de BFP de 7,59 points de pourcentage. Le ratio de BFP est sensible aux variations du taux de charge dans le scénario stressé. Les effets compensatoires observés précédemment n'existent plus dans ce deuxième cas.

Ainsi :

- L'augmentation du taux de rendements de l'indice d'indexation en scénario stressé entraîne une diminution du taux de pondération du besoin en fonds propres.
- L'augmentation du taux de vacance en scénario stressé entraîne une augmentation du taux de pondération du besoin en fonds propres.
- L'augmentation du taux de charge entraîne une augmentation du taux de pondération du besoin en fonds propres.

Pour conclure, dans cette section 5.2.1, les résultats selon différentes méthodes de détermination des flux de revenus locatifs ont été analysés. Les facteurs de vacance puis de charge ont été successivement ajoutés. Deux applications ont finalement été retenues :

- Application n°1 : l'IRL est modélisé par un mouvement brownien géométrique et la vacance par une loi Normale Inverse Gaussienne.
- Application n°2 : les loyers sont indexés à partir des scénarios de la Caisse des Dépôts et la vacance est modélisée par une loi Normale Inverse Gaussienne.

Avec l'ensemble des facteurs, la première application conduit à un taux de pondération de BFP égal à 7,85% et la seconde conduit à un taux de 15,37%. Ces valeurs sont plus faibles que le taux moyen de 26% obtenu par la Caisse des Dépôts à partir de son modèle. Les raisons de ces différences ont déjà été mentionnées précédemment. Elles sont liées à l'utilisation d'un modèle simplifié et à la simulation de trajectoires faiblement dégradées. Ces deux applications seront conservées pour la suite des études.

## 5.2.2 Résultats selon les différentes méthodes de calcul de la valeur terminale

Deux méthodes de calcul de la valeur terminale ont été présentées dans le chapitre 4 : la première utilise la formule de Gordon Shapiro et la seconde, la croissance de la valeur du bien à partir de la valeur initiale.

Depuis le début du chapitre 5, la méthode utilisant la formule de Gordon Shapiro a été utilisée. Dans cette section, une première partie sera dédiée à la modélisation de l'indice des prix des logements. Une seconde partie sera ensuite consacrée à l'étude de l'ajout d'un taux de croissance à la formule du Gordon Shapiro. Puis, dans une dernière partie, la seconde méthode de détermination de la valeur terminale sera appliquée et les résultats des deux méthodes seront comparés.

### 5.2.2.1 Modélisation des trajectoires de l'indice des prix des logements

Avant de modéliser l'Indice des Prix des Logements (IPL), la question de la corrélation entre l'Indice de Référence des Loyers (IRL) et l'Indice des Prix de Logements (neufs et anciens) brut (IPL) doit être étudiée afin de simuler, si besoin, des trajectoires corrélées pour ces deux indices.

### 5.2.2.1.1 Corrélation entre l'indice des loyers et l'indice des prix

La corrélation entre l'Indice de Référence des Loyers (IRL) et l'Indice des Prix de Logements (neufs et anciens) brut (IPL) est étudiée dans cette section.

Les historiques de valeurs disponibles pour les deux indices sont différents : l'historique de l'IRL est disponible depuis le 4<sup>e</sup> trimestre 2002, alors que l'historique de l'IPL est disponible à partir du 1<sup>er</sup> trimestre 2000. Pour calculer les corrélations, les deux indices ont été considérés sur un historique identique allant du 4<sup>e</sup> trimestre 2002 au 3<sup>e</sup> trimestre 2022.

Trois types de coefficients de corrélation ont été utilisés : le coefficient de corrélation de Pearson, le coefficient de corrélation de Kendall et le coefficient de corrélation de Spearman.

Le coefficient de corrélation de Pearson permet de mesurer le degré de relation entre des variables liées de manière linéaire. La formule du coefficient de corrélation de Pearson est la suivante :

$$r = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y}$$

avec X et Y deux variables quantitatives, et  $\sigma_X$  et  $\sigma_Y$  les écart-types associés à ces variables.

Le coefficient de corrélation de Kendall mesure la dépendance entre deux variables : il s'interprète comme la différence entre la probabilité que les données observées soient dans le même ordre pour les deux variables, versus la probabilité que les données observées soient dans des ordres différents pour les deux variables. Ce coefficient est calculé par la formule suivante :

$$\tau = \frac{\text{nombre de paires concordantes} - \text{nombre de paires discordantes}}{\frac{1}{2} \times n \times (n - 1)}$$

avec n la taille de l'échantillon. Des paires d'observation  $(x_i, y_i)$  et  $(x_j, y_j)$  sont dites concordantes, si  $x_i < x_j$  pour  $y_i < y_j$  et discordantes dans le cas contraire.

Le coefficient de corrélation de Spearman mesure le degré d'association entre deux variables à partir des rangs. La formule associée à ce coefficient est la suivante :

$$\rho = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n d_i^2}{n(n^2 - 1)}$$

avec n le nombre d'observations et  $d_i$  la différence entre les rangs des variables correspondantes.

Ces trois coefficients ont été calculés sur les deux indices immobiliers. Les résultats trouvés sont les suivants :

Coefficient de corrélation	Résultat
Pearson	0.3148
Kendall	0.2498
Spearman	0.3627

TABLE 5.14 – Résultats des coefficients de corrélation

Les trois coefficients ont des ordres de grandeur assez similaires. En effet, la corrélation entre les deux indices est assez faible. Il n'est donc pas nécessaire de simuler des trajectoires corrélées pour ces deux indices.

### 5.2.2.1.2 Modélisation et simulation des trajectoires

Les valeurs de l'Indice des Prix des Logements brut (IPL) sont disponibles du 1<sup>er</sup> trimestre 2000 au 3<sup>e</sup> trimestre 2022. L'historique est composé de 91 valeurs, soit 90 taux de rendements. Afin de modéliser l'Indice des Prix de Logements (neufs et anciens) brut (IPL), une approche exactement identique à celle utilisée pour l'IRL est réalisée.

La distribution empirique des taux de rendements de l'IPL est la suivante :

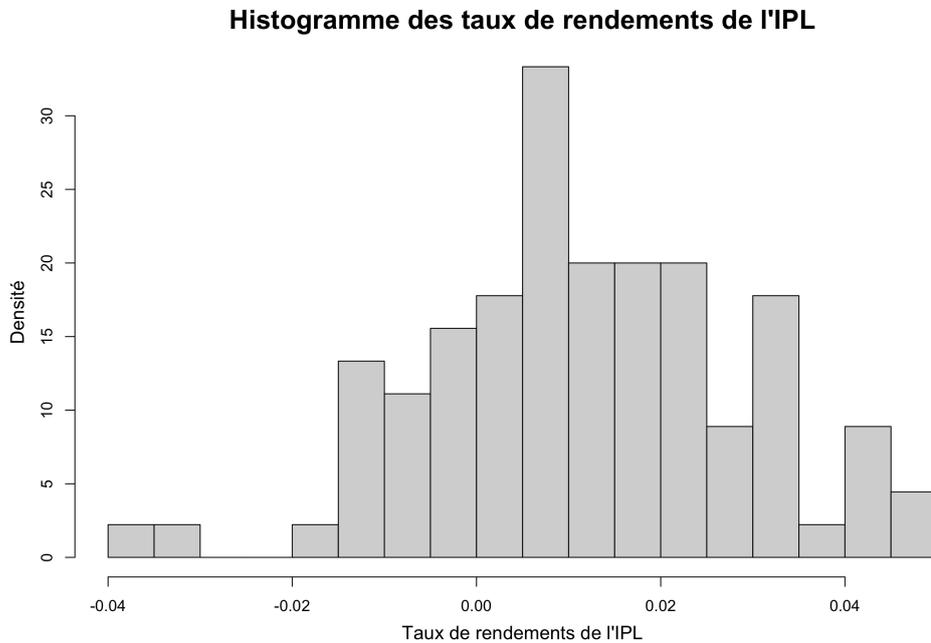


FIGURE 5.18 – Histogramme de l'IPL

Concernant l'ajustement d'une loi de distribution, trois lois de distribution ont été testées : la loi Gaussienne, la loi log-normale et la loi Normale Inverse Gaussienne. A partir des analyses graphiques et du test de Kolmogorov-Smirnov détaillés dans l'annexe n°1, la loi log-normale peut être exclue car elle ne semble pas adaptée et les lois Gaussienne et Normale Inverse Gaussienne sont approximativement identiques. En conséquence, à partir des résultats du test Kolmogorov-Smirnov, la loi Gaussienne sera utilisée pour réaliser les simulations.

Trajectoires de l'IPL simulées à partir de la modélisation utilisant la loi Gaussienne :

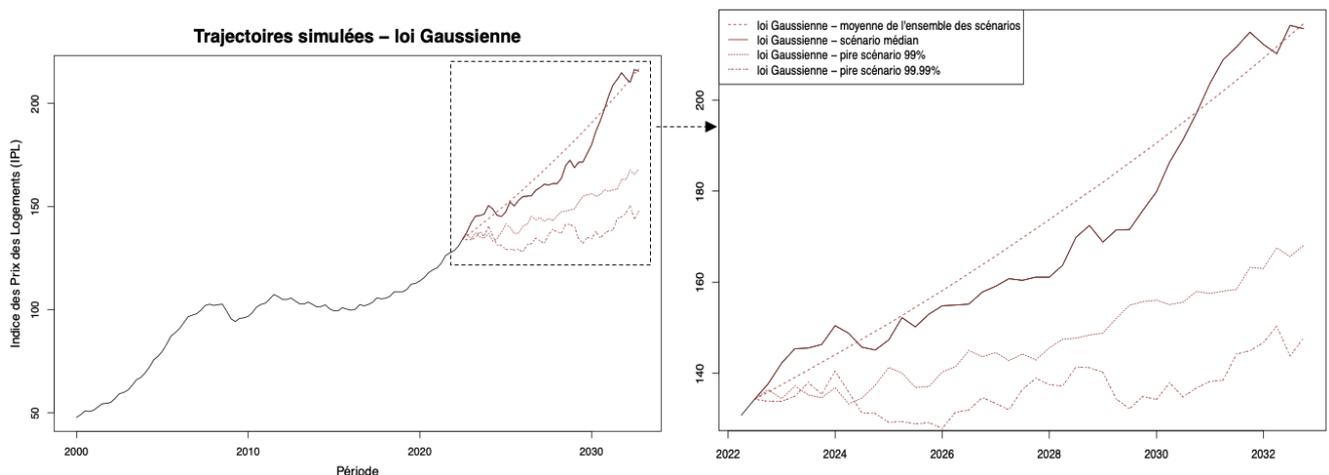


FIGURE 5.19 – Trajectoires IPL simulées - loi Gaussienne

La trajectoire moyenne conduit à une valeur de l'IPL égale à 216,78 au 4<sup>e</sup> trimestre 2032 (dernière valeur simulée). L'évolution sur 10 ans correspond donc à une augmentation de 59,56%, soit une évolution annuelle lissée de 4,78% sur les dix années. Le pire scénario dans 99,99% des cas conduit à une valeur de l'IRL égale à 147,75 au 4<sup>e</sup> trimestre 2032. L'évolution sur 10 ans correspond donc à une augmentation de 10,39%, soit à une évolution annuelle lissée de 0,99% sur les dix années.

