

Une évaluation de l'impact du cadre Solvabilité 2 sur la détention action des assureurs

16 mars 2021



Direction scientifique : Julien Pénasse (University of Luxembourg) et François Dezorme (ILB)

1 Introduction

Le cadre Solvabilité 2, qui constitue le corpus de règles prudentielles européennes pour le secteur de l'assurance, est entré en vigueur au 1er janvier 2016 après plusieurs années de négociations. La directive, publiée en 2009, prévoit une clause de revue qui impose à la Commission européenne de proposer des amendements aux colégislateurs (Conseil de l'UE, composé de représentants des États membres, et Parlement européen) avant le 1er janvier 2021. Cet exercice a d'ores et déjà commencé avec l'envoi par la Commission d'une demande d'avis technique à l'autorité de supervision européenne en assurance (EIOPA) en février 2019 sur différents sujets, prévus par la clause de revue ou jugés prioritaires. L'EIOPA a publié le 17 décembre 2020 son avis technique à la Commission européenne au sujet de la révision du régime prudentiel Solvabilité 2. La Commission européenne doit maintenant travailler à la rédaction de ses propositions législatives attendues pour le troisième trimestre 2021.

Cette demande d'avis inclut notamment un point sur le traitement prudentiel des investissements à long-terme des assureurs, en lien avec le projet d'union des marchés de capitaux (UMC) de la Commission Européenne et dont l'un des objectifs est de réduire la dépendance des entreprises au système bancaire, en particulier en ce qui concerne les investissements à long-terme.

Cette note propose de quantifier l'effet éventuel du traitement prudentiel des actions sur la part que ces actifs représentent dans le bilan des assureurs. Les chiffres disponibles suggèrent en effet que l'entrée en vigueur de Solvabilité 2 aurait pu inciter les assureurs à réduire leur exposition actions du fait du traitement prudentiel de ce type d'actifs. Notre étude permet d'éclairer la calibration du modèle prudentiel—sans préjuger de l'effet bénéfique ou non d'un financement en action sur l'économie européenne.

Pour quantifier l'impact hypothétique de Solvency 2 sur l'investissement des assureurs vie, nous étudions le problème de choix de portefeuille optimal d'un investisseur de long terme. Notre approche économétrique utilise les rendements historiques des actifs pour ensuite calibrer un modèle de choix de portefeuille aux positions des assureurs vie observées. Notre modèle inclut une approximation des contraintes réglementaires, ce qui permet de mesurer l'effet de ces contraintes en calculant une allocation hypothétique, non observée, en levant ces contraintes.

Ce travail se situe dans la continuité du programme de recherche Allocation d'Actifs à Long Terme (AALT). Pour rappel, le programme AALT s'est intéressé au choix de portefeuille d'un investisseur de long terme, qui détermine son allocation non seulement à partir des performances attendues des actions et autres classes d'actifs de son univers d'investissement, mais aussi de leur capacité à couvrir son passif (Penasse and Poignard, 2018). Cette approche économétrique permet de tenir compte des performances de long terme des actions, et en particulier du fait que le risque de ces actifs décroît avec l'horizon d'investissement (Campbell and Viceira, 2002; Hoevenaars

et al., 2008; van Binsbergen and Brandt, 2015; Penasse, 2015), tout en prenant en compte, de façon simplifiée, le coût réglementaire du capital issu de la norme prudentielle Solvabilité 2.

Notre travail se distingue de la littérature précédente par la prise en compte plus fine de l'environnement d'investissement des entreprises d'assurance, des interactions actif-passif découlant de la participation aux bénéfices et de la contrainte exercée par le cadre prudentiel Solvabilité 2. En premier lieu, la modélisation des passifs d'assurance reflète de façon plus réaliste le passif réel des assureurs, en se concentrant sur les assureurs-vie. L'étude tient compte non seulement du profil de rémunération du passif imposé par le code des assurances, mais aussi de son profil d'amortissement. En outre, la modélisation des contraintes réglementaires intègre l'ensemble des paramètres créateurs d'exigences de capital. Notre approche tient compte des mécanismes de détermination du Solvency Capital Ratio (SCR), qui repose sur un choc amorti par des capacités d'absorption des pertes par les impôts différés et les provisions techniques. Notre modélisation demeure cependant très simplifiée au regard de la régulation existante, mais présente l'avantage d'être en accord avec les faits stylisés caractérisant les rendements des actifs à long terme.

Nos résultats font apparaître un effet marqué des contraintes réglementaires, qui s'accroît avec l'horizon. Pour un horizon de 10 ans, l'allocation non contrainte en actions est approximativement de 27%, alors que l'allocation contrainte est de l'ordre de 12%, une chute de 15 points, soit plus de la moitié de l'allocation non contrainte.

2 Allocation d'actif à long-terme

2.1 Allocation d'un assureur non régulé

Nous prenons le point de vue d'un investisseur cherchant à maximiser l'utilité associée à son ratio actif/passif à long terme. L'investisseur a potentiellement accès à plusieurs actifs et maximise à l'instant t son espérance d'utilité à un horizon $t + H$. Nous supposons des préférences qui sont courantes dans la littérature, à savoir une fonction d'utilité CRRA (constant relative risk aversion) :

$$\max_{\alpha_t} E_t \frac{F_{t+H}^{1-\gamma}}{1-\gamma}, \quad (1)$$

où $\gamma > 1$ est le coefficient d'aversion au risque et $F_{t+H} = \frac{A_{t+H}}{L_{t+H}}$ le ratio actif/passif (Leibowitz et al., 1994). L'actif à horizon $t + H$ est donné par

$$A_{t+H} = 1 + R_{A,t+H},$$

avec $R_{A,t+H} = R'_{t+H}\alpha_t$; R_{t+H} est un vecteur $(K + 1) \times 1$ de rendements et α_t un vecteur $(K + 1) \times 1$ de poids. Notons que nous nous concentrons