Comme précédemment, la modélisation à partir d'un mouvement brownien géométrique est également testée. Les paramètres trimestriels du mouvement brownien géométrique calibrés à partir des données empiriques de l'IPL sont les suivants :

$$\text{rendement moyen trimestriel} = \mu = 1,17\%$$

$$\text{et volatilité trimestrielle} = \sigma = 1,70\%$$

**Trajectoires de l'IPL simulées à partir de la modélisation par un mouvement brownien géométrique :**

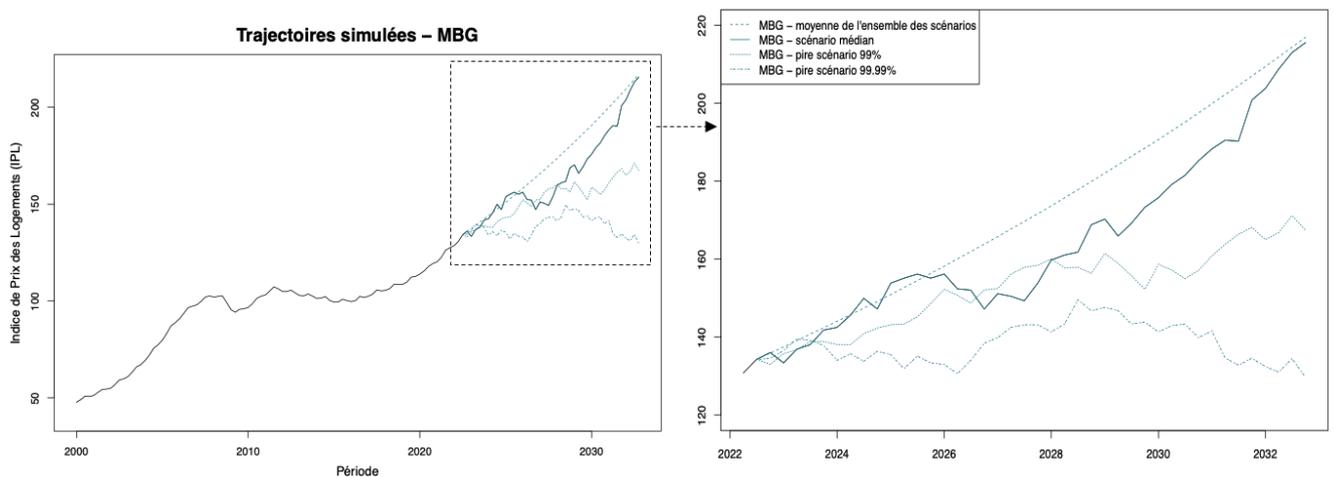


FIGURE 5.20 – Trajectoires IPL simulées - MBG

La trajectoire moyenne conduit à une valeur de l'IPL égale à 216,91 au 4<sup>e</sup> trimestre 2032 (dernière valeur simulée). L'évolution sur 10 ans correspond donc à une augmentation de 59,63%, soit une évolution annuelle lissée de 4,79% sur les dix années. Le pire scénario dans 99,99% des cas conduit à une valeur de l'IRL égale à 129,69 au 4<sup>e</sup> trimestre 2032. Elle est inférieure à la valeur de l'indice au début de l'horizon. L'évolution sur 10 ans correspond donc à une baisse de 3,60%, soit à une évolution annuelle lissée de -0,37% sur les dix années.

Ces trajectoires seront utilisées dans la section 5.2.2.3 pour la méthode utilisant un taux de croissance de la valeur initiale.

### 5.2.2.2 Ajout d'un taux de croissance à la formule de Gordon Shapiro

Pour rappel, la formule de Gordon Shapiro adaptée aux biens immobiliers est la suivante :

$$\text{Valeur terminale} = \frac{\text{dernier loyer}}{\text{taux d'actualisation} - \text{taux de croissance}}$$

Jusqu'à présent, le taux de croissance a été supposé nul. Cette hypothèse est forte car elle considère que les flux sont stables dans le calcul de la valeur terminale.

Afin d'observer les effets de la prise en compte d'un taux de croissance non nul dans la valeur terminale, un taux de croissance égal à l'inflation projetée à long terme a été utilisé. Ce taux de croissance varie selon le scénario. Il est fixé à 1,7% dans le scénario central et à 0,5% dans le scénario stressé.

Pour rappel, les deux applications conservées sont les suivantes :

- Application n°1 : l'IRL est modélisé par un mouvement brownien géométrique et la vacance par une loi Normale Inverse Gaussienne.
- Application n°2 : les loyers sont indexés à partir des scénarios de la Caisse des Dépôts et la vacance est modélisée par une loi Normale Inverse Gaussienne.

L'application de ces taux de croissance donne les résultats suivants :

Application	Taux de croissance	$t_a$ moyen	VT centrale	VT stressée	Valorisation centrale	Valorisation stressée	Montant de BFP	% BFP
Application n°1	Sans	4,16%	117 238 511	106 199 319	114 933 029	105 923 168	9 009 861	<b>7,84%</b>
	Avec	5,34%	134 646 132	88 100 729	114 933 002	84 494 485	30 438 517	<b>26,48%</b>
Application n°2	Sans	4,12%	117 280 104	95 974 221	114 933 007	97 273 186	17 659 820	<b>15,37%</b>
	Avec	5,31%	134 722 259	79 431 386	114 933 005	77 671 469	37 261 536	<b>32,42%</b>

TABLE 5.15 – Résultats avec et sans prise en compte d'un taux de croissance dans la valeur terminale

Les taux de pondération de besoin en fonds propres sont plus élevés avec l'ajout d'un taux de croissance au dénominateur de la valeur centrale.

L'ajout d'un taux de croissance entraîne une baisse de la valeur du dénominateur de la valeur terminale, ce qui entraîne une augmentation de la valeur terminale. Dans la valorisation centrale, l'augmentation de la valeur terminale conduit à une augmentation du taux d'actualisation pour égaliser cette valorisation avec la juste valeur. Dans la valorisation stressée, deux effets contradictoires se produisent :

- D'une part, l'ajout du taux de croissance conduit à une augmentation de la valeur terminale du scénario stressé. Cependant, celle-ci est inférieure à l'augmentation de la valeur terminale dans le scénario central. En considérant uniquement cet effet, l'augmentation de la valeur terminale entraîne donc une hausse de la valorisation stressée.
- D'autre part, l'augmentation du taux d'actualisation conduit à une hausse de la valorisation stressée.

Pour l'application n°1, les impacts de l'ajout d'un taux de croissance à la valeur terminale sont :

- une hausse de la valeur terminale en scénario central de 14,84% et une baisse de la valeur terminale en scénario stressé de 17,03%,
- une hausse du taux d'actualisation de 1,18 point de pourcentage à 5,34% contre 4,16%,
- une hausse moyenne des pondérations de BFP de 18,64 points de pourcentage à 26,48% contre 7,84%.

Pour l'application n°2, les impacts de l'ajout d'un taux de croissance à la valeur terminale sont :

- une hausse de la valeur terminale en scénario central de 14,87% et une baisse de la valeur terminale en scénario stressé de 17,24%,
- une hausse du taux d'actualisation de 1,19 point de pourcentage à 5,31% contre 4,12%,
- une hausse moyenne des pondérations de BFP de 17,05 points de pourcentage à 32,42% contre 15,37%.

La modélisation est donc très sensible à l'ajout d'un taux de croissance au dénominateur de la valeur terminale. L'impact sur le taux de pondération du besoin en fonds propres de l'ajout d'un taux de croissance à la valeur terminale est important, car des taux de croissance différents ont été utilisés entre le scénario central et le scénario stressé.

L'utilisation de la méthode de Gordon Shapiro présente certains inconvénients. Premièrement, la relation mathématique de la formule de Gordon Shapiro suppose que le taux d'actualisation est supérieur au taux de croissance. Dans le cas contraire, le montant de la valeur terminale sera négatif. De plus, la formule de Gordon Shapiro suppose également que le taux d'actualisation et le taux de croissance sont stables dans le temps. Cela donne un dénominateur stable dans le temps pour la formule. Dans le cas de l'immobilier, ce point n'est pas vérifié dans la pratique. En effet, cela suppose que la relation entre les flux de revenus locatifs et les prix de l'immobilier est stable dans le temps. Cependant, comme indiqué précédemment à l'aide des indices IRL et IPL, les loyers (représentés par l'IRL) n'évoluent pas de la même manière que les prix des logements (représentés par l'IPL). Le coefficient de corrélation entre ces deux indices est relativement faible.

### 5.2.2.3 Application de la méthode utilisant un taux de croissance et comparaison des méthodes

Afin de contrer les faiblesses du modèle de Gordon Shapiro, une autre approche est envisagée. Cette méthode consiste à modéliser la valeur des biens comme un processus représenté par un indice de référence des prix : l'Indice des Prix des Logements (neufs et anciens) brut (IPL).

Précédemment, l'IPL a été modélisé par une distribution Gaussienne et par un mouvement brownien géométrique. Les résultats selon ces deux méthodes de modélisation sont présentés ci-dessous :

Application	Modèle IPL	$t_a$ moyen	VT centrale	VT stressée	Valorisation centrale	Valorisation stressée	Montant de BFP	% BFP
Application n°1	GAUSS 99%	8,09%	183 390 343	141 688 876	114 933 000	94 486 038	20 446 963	<b>17,79%</b>
	GAUSS 99,99%	8,09%	183 390 743	126 878 871	114 933 000	87 597 107	27 335 893	<b>23,78%</b>
	MBG 99%	8,09%	183 469 311	144 664 987	114 932 995	95 840 738	19 092 258	<b>16,61%</b>
	MBG 99,99%	8,09%	183 469 311	110 794 682	114 932 995	80 091 633	34 841 362	<b>30,31%</b>
Application n°2	GAUSS 99%	8,05%	183 390 743	141 688 876	114 932 994	93 123 370	21 809 624	<b>18,98%</b>
	GAUSS 99,99%	8,05%	183 390 743	126 878 871	114 932 994	86 213 328	28 719 666	<b>24,99%</b>
	MBG 99%	8,06%	183 469 311	144 664 987	114 932 995	94 482 545	20 450 450	<b>17,79%</b>
	MBG 99,99%	8,06%	183 469 311	110 794 682	114 932 995	78 685 183	36 247 811	<b>31,54%</b>

TABLE 5.16 – Résultats selon la méthode de modélisation de l'IPL

Les résultats obtenus à partir de cette nouvelle méthode entraînent des écarts plus faibles que ceux observés précédemment entre les deux applications. En effet, la valeur terminale n'est plus dépendante du dernier loyer comme dans la formule de Gordon Shapiro. Ainsi, le choix et la sévérité des trajectoires de l'IRL ont beaucoup moins d'impacts sur le résultat.

Le calcul de la valeur terminale, à partir de la croissance de la valeur initiale, conduit à un taux de pondération de BFP égal en moyenne à 17,79% lorsque l'IPL est modélisé à partir d'un scénario stressé à 99% et 27,66% en moyenne avec un scénario à 99,99%. Concernant les scénarios à 99,99%, la modélisation par un mouvement brownien géométrique conduit à des taux plus élevés que la modélisation Gaussienne. Ce constat avait déjà été observé lors de la simulation des trajectoires. En effet, la sévérité de la trajectoire stressée était plus importante en utilisant un mouvement brownien géométrique.

Les pondérations sont supérieures à celles obtenues par la formule de Gordon Shapiro sans taux de croissance. Cette différence s'élève à 15,94 points de pourcentage, si l'application n°1 utilisant une modélisation Gaussienne avec un scénario à 99,99% est considérée.

En considérant les inconvénients de la méthode de Gordon Shapiro présentés précédemment, cette seconde méthode utilisant la croissance des prix à partir de la valeur initiale semble être une bonne alternative. Les ordres de grandeurs des résultats obtenus sont cohérents. Cette méthode sera utilisée pour la suite de l'étude sur les taux d'actualisation. L'utilisation du pire scénario à 99,99% modélisé par la loi Gaussienne est retenue pour modéliser l'IPL car elle donne un taux de pondération de BFP d'environ 24%. C'est un ordre de grandeur proche des 26% obtenus par la modélisation actuelle de la Caisse des Dépôts.

#### 5.2.2.4 Sensibilité du taux de BFP à une évolution de la valeur terminale

Les sensibilités sont effectuées dans le cadre de l'application n°1 utilisant la méthode alternative à la formule de Gordon Shapiro.

La sensibilité de la modélisation à la valeur terminale est étudiée de trois manières, en fonction d'une évolution :

- de la valeur terminale du scénario central uniquement ;
- de la valeur terminale du scénario stressé uniquement ;
- identique de la valeur terminale du scénario central et du scénario stressé.

Dans chaque cas, un montant supplémentaire de valeur terminale, compris entre  $-20\ 000\ 000\ €$  et  $+20\ 000\ 000\ €$ , a été appliqué avec un pas de  $100\ 000\ €$ .

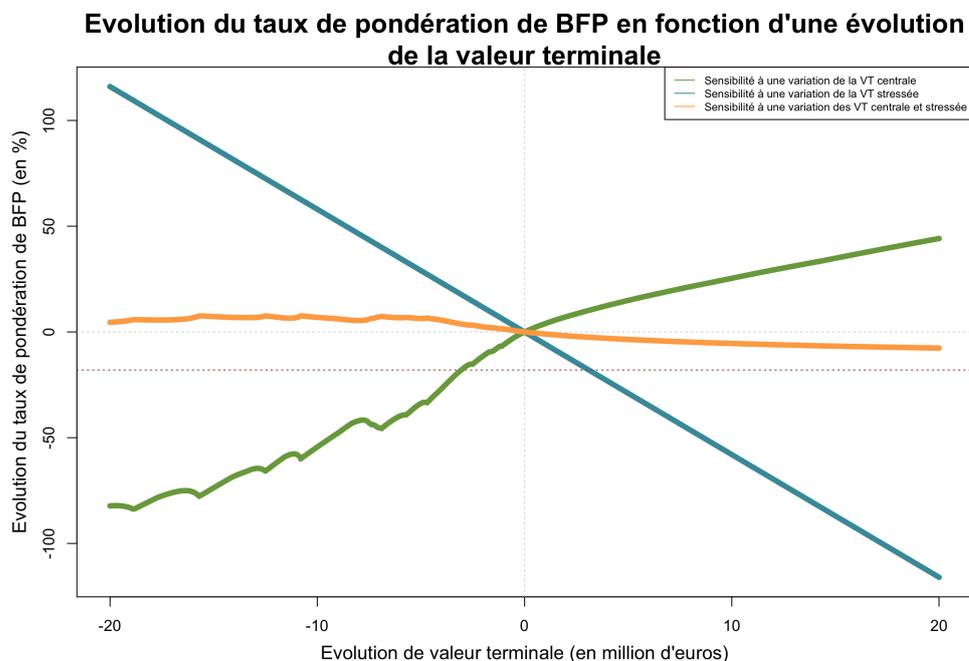


FIGURE 5.21 – Sensibilité du taux de BFP à une évolution de la valeur terminale

**Evolution de la valeur terminale du scénario central uniquement (courbe verte) :** l'augmentation de la valeur terminale du scénario central conduit à une baisse du taux d'actualisation qui entraîne une hausse de la valorisation stressée et donc une augmentation du taux de BFP.

**Evolution de la valeur terminale du scénario stressé uniquement (courbe bleue) :** l'augmentation de la valeur terminale du scénario stressé conduit à une hausse du taux d'actualisation qui entraîne une baisse de la valorisation stressée et donc une baisse du taux de BFP. La diminution est linéaire : une augmentation de 10 000 000 € de la valeur terminale (ce qui représente 8,7% de la somme des justes valeurs du portefeuille) entraîne une baisse de 58,00 points de pourcentage du taux de pondération de BFP.

**Evolution identique des valeurs terminales des scénarios central et stressé (courbe orange) :** les deux effets présentés précédemment et contradictoires se compensent et donnent des variations du taux de pondération plus modérées. Lorsque les valeurs terminales centrales et stressées augmentent de 10 000 000 €, le taux de pondération de BFP diminue de 5,45 points de pourcentage.

La modélisation est donc très sensible à une évolution de la valeur terminale, notamment de la valeur terminale stressée.

### 5.2.3 Comparaison des résultats selon les différentes méthodes de calcul du taux d'actualisation

Dans l'ensemble des applications réalisées jusqu'à présent, le taux d'actualisation a été déterminé en égalisant, pour chaque agrégat, la valorisation centrale avec la juste valeur. Cette méthode est celle utilisée par la Caisse des Dépôts.

La juste valeur est une norme comptable qui consiste à valoriser les actifs et les passifs à leur valeur de marché, c'est-à-dire aux montants auxquels l'actif ou le passif pourraient être échangés dans le cadre d'une transaction effectuée dans des conditions de concurrence normales.

Pour les biens immobiliers du portefeuille utilisé dans ce rapport, les justes valeurs présentées au chapitre 3 ont été déterminées par des experts. Ils ont utilisé des hypothèses propres à chaque bien pour les valoriser. Dans le cadre de la méthode DCF, la valorisation des biens est calculée uniquement à partir d'un loyer et d'une valeur terminale par agrégat. En conséquence, des hypothèses aussi précises que celles adoptées dans les expertises ne peuvent être utilisées. Ainsi, l'ajustement du taux d'actualisation afin d'égaliser la valorisation centrale et la juste valeur du portefeuille, permet d'obtenir une valorisation centrale plus fidèle à la réalité. Cette méthode permet également de déterminer un montant de besoin en fonds propres cohérent avec l'assiette en risque (l'assiette en risque étant égale à la juste valeur).

Cependant, cette approche présente des inconvénients. D'une part, le taux d'actualisation est le même pour l'ensemble de l'horizon de projection. D'autre part, il est identique dans les deux scénarios (central et stressé). Cette stabilité, à la fois dans le temps et sur les deux scénarios, est une hypothèse forte qui n'est pas observée dans la réalité.

Afin de contourner ces inconvénients, une autre méthode est proposée : l'utilisation de la courbe zéro-coupon.

Afin de comparer ces différentes méthodes de détermination du taux d'actualisation, les autres paramètres de la modélisation sont fixés de la manière suivante :

- Les flux sont égaux au loyer initial revalorisé à partir de l'IRL modélisé par un mouvement brownien géométrique. Ils prennent en compte, à la fois un risque de vacance et un montant de charges. Le taux de vacance est modélisé par une distribution Normale Inverse Gaussienne.
- La valeur terminale est déterminée en modélisant la croissance annuelle de la valeur initiale indexée avec l'IPL modélisé par la loi Gaussienne.
- L'horizon de projection est fixé à 10 ans.

**Application de la méthode utilisant la courbe zéro-coupon :** La courbe zéro-coupon utilisée est la courbe de l'EIOPA présentée dans la section 4.2.3.2 du chapitre 4. L'utilisation de cette courbe permet de différencier le taux d'actualisation utilisé pour chaque année de l'horizon de projection.

Les résultats selon les deux méthodes de détermination du taux d'actualisation sont les suivants :

Méthode d'actualisation	$t_a$ moyen	VT centrale	VT stressée	Valorisation centrale	Valorisation stressée	Montant de BFP	% BFP
Egalisation entre valorisation centrale et juste valeur	8,09%	183 390 743	126 878 871	114 933 000	87 597 107	27 335 893	<b>23,78%</b>
Actualisation selon la courbe zéro-coupon	-%	183 390 743	126 878 871	174 267 765	131 081 621	43 186 144	<b>37,58%</b>

TABLE 5.17 – Résultats selon la méthode d'actualisation

\* Dans le tableau ci-dessus, le taux d'actualisation n'est pas renseigné car il n'est pas unique et varie sur l'ensemble de l'horizon de projection.

Avant d'interpréter plus précisément les résultats, le graphique ci-dessous présente, pour les deux méthodes, les valeurs des taux d'actualisation par agrégat et selon l'année de projection :

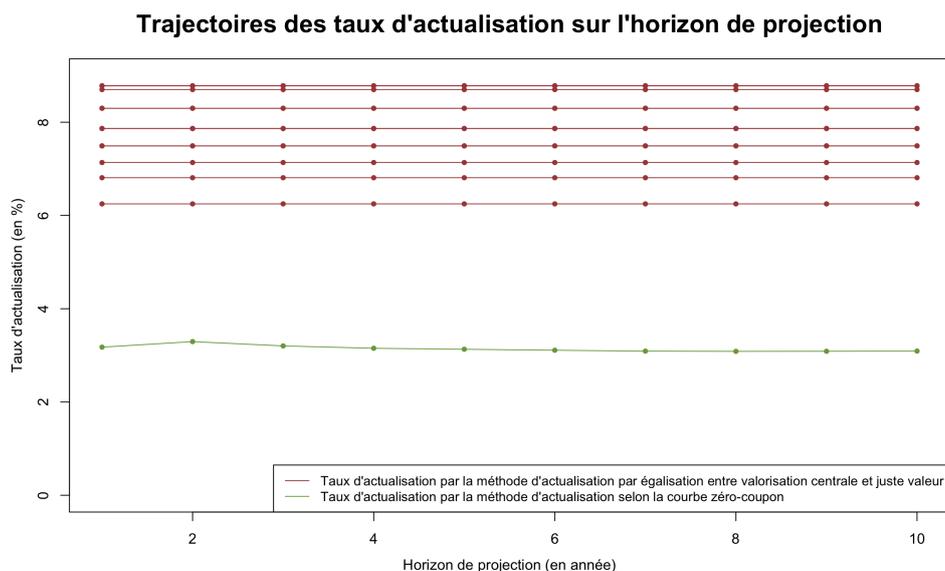


FIGURE 5.22 – Comparaison des méthodes d'actualisation

A partir de la formule mathématique d'actualisation des flux futurs, une baisse du taux d'actualisation entraîne une augmentation du montant de valorisation.

La stabilité du taux d'actualisation pour les deux méthodes en fonction d'autres paramètres est résumée dans le tableau ci-dessous :

	Méthode 1 : Actualisation par égalisation entre valorisation centrale et juste valeur	Méthode 2 : Actualisation selon la courbe zéro-coupon
Agrégat	Un taux d'actualisation <b>différent</b> pour chaque agrégat.	Le <b>même</b> taux d'actualisation pour tous les agrégats.
Année de l'horizon de projection	Le <b>même</b> taux d'actualisation sur tout l'horizon de projection.	Un taux d'actualisation <b>différent</b> pour chaque année de l'horizon de projection.
Scénario	Le <b>même</b> taux d'actualisation pour les deux scénarios.	Le <b>même</b> taux d'actualisation pour les deux scénarios.

TABLE 5.18 – Comparaison des méthodes d'actualisation

Les résultats selon les deux méthodes peuvent être interprétés à partir du graphique et des éléments théoriques du tableau ci-dessus.

#### **Analyse des résultats pour la méthode d'actualisation par égalisation entre valorisation centrale et juste valeur :**

Pour cette première méthode d'actualisation, les taux d'actualisation obtenus en fonction de l'agrégat sont compris entre 6,24% et 12,36%. La moyenne des taux d'actualisation par agrégat est égale à 8,09% sur l'ensemble de l'horizon.

#### **Analyse des résultats pour la méthode d'actualisation selon la courbe zéro-coupon :**

L'utilisation de la courbe zéro-coupon conduit à une valorisation centrale différente de la juste valeur du portefeuille et supérieure à celle-ci. En comparaison avec la première, cette méthode conduit à utiliser des taux d'actualisation en moyenne plus faibles (voir le graphique ci-dessus) pour les deux scénarios. Elle donne des valorisations, centrale et stressée, supérieures à la première méthode. Cependant, l'écart entre les valorisations étant plus important avec l'application de la seconde méthode, cela conduit à un taux de pondération de besoin en fonds propres supérieur. Cette différence sur le taux de pondération de besoin en fonds propres s'élève à 13,8 points de pourcentage. Il est donc plus prudent d'utiliser la seconde méthode. Comme vu précédemment, elle a l'inconvénient de calculer une valorisation centrale différente de la juste valeur et donc de fournir un taux de pondération non cohérent avec l'assiette en risque. De plus, elle ne permet pas également de différencier le taux d'actualisation en fonction de l'agrégat.

Les deux méthodes de calcul du taux d'actualisation proposées possèdent chacune un certain nombre de défauts. Elles sont toutes les deux cohérentes et permettent d'actualiser les flux correctement.

#### **5.2.4 Conclusion sur les résultats de la méthode DCF**

Dans cette section, les différentes variantes à la méthode DCF ont été appliquées à un portefeuille immobilier.

Une solution de modélisation retenue est la suivante :

- Des revenus locatifs calculés avec les paramètres suivants :
  - un facteur d'indexation correspondant à l'IRL modélisé par un mouvement brownien géométrique (avec l'utilisation de la pire trajectoire à 99,99% pour le scénario stressé) ;
  - un facteur de vacance modélisé à partir d'une distribution Normale Inverse Gaussienne (avec l'utilisation de la pire trajectoire à 99,99% pour le scénario stressé) ;
  - un facteur de charge fixé égal à 30% du revenu locatif.
- Une valeur terminale calculée à partir de la croissance de la valeur initiale représentée par l'IPL modélisé par la loi Gaussienne (avec l'utilisation de la pire trajectoire à 99,99% pour le scénario stressé).
- Un taux d'actualisation déterminé par égalisation entre la valorisation centrale et la juste valeur.
- Un horizon de projection de 10 ans qui correspond à un horizon long terme adapté au portefeuille.

Cette solution de modélisation conduit finalement à un taux de pondération de besoin en fonds propres de 23,78%. Elle n'est pas unique. Il a été démontré dans cette section que d'autres alternatives étaient cohérentes et pouvaient être utilisées. On peut citer, par exemple, l'utilisation de la courbe zéro-coupon pour actualiser les flux qui conduit à un taux de pondération de 37,58%.

### 5.3 Méthode de VaR

Cette section est consacrée à l'application de la méthode de Value-At-Risk sur un indice de performance de l'immobilier résidentiel français : l'IPD France Résidentiel. Cet indice a été présenté dans le chapitre 2 à la section 2.1.3.

Les valeurs de l'IPD sont annuelles et disponibles depuis 1997. Ainsi, un historique de 23 taux de rendements est disponible pour calibrer un quantile.

L'histogramme des taux de rendements de l'IPD est donné ci-dessous :

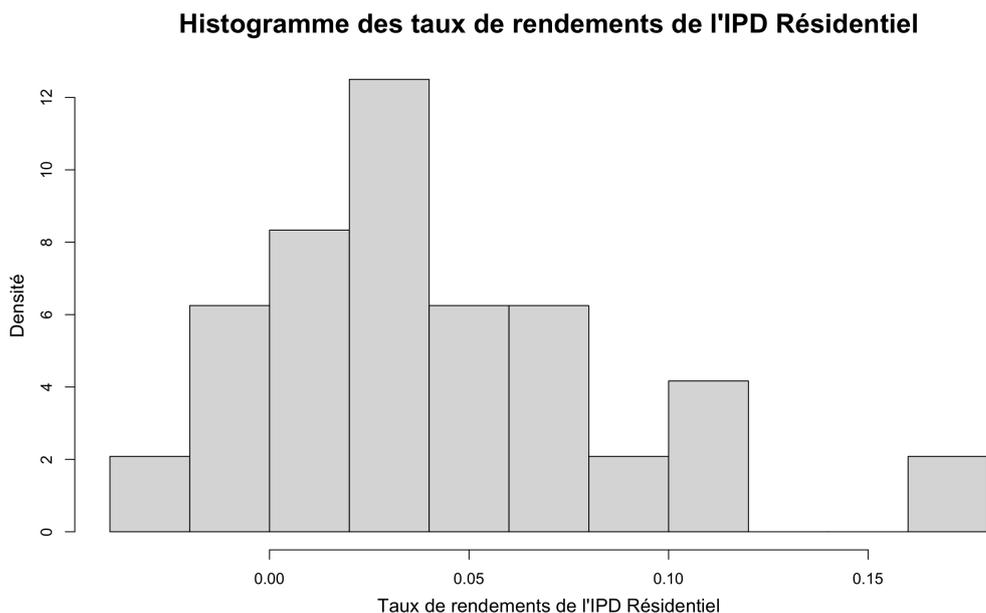


FIGURE 5.23 – Histogramme des taux de rendements de l'IPD Résidentiel

Dans les sections suivantes, deux méthodes de VaR sont appliquées : la VaR historique et la VaR Monte-Carlo.

Les paramètres utilisés sont :

- Indice : IPD
- Horizon : 1 an
- Niveau de confiance à déterminer (selon la méthode de VaR)

### 5.3.1 VaR historique

Comme vu dans la section 4.3.1, la méthode de VaR historique consiste à identifier la perte maximum associée à un niveau de confiance directement sur l'historique de données disponibles. L'application de cette méthode donne les résultats suivants pour différents niveaux de confiance (90%, 95% et 99%) :

VaR <sub>90%</sub>	VaR <sub>95%</sub>	VaR <sub>99%</sub>
-1,69%	-1,84%	-3,45%

TABLE 5.19 – Résultats de la VaR historique

Étant donné le faible nombre de points disponibles pour calibrer le quantile, un niveau de confiance supérieur à 99% ne peut pas être appliqué.

D'après les résultats, il est possible de conclure que le portefeuille a une probabilité de 1% de réaliser une perte de 3,45% de sa juste valeur, soit une perte de 3 965 189 euros sur une année ( $114\,933\,000 \times 0,0345 = 3\,965\,189$ ). De même, le portefeuille a une probabilité de 5% de réaliser une perte de 2 114 767 euros et 10% de réaliser une perte de 1 942 368 euros sur une année.

Ces montants de pertes correspondent aux montants de besoin en fonds propres recherchés dans cette étude. Ils sont bien inférieurs aux montants de BFP calculés avec les deux précédentes méthodes (réglementaire et DCF). Cela s'explique par un historique restreint de données passées dans lequel aucun choc important sur les taux de rendements de l'indice n'est observé.

### 5.3.2 VaR Monte-Carlo

La méthode de VaR Monte-Carlo consiste à modéliser l'évolution des taux de rendements à partir des données historiques, pour ensuite simuler des valeurs futures possibles et calculer un montant de pertes associé aux simulations.

Afin de modéliser les taux de rendements de l'IPD, des lois ont été ajustées à la distribution des données historiques. L'histogramme de la distribution empirique présenté figure 5.23 est légèrement asymétrique à droite et à support sur l'ensemble des réels. Ainsi, les lois testées sont la loi Gaussienne et la loi Normale Inverse Gaussienne (NIG). Elles ont été précédemment présentées pour la méthode DCF. Contrairement à ce qui a été réalisé lors de l'application de la méthode DCF, la distribution log-normale n'est pas utilisée pour l'IDP car elle ne permettra pas la modélisation des valeurs négatives. Comme réalisé précédemment sur l'indice des loyers (IRL), l'adéquation des distributions théoriques à la distribution empirique est testée à partir des différents contrôles graphiques et tests statistiques. Les résultats présentés sont uniquement ceux permettant le choix de la loi. L'ensemble des résultats est détaillé dans l'annexe n°3.

### Histogramme des taux de rendements de l'IPD et densités théoriques

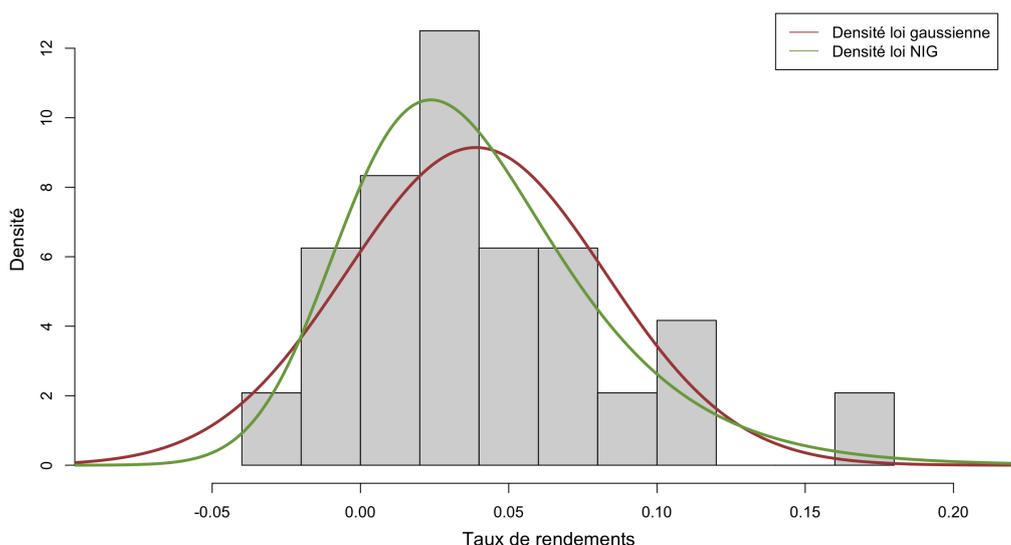


FIGURE 5.24 – Histogramme des taux de rendements et densités théoriques

Les deux densités théoriques sont assez similaires et semblent adaptées à la distribution empirique. Ceci est confirmé par les résultats du test de Kolmogorov-Smirnov pour lesquels la p-value est supérieure à 5%, ce qui conduit à accepter  $H_0$ . En se fondant sur les résultats du test Kolmogorov-Smirnov, la loi Normale Inverse Gaussienne sera utilisée pour la suite de l'étude.

A partir de la loi Normale Inverse Gaussienne calibrée, 1 000 000 taux de rendements ont été simulés. Les résultats sont donnés pour différents niveaux de confiance (90%, 95%, 99% et 99,99%) dans le tableau ci-dessous :

VaR <sub>90%</sub>	VaR <sub>95%</sub>	VaR <sub>99%</sub>	VaR <sub>99,99%</sub>
-1,71%	-3,30%	-6,26%	-12,18%

TABLE 5.20 – Résultats de la VaR Monte Carlo

Comme précédemment, les résultats peuvent être interprétés en termes de montants de pertes. Par exemple, la Value-at-Risk avec un niveau de confiance de 99% peut être interprétée de la manière suivante : le portefeuille a une probabilité de 1% de réaliser une perte de 6,26% de sa juste valeur, soit une perte de 7 194 805 euros sur une année ( $114\,933\,000 \times 0,0626 = 7\,194\,805$ ).

L'utilisation de la VaR Monte-Carlo, par rapport à la VaR historique, permet d'utiliser des quantiles plus extrêmes (comme c'est le cas ici avec un quantile à 99,99%) et donc d'obtenir des montants plus prudents.

Afin de visualiser l'effet du niveau de confiance sur le taux de perte, une étude de sensibilité du résultat au paramètre de niveau de confiance a été menée.

### Sensibilité de la VaR au niveau de confiance

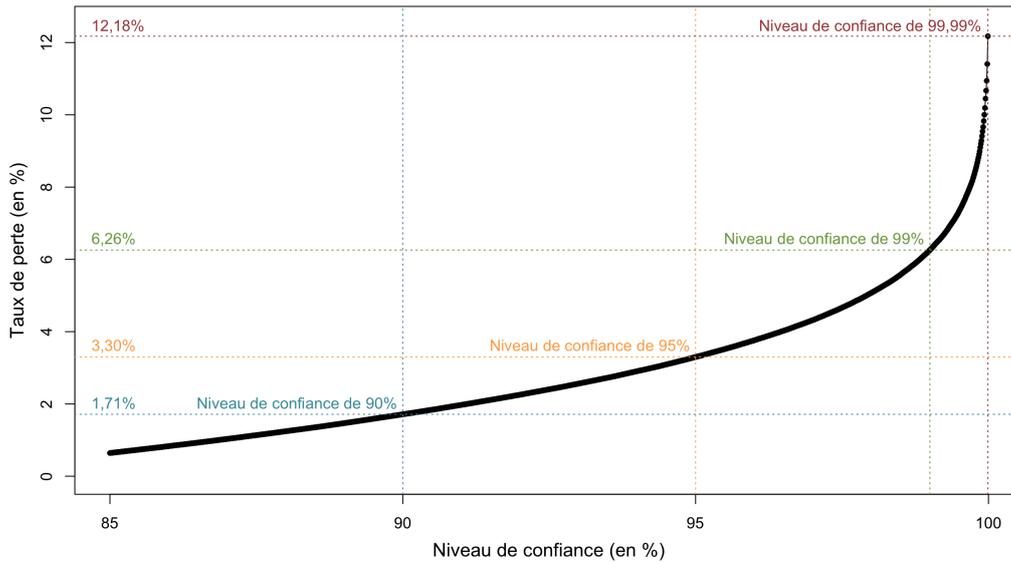


FIGURE 5.25 – Sensibilité de la VaR au niveau de confiance

Pour des niveaux de confiance compris entre 85% et 99,99%, le taux de perte augmente de plus en plus rapidement avec la hausse du niveau de confiance. Aussi, le passage d'un quantile à 95% à un quantile à 99% conduit à un taux de perte associé approximativement deux fois plus important. De même, le passage d'un quantile à 99% à un quantile à 99,99% entraîne un taux de perte doublement plus important.

La méthode de VaR historique conduit à des résultats assez faibles (3,45% pour un quantile à 99%). De plus, étant donné le faible nombre de points disponibles pour calibrer le quantile, un niveau de confiance supérieur à 99% ne peut pas être appliqué. Ces résultats sont plus élevés par la méthode de VaR Monte-Carlo (12,18% pour un quantile à 99,99%), mais restent assez limités. L'ordre de grandeur des résultats obtenus pour les deux méthodes s'explique par l'historique de données disponible. Celui-ci est assez limité en termes de nombre de points. De plus, il présente peu de valeurs associées à une perte de rentabilité.

## 5.4 Comparaison des trois méthodes

Trois méthodes de modélisation ont été présentées dans le chapitre 4 et appliquées dans le chapitre 5 : la méthode réglementaire, la méthode DCF utilisant des simulations et la méthode de VaR. La méthode DCF présente le cœur de ce mémoire. Elle a été détaillée avec une plus grande précision. Les deux autres méthodes ont été abordées plus succinctement. La dernière section du chapitre 5 est consacrée au comparatif des méthodes appliquées.

Les trois méthodes sont comparées :

- D'une part, à partir des ordres de grandeur des taux de besoin en fonds propres obtenus avec chaque méthode et affichés ci-dessous. L'objectif est d'avoir un montant suffisamment prudent pour couvrir l'ensemble des risques sans qu'il ne soit trop surestimé ou sous-estimé.
- D'autre part, selon les avantages et limites de chaque méthode également listés dans cette section. Ils permettent de juger de l'adéquation de la méthode au portefeuille et aux différents agrégats et de sa capacité à mesurer les risques.

Les montants de fonds propres obtenus selon les trois méthodes sont :

- 4,52% de la juste valeur par l'approche standard de la méthode réglementaire bancaire.
- 23,78% de la juste valeur par la méthode DCF, avec la variante finalement retenue (caractéristiques de la méthode présentées dans la conclusion sur les résultats de la méthode DCF à la section 5.2.4). Cependant, les résultats sont assez variables en fonction de la méthode retenue pour la modélisation des paramètres.
- 12,18% de la juste valeur par la méthode VaR Monte-Carlo avec un seuil de 99,99% et un horizon d'un an.

On constate que les taux de besoin en fonds propres obtenus par les trois méthodes ont des ordres de grandeurs très différents.

Le calcul selon l'approche standard de la méthode réglementaire donne un montant de fonds propres significativement plus faible que ceux déterminés par les autres méthodes. Ce montant est calculé au titre du risque de crédit que présentent les actifs immobiliers. A ce titre, il est donc cohérent que les montants trouvés avec les deux autres méthodologies soient supérieurs.

La méthode DCF fournit le montant le plus élevé des trois méthodes. Il s'agit donc du résultat le plus prudent. Cette méthode présente l'avantage de permettre la prise en compte de risques précis. Elle peut s'adapter aux spécificités de chaque agrégat, voire de chaque bien, si la méthode est appliquée avec cette granularité. De plus, elle est transparente et bien adaptée à l'immobilier de rendement. Cependant, elle donne des résultats assez variables en fonction des hypothèses de modélisation. Enfin, on constate qu'elle est très sensible à certains paramètres (valeur terminale, taux d'actualisation, taux de croissance ...).

La méthode de VaR donne un taux de besoin en fonds propres d'environ 12%, compris entre les taux des deux autres méthodes. Avec les méthodes de VaR, les caractéristiques du portefeuille sont représentées par les variations passées de l'indice utilisé. Ce dernier a donc un impact primordial sur les résultats obtenus. Dans l'application réalisée dans ce mémoire, le contexte historique de l'indice utilisé est celui d'un marché immobilier qui évolue principalement à la hausse. Ainsi, l'historique présente un faible nombre de valeurs associées à une perte de rentabilité. Ceci explique en partie la faiblesse des taux de pondération de besoin en fonds propres obtenus.

Par opposition, dans le scénario d'indexation des loyers défini par les macroéconomistes pour la méthode DCF, le contexte de marché envisagé dans le scénario stressé est très dégradé. Ce scénario stressé correspond à un contexte déflationniste et possède une probabilité d'occurrence très faible. Dans notre application, la perte maximum représentée par la VaR est calibrée sur un marché globalement haussier. Les différences d'ampleur de la dégradation prévue selon ces deux méthodes expliquent l'écart de résultats de besoin en fonds propres obtenus. La méthode de VaR semble donc peu appropriée compte tenu de l'historique haussier disponible qui est caractéristique de l'immobilier. De plus, l'historique utilisé possède un faible nombre de points. Enfin, les différents agrégats étant hétérogènes entre eux, l'utilisation d'un indice unique ne permet pas de prendre en compte les spécificités de chaque agrégat.

Les avantages et les limites des méthodes sont présentés dans les tableaux ci-dessous. Les constats sont théoriques ou observés à partir des applications :

### Méthode réglementaire :

Avantages de la méthode	Limites de la méthode
<ul style="list-style-type: none"> <li>• simplicité d'application</li> <li>• méthode réglementaire qui doit être utilisée dans le cadre de l'approche normative (ratio de solvabilité)</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• méthode qui se restreint à prendre en compte le risque de crédit du portefeuille immobilier</li> <li>• méthode ne permettant pas la prise en compte de certaines spécificités du portefeuille</li> </ul>

TABLE 5.21 – Avantages et limites de la méthode réglementaire

### Méthode utilisant la valorisation DCF :

Avantages de la méthode	Limites de la méthode
<ul style="list-style-type: none"> <li>• méthode adaptée au risque de l'immobilier de rendement</li> <li>• méthode facile d'application</li> <li>• marge d'erreur assez faible sur les premières années d'application</li> <li>• méthode prospective qui correspond à une logique d'investisseur long terme</li> <li>• méthode transparente</li> <li>• méthode qui permet la prise en compte de facteurs de risque supplémentaires</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• valorisation très sensible aux hypothèses notamment au taux d'actualisation et au taux de croissance</li> <li>• méthode avec une grande part d'arbitraire (pour estimer la valeur des paramètres dans le futur)</li> <li>• méthode qui donne des résultats très variables en fonction des variantes d'application</li> <li>• l'application de la méthode nécessite une bonne connaissance du marché et des biens contenus dans le portefeuille</li> <li>• l'application nécessite une connaissance fiable de la valeur de l'actif en 0 (valorisation initiale)</li> <li>• méthode fortement liée au calibrage des scénarios de stress</li> <li>• méthode très sensible à la valeur terminale</li> <li>• méthode fondée sur des données passées qui ne sont pas nécessairement le reflet des évolutions</li> </ul>

TABLE 5.22 – Avantages et limites des méthodes utilisant la valorisation DCF

## Méthode de VaR :

Avantages de la méthode	Limites de la méthode
<ul style="list-style-type: none"><li>• simplicité d'application</li><li>• résultat facile à interpréter (perte potentielle maximale qui ne devrait être atteinte qu'avec une probabilité donnée sur un horizon donné)</li></ul>	<ul style="list-style-type: none"><li>• nécessite l'utilisation d'un indice représentatif du portefeuille</li><li>• méthode fondée sur des données passées qui ne sont pas nécessairement le reflet des évolutions</li><li>• méthode ne permettant pas la prise en compte de spécificités propres à certains logements</li><li>• dans cette étude un nombre de points très limité</li></ul>

TABLE 5.23 – Avantages et limites des méthodes VaR

Au final, les comparaisons effectuées confortent la pertinence de l'utilisation de la méthode DCF. En effet, cette méthode conduit au résultat le plus prudent et permet de prendre en compte plus précisément les spécificités du portefeuille. Elle constitue la modélisation la plus fine parmi les trois modèles comparés.

# Conclusion

L'objectif de ce mémoire est de mettre en regard différentes méthodes pour quantifier le montant de fonds propres nécessaire pour couvrir les risques associés à un portefeuille immobilier locatif résidentiel.

Pour répondre à cet objectif, le cadre réglementaire a été abordé dans le premier chapitre en incluant notamment les spécificités réglementaires applicables à la Caisse des Dépôts et Consignations.

Afin de dresser le contexte d'application des approches quantitatives, les caractéristiques du marché immobilier ont été présentées dans le second chapitre. Les évolutions du marché immobilier liées à des crises historiques passées et au nouveau contexte réglementaire imposé par la loi climat ont également été identifiées. Ce chapitre a également été l'occasion de présenter les différents indices représentatifs du marché immobilier résidentiel et ses différentes approches de valorisations immobilières. La présentation de ces éléments constitue une étape importante, car les indices et les méthodes de valorisation ont été utilisés, par la suite, pour quantifier le montant de fonds propres nécessaire à la couverture des risques.

Dans le troisième chapitre, le portefeuille immobilier utilisé pour réaliser les applications pratiques a été présenté. Ce portefeuille est fictif et contient des données qui ont été transformées pour des questions de confidentialité.

Les différentes méthodes permettant le calcul d'un montant de besoin en fonds propres ont été détaillées dans les deux chapitres suivants. Le chapitre 4 présente les aspects théoriques relatifs aux différentes méthodes et le chapitre 5 leur application sur un cas concret, afin de pouvoir analyser et comparer les résultats. La méthode centrale de ce mémoire est l'approche utilisant une valorisation DCF et des simulations Monte-Carlo. Ce modèle a été étudié en détail : différentes méthodes pour modéliser les paramètres du modèle ont été proposées et les sensibilités du modèle aux principaux paramètres ont été analysées. Deux approches complémentaires ont également été présentées : les approches réglementaires issues du CRR et les méthodes de VaR.

Chaque méthode a été étudiée en détail afin de mettre en avant ses avantages, ses limites et ses éventuelles difficultés d'implémentation. Ces travaux ont notamment permis d'écarter certaines techniques de modélisation parmi celles initialement envisagées.

En conclusion, il n'y a pas une méthode unique pour quantifier le montant de fonds propres associé aux risques. En effet, plusieurs d'entre elles conduisent à des résultats cohérents. Parmi ces méthodes adaptées à la mesure des risques immobiliers, on peut mettre en avant la méthode utilisant la valorisation DCF et des simulations Monte-Carlo avec les caractéristiques suivantes :

- Des revenus locatifs calculés avec les paramètres suivants :
  - un facteur d'indexation correspondant à l'IRL modélisé par un mouvement brownien géométrique (avec l'utilisation de la pire trajectoire à 99,99% pour le scénario stressé) ;
  - un facteur de vacance modélisé à partir d'une distribution Normale Inverse Gaussienne (avec l'utilisation de la pire trajectoire à 99,99% pour le scénario stressé) ;
  - un facteur de charge fixé à 30% du revenu locatif.

- Une valeur terminale calculée à partir de la croissance de la valeur initiale représentée par l'IPL modélisé par la loi Gaussienne (avec l'utilisation de la pire trajectoire à 99,99% pour le scénario stressé).
- Un taux d'actualisation déterminé par égalisation entre la valorisation centrale et la juste valeur.
- Un horizon de projection de 10 ans correspondant à un horizon long terme adapté au portefeuille.

Cette modélisation présente l'avantage de permettre la prise en compte de risques précis (risque de moindre indexation des loyers, risque de vacance, risque de baisse du prix du logement). Elle peut donc ainsi s'adapter aux spécificités du portefeuille.

La comparaison de la méthode DCF avec les méthodes complémentaires (réglementaires et VaR) permet de conforter la pertinence de son utilisation. En effet, elle constitue finalement la méthode la plus prudente et la plus représentative des risques du portefeuille parmi les trois proposées.

Ce mémoire a permis la comparaison des modèles. Il a également contribué à comparer les données utilisées. Lors de la mise en application, nous avons été confrontés à plusieurs reprises aux limites des historiques de données disponibles. En effet, le contexte haussier observable sur l'ensemble des historiques de données utilisés, ne permet pas de produire des scénarios autant dégradés que ceux produits par les macroéconomistes de la Caisse des Dépôts. Ainsi, les prévisions des scénarios de stress réalisés à partir de données passées, ont conduit à des taux de BFP plus limités. Les données utilisées en input jouent donc un rôle crucial sur les résultats obtenus. Il est donc nécessaire de posséder des données qui reflètent le stress désiré.

La modélisation par le modèle DCF appliquée dans ce mémoire, présente certaines limites qui constituent des pistes d'amélioration. Pour permettre que les charges deviennent un facteur de risque, la prise en compte de charges identiques dans les deux scénarios pourrait être revue. L'intégration dans les charges, de travaux de rénovation en lien avec la loi climat est également une piste de progrès. L'ajout de facteurs de risques supplémentaires permettant de compléter la modélisation et la déclinaison de certains facteurs de risques, comme la vacance en fonction d'un indicateur géographique, pourraient également constituer des pistes d'amélioration.

# Bibliographie

## Source de données :

- [1] INSEE. **Indice de Référence des loyers (IRL) – Séries chronologiques.** [en ligne]. Disponible sur : <https://www.insee.fr/fr/statistiques/serie/001515333>
- [2] INSEE. **Indice de Référence des loyers - Sources.** [en ligne]. Disponible sur : <https://www.insee.fr/fr/metadonnees/source/indicateur/p1659/description>
- [3] INSEE. **Indice des prix des logements (neufs et anciens) brut – Séries chronologiques.** [en ligne]. Disponible sur : <https://www.insee.fr/fr/statistiques/serie/010001868#Telechargement>
- [4] INSEE. **Indice des prix des logements – Source.** [en ligne]. Disponible sur : <https://www.insee.fr/fr/metadonnees/source/indicateur/p1644/presentation>
- [5] INSEE. **Indice des prix à la consommation (IPC) – Source.** [en ligne]. Disponible sur : <https://www.insee.fr/fr/metadonnees/source/indicateur/p1653/description>
- [6] CRUSSON Laure et ARNAULT Séverine, division Logement, INSEE. **Le parc de logements en France au 1er janvier 2014. 9 décembre 2015.** [en ligne]. Disponible sur : <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1379714>
- [7] INSEE. **Parc de résidences en habitat collectif ou individuel – Données annuelles de 2004 à 2022.** 30 septembre 2022. [en ligne]. Disponible sur : <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2412780#tableaufigure1>
- [8] EIOPA (European Insurance and Occupational Pensions Authority). **Risk-free interest rate term structures.** [en ligne]. Disponible sur : [https://www.eiopa.europa.eu/tools-and-data/risk-free-interest-rate-term-structures\\_en](https://www.eiopa.europa.eu/tools-and-data/risk-free-interest-rate-term-structures_en)

## Textes réglementaires :

- [9] **Capital Requirements Regulation (CRR)**, titre II - exigences de fonds propres pour risque de crédit. 26 juin 2013. [en ligne]. Disponible sur : <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/FR/TXT/PDF/?uri=CELEX:32013R0575&from=FR>
- [10] **Directive 86/635/CEE du Conseil du 8 décembre 1986 concernant les comptes annuels et les comptes consolidés des banques et autres établissements financiers**, section 3, article 4, point 10. 8 décembre 1986. [en ligne]. Disponible sur : <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/FR/TXT/PDF/?uri=CELEX:31986L0635&from=FR>

- [11] **Quatrième directive 78/660/CEE du Conseil, du 25 juillet 1978, fondée sur l'article 54 paragraphe 3 sous g) du traité et concernant les comptes annuels de certaines formes de sociétés**, article 9, poste C. 25 juillet 1978. [en ligne]. Disponible sur : <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/FR/TXT/HTML/?uri=CELEX:31978L0660>
- [12] **Directive 2009/138/CE du parlement européen et du conseil sur l'accès aux activités de l'assurance et de la réassurance et leur exercice (solvabilité II)**, annexe 4. 25 novembre 2009. [en ligne]. Disponible sur : <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/FR/TXT/PDF/?uri=CELEX:02009L0138-20190113&from=EN>
- [13] **Règlement délégué (UE) 2015/35 de la commission du 10 octobre 2014 complétant la directive 2009/138/CE du Parlement européen et du Conseil sur l'accès aux activités de l'assurance et de la réassurance et leur exercice (solvabilité II)**, article 174. 10 octobre 2014. [en ligne]. Disponible sur : [http://publications.europa.eu/resource/cellar/e92151bf-36ca-11ea-ba6e-01aa75ed71a1.0010.02/DOC\\_2](http://publications.europa.eu/resource/cellar/e92151bf-36ca-11ea-ba6e-01aa75ed71a1.0010.02/DOC_2)
- [14] Banque Centrale Européenne. **Guide de la BCE relatif au processus interne d'évaluation de l'adéquation du capital (ICAAP)**. Novembre 2018. [en ligne]. Disponible sur : [https://www.bankingsupervision.europa.eu/ecb/pub/pdf/ssm.icaap\\_guide\\_201811.fr.pdf](https://www.bankingsupervision.europa.eu/ecb/pub/pdf/ssm.icaap_guide_201811.fr.pdf)

## Mémoires, articles, ouvrages et cours :

- [15] Chronos Finance. **Méthodes d'estimation immobilière**. [en ligne]. Disponible sur : <https://www.cronosfinance.ch/wp-content/uploads/2018/03/2-Rim.pdf>
- [16] BARONI Michel & al. **Monte Carlo simulations versus DCF in real estate portfolio valuation**. Février 2006. [en ligne]. Disponible sur : <https://core.ac.uk/download/pdf/6536216.pdf>
- [17] JOHNER Louis. **Investissements immobiliers directs : quantification du risque par la modélisation stochastique du portefeuille**. Travail de Bachelor réalisé en vue de l'obtention du Bachelor HES. Haute école de gestion Genève (HEG-GE) - Filière économie d'entreprise. 29 mai 2015. [en ligne]. Disponible sur : <https://core.ac.uk/download/pdf/43670875.pdf>
- [18] IFEI (Institut Français de l'expertise Immobilière). **Charte de l'expertise en évaluation immobilière**. 2014. [en ligne]. Disponible sur : <https://www.local-commercial-entrepot.com/charte-de-l'expertise-en-evaluation-immobiliere.pdf>
- [19] EL BERNOUSSI Rim et ROCKINGER Michael (Chronos Finance). **Estimation immobilière : comparaison des pratiques existantes et pistes de réflexion**. Septembre 2017. [en ligne]. Disponible sur : [https://www.cronosfinance.ch/wp-content/uploads/2018/07/CRONOS\\_ETUDE\\_Rim\\_septembre\\_2017\\_V4\\_page-par-page.pdf](https://www.cronosfinance.ch/wp-content/uploads/2018/07/CRONOS_ETUDE_Rim_septembre_2017_V4_page-par-page.pdf)
- [20] DE LAUZON François-Xavier. **Intégration du risque immobilier dans l'univers Solvabilité 2**. Mémoire présenté pour la validation de la Formation « Certificat d'Expertise Actuarielle » de l'institut du Risk Management et l'admission à l'Institut des actuaires. 2019. [en ligne]. Disponible sur : <https://www.institutdesactuaires.com/docs/mem/c448d1e3cb7edbe4064e6b41bdae9b00.pdf>
- [21] THION Bernard, Université Paris 9-Dauphine. **Valeur, prix et méthodes d'évaluation en immobilier**. [en ligne]. Disponible sur : <https://www.immonot.com/PDF/TMI-EVALUATION-en-IMMO.pdf>
- [22] BACHY Bruno. **Le calcul de la valeur terminale dans la méthode DCF**. [en ligne]. Disponible sur : <https://www.cegos.fr/ressources/mag/fonction-financiere/comptabilite/le-calcul-de-la-valeur-terminale-dans-la-methode-dcf>

# Annexes

## Liste des annexes :

- **Annexe n°1** : Analyse de l'adéquation de distributions théoriques à la distribution empirique de l'Indice de Prix des Logements (IPL).
- **Annexe n°2** : Analyse de l'adéquation de distributions théoriques à la distribution empirique du paramètre de vacance.
- **Annexe n°3** : Analyse de l'adéquation de distributions théoriques à la distribution empirique de l'IPD.

## Annexe n°1 : Analyse de l'adéquation de distributions théoriques à la distribution empirique de l'Indice de Prix des Logements (IPL).

Cette annexe est consacrée à la présentation exhaustive des résultats de l'analyse de l'adéquation de distributions théoriques à la distribution empirique du paramètre de vacance. Elle complète la section 5.2.1.2.2 dans laquelle seules les grandes conclusions de l'analyse ont été présentées.

Les trois lois comparées dans cette section sont la loi Gaussienne, la loi log-normale et la loi Normale Inverse Gaussienne.

### Paramètres calibrés des trois distributions à partir de la distribution empirique :

Espérance $\mu$	Ecart-type $\sigma$
1,17%	1,70%

TABLE 5.24 – IPL - Paramètres calibrés de la distribution Gaussienne

Espérance $\mu$	Ecart-type $\sigma$
-5,01	1,13

TABLE 5.25 – IPL - Paramètres calibrés de la distribution log-normale

Paramètre de forme $\alpha$	Paramètre de forme $\beta$	Paramètre de position $\mu$	Paramètre d'échelle $\delta$
421,36	-143,36	0,0479	0,1002

TABLE 5.26 – IPL - Paramètres calibrés de la distribution Normale Inverse Gaussienne

### Comparaison graphique de la distribution empirique avec les densités des lois ajustées :

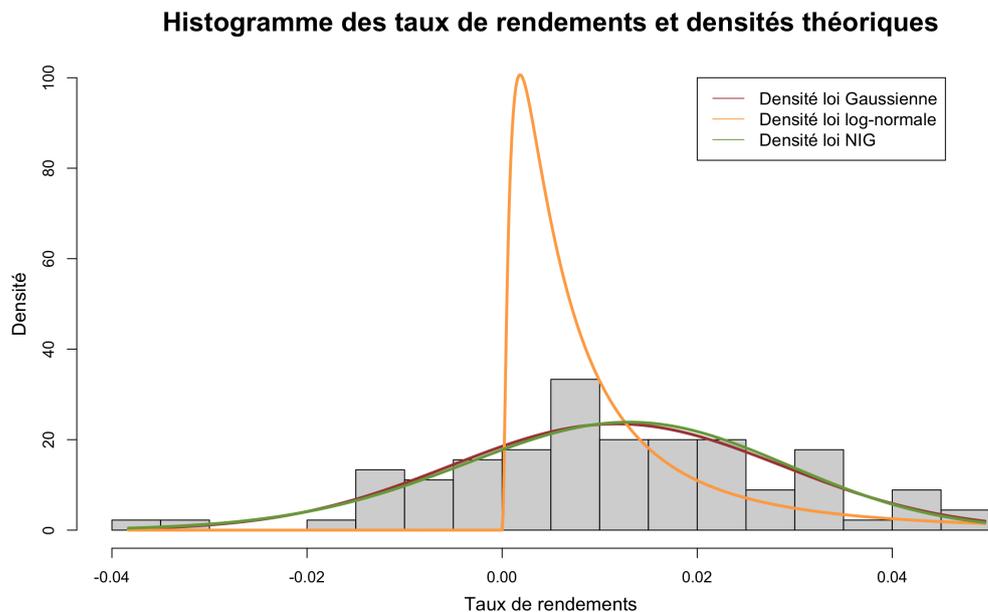


FIGURE 5.26 – IPL - Comparaison de l'histogramme des taux de rendements avec les densités des lois ajustées

La loi log-normale ne semble pas être appropriée. La courbe de sa densité n'est pas adaptée à l'histogramme empirique : d'une part, la loi n'est pas définie sur le périmètre des valeurs négatives et d'autre

part, la hauteur du pic de distribution est largement surestimée par la modélisation. Les deux autres densités ajustées (Gaussienne et NIG) sont assez similaires et sont plus adaptées à la distribution empirique.

**Diagramme quantile-quantile (Q-Q plot) :**

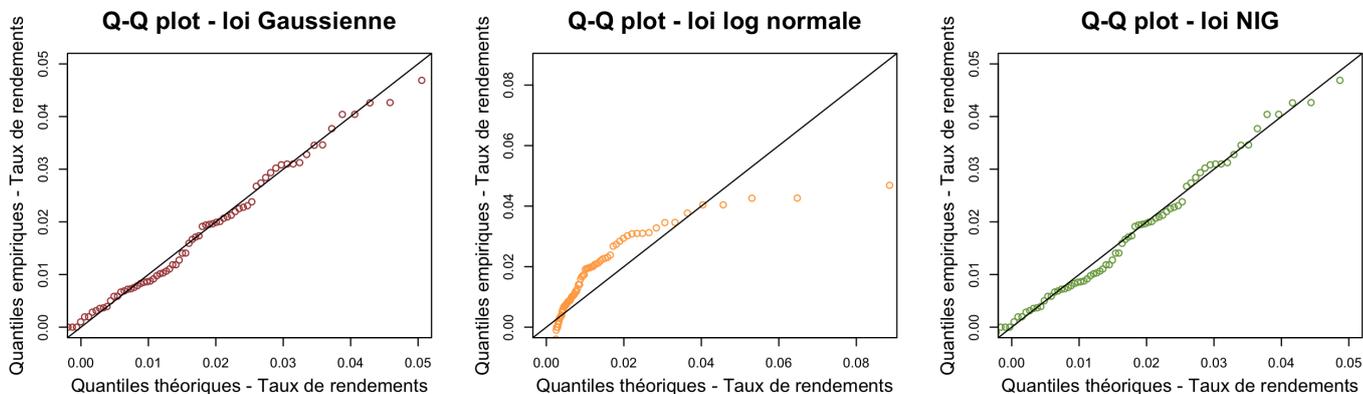


FIGURE 5.27 – IPL - Diagrammes quantile-quantiles pour les lois Gaussienne, log-normale et NIG

La conclusion est identique à celle donnée précédemment à partir de l’histogramme : la loi log-normale n’est pas adaptée à la distribution empirique. Contrairement aux diagrammes des lois Gaussienne et NIG, sur le diagramme correspondant à la loi log-normale, les points ne suivent pas la première bissectrice.

**Test de Kolmogorov-Smirnov :**

Distribution	Statistique de test	P-value	Accepte $H_0$ (à 5%)
Loi Gaussienne	0,05207	0,9677	OUI
Loi log-normale	0,23333	0,0001109	NON
Loi Normale Inverse Gaussienne (NIG)	0,062158	0,8776	OUI

TABLE 5.27 – IPL - Résultats du test de Kolmogorov-Smirnov

Pour les lois Gaussienne et NIG, la p-value est supérieure à 5%, ce qui conduit à accepter  $H_0$ . Dans ce cas, il peut donc être considéré que la distribution empirique des taux de rendements trimestriels de l’IPL correspond à la distribution théorique testée. Pour la loi log-normale, la p-value est inférieure à 5%, ce qui conduit à rejeter  $H_0$ . Ainsi, la distribution empirique des taux de rendements ne suit pas une distribution log-normale.

Les tests d’adéquation réalisés permettent d’exclure la loi log-normale des lois candidates pour modéliser l’Indice des Prix des Logements (IPL). De plus, la loi Gaussienne et la loi NIG donnent des résultats très proches sur l’ensemble des tests. Une seule loi sera donc conservée. En se fondant sur les résultats du test Kolmogorov-Smirnov, la loi Gaussienne sera utilisée pour la suite de l’étude.

## Annexe n°2 : Analyse de l'adéquation de distributions théoriques à la distribution empirique du paramètre de vacance.

Cette annexe est consacrée à la présentation exhaustive des résultats de l'analyse de l'adéquation de distributions théoriques à la distribution empirique de l'Indice de Prix des Logements (IPL). Elle complète la section 5.2.1.3 dans laquelle seules les grandes conclusions de l'analyse ont été présentées.

Les trois lois comparées dans cette section sont la loi Gaussienne, la loi log-normale et la loi Normale Inverse Gaussienne.

**Paramètres calibrés des trois distributions à partir de la distribution empirique :**

Espérance $\mu$	Ecart-type $\sigma$
0,19%	1,56%

TABLE 5.28 – Vacance - Paramètres calibrés de la distribution Gaussienne

Espérance $\mu$	Ecart-type $\sigma$
-8,37	4,21

TABLE 5.29 – Vacance - Paramètres calibrés de la distribution log-normale

Paramètre de forme $\alpha$	Paramètre de forme $\beta$	Paramètre de position $\mu$	Paramètre d'échelle $\delta$
168,85	125,13	-0,0137	0,0141

TABLE 5.30 – Vacance - Paramètres calibrés de la distribution Normale Inverse Gaussienne

**Comparaison graphique de la distribution empirique avec les densités des lois ajustées :**

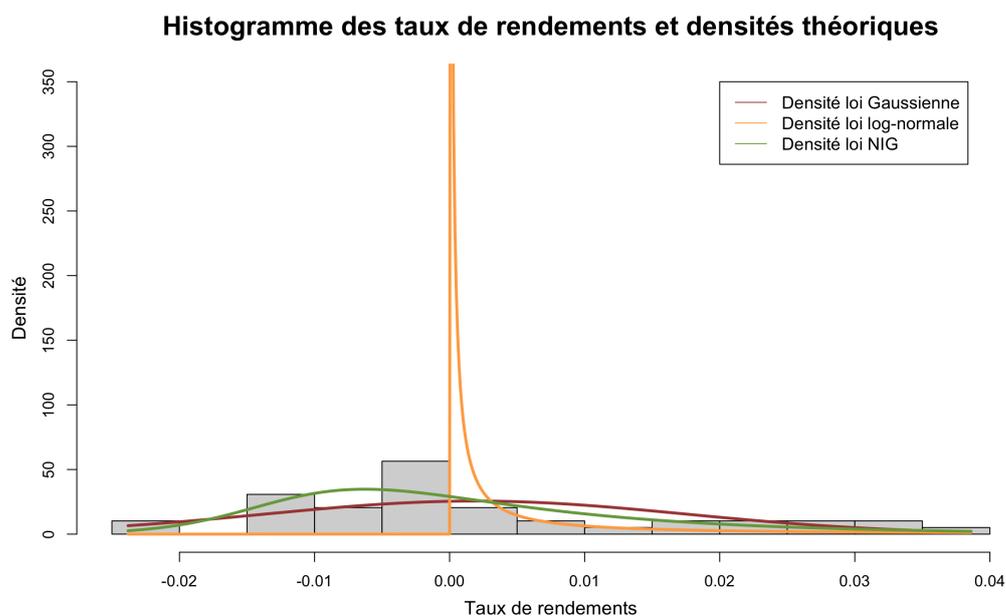


FIGURE 5.28 – Vacance - Comparaison de l'histogramme des taux de rendements avec les densités des lois ajustées

La loi log-normale n'est pas appropriée, sa densité n'est pas adaptée à l'histogramme empirique : d'une part, la loi n'est pas définie sur le périmètre des valeurs négatives et d'autre part, la hauteur

du pic de distribution est largement surestimée par la modélisation. Les deux autres densités ajustées (Gaussienne et NIG) sont assez similaires et plus adaptées à la distribution empirique.

**Diagramme quantile-quantile (Q-Q plot) :**

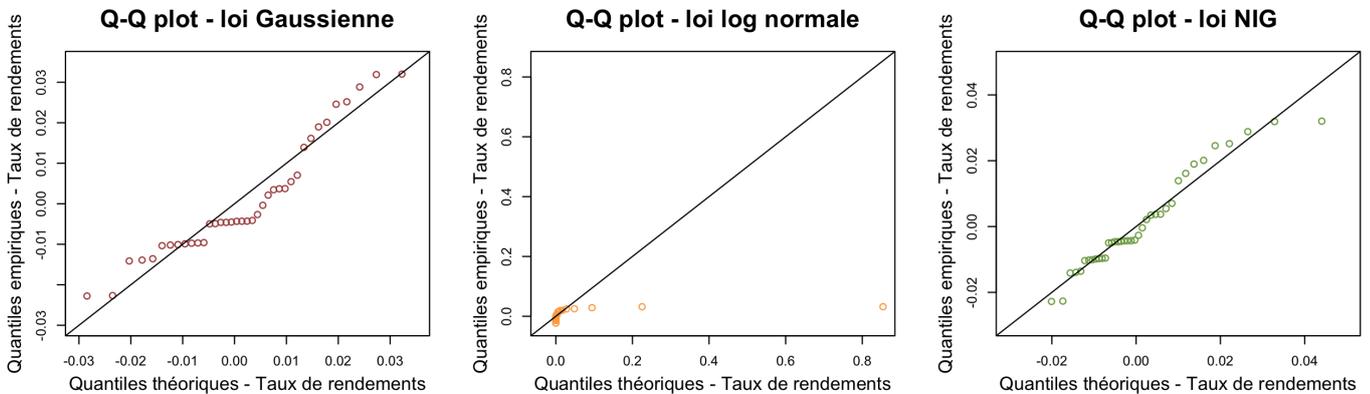


FIGURE 5.29 – Vacance - Diagrammes quantile-quantiles pour les lois Gaussienne, log-normale et NIG

La conclusion est identique à celle donnée précédemment à partir de l’histogramme : la loi log-normale n’est pas adaptée à la distribution empirique. Contrairement aux diagrammes des lois Gaussienne et NIG, sur le diagramme correspondant à la loi log-normale, les points ne suivent pas la première bissectrice.

**Test de Kolmogorov-Smirnov :**

Distribution	Statistique de test	P-value	Accepte $H_0$ (à 5%)
Loi Gaussienne	0,18926	0,107	OUI
Loi log-normale	0,58974	1,887e-13	NON
Loi Normale Inverse Gaussienne (NIG)	0,12138	0,572	OUI

TABLE 5.31 – Vacance - Résultats du test de Kolmogorov-Smirnov

Pour les lois Gaussienne et NIG, la p-value est supérieure à 5%, ce qui conduit à accepter  $H_0$ . Il peut donc être considéré que la distribution empirique des taux de rendements du paramètre de vacance correspond aux distributions théoriques testées. Pour la loi log-normale, la p-value est inférieure à 5%, ce qui conduit à rejeter  $H_0$ . Ainsi, la distribution empirique des taux de rendements ne suit pas une distribution log-normale.

Les tests d’adéquation réalisés permettent d’exclure la loi log-normale des lois candidates pour modéliser le paramètre de vacance. De plus, la loi Gaussienne et la loi NIG donnent des résultats très proches sur l’ensemble des tests. Une seule loi sera conservée. En se fondant sur les résultats du test Kolmogorov-Smirnov, la loi Normale Inverse Gaussienne sera utilisée pour la suite de l’étude.

## Annexe n°3 : Analyse de l'adéquation de distributions théoriques à la distribution empirique de l'IPD.

Cette annexe est consacrée à la présentation exhaustive des résultats de l'analyse de l'adéquation de distributions théoriques à la distribution empirique de l'indice IPD France Résidentiel. Elle complète la section 5.3.2 dans laquelle seules les grandes conclusions de l'analyse ont été présentées.

Les trois lois comparées dans cette section sont la loi Gaussienne, la loi log-normale et la loi Normale Inverse Gaussienne.

**Paramètres calibrés des trois distributions à partir de la distribution empirique :**

Espérance $\mu$	Ecart-type $\sigma$
3,89%	4,36%

TABLE 5.32 – IPD - Paramètres calibrés de la distribution Gaussienne

Espérance $\mu$	Ecart-type $\sigma$
-3,65	0,81

TABLE 5.33 – IPD - Paramètres calibrés de la distribution log-normale

Paramètre de forme $\alpha$	Paramètre de forme $\beta$	Paramètre de position $\mu$	Paramètre d'échelle $\delta$
102,11	68.81	-0,0293	0,0748

TABLE 5.34 – IPD - Paramètres calibrés de la distribution Normale Inverse Gaussienne

**Comparaison graphique de la distribution empirique avec les densités des lois ajustées :**

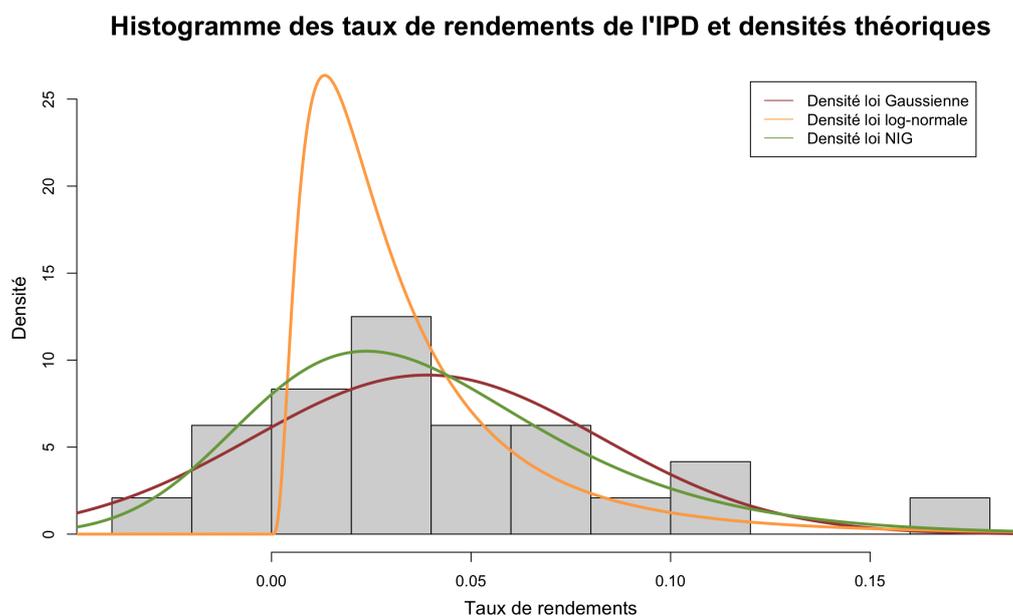


FIGURE 5.30 – IPD - Comparaison de l'histogramme des taux de rendements avec les densités des lois ajustées

La loi log-normale n'est pas appropriée, sa densité n'est pas adaptée à l'histogramme empirique : d'une part, la loi n'est pas définie sur le périmètre des valeurs négatives et d'autre part, la hauteur

du pic de distribution est largement surestimée par la modélisation. Les deux autres densités ajustées (Gaussienne et NIG) sont assez similaires et plus adaptées à la distribution empirique.

**Diagramme quantile-quantile (Q-Q plot) :**

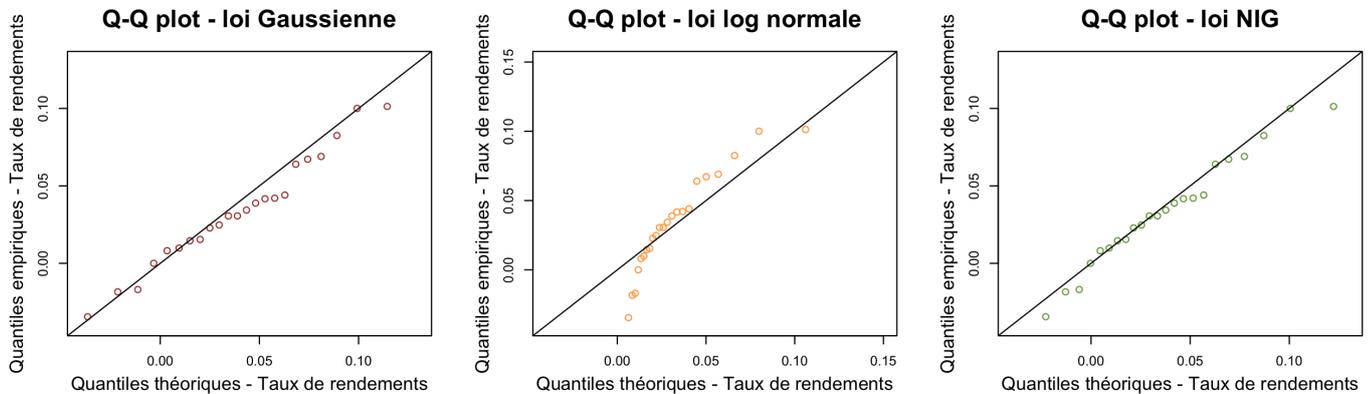


FIGURE 5.31 – IPD - Diagrammes quantile-quantiles pour les lois Gaussienne, log-normale et NIG

La conclusion est identique à celle donnée précédemment à partir de l'histogramme : la loi log-normale n'est pas adaptée à la distribution empirique. Contrairement aux diagrammes des lois Gaussienne et NIG, sur le diagramme correspondant à la loi log-normale, les points ne suivent pas la première bissectrice.

**Test de Kolmogorov-Smirnov :**

Distribution	Statistique de test	P-value	Accepte $H_0$ (à 5%)
Loi Gaussienne	0,16114	0,5103	OUI
Loi log-normale	0,16667	0,4678	OUI
Loi Normale Inverse Gaussienne (NIG)	0,10582	0,9251	OUI

TABLE 5.35 – IPD - Résultats du test de Kolmogorov-Smirnov

Pour les trois lois, la p-value est supérieure à 5%, ce qui conduit à accepter  $H_0$ .

Les tests d'adéquation réalisés permettent d'exclure la loi log-normale des lois candidates pour modéliser l'IPD. De plus, la loi Gaussienne et la loi NIG donnent des résultats très proches sur l'ensemble des tests. Une seule loi sera conservée. En se fondant sur les résultats du test Kolmogorov-Smirnov, la loi Normale Inverse Gaussienne sera utilisée pour la suite de l'étude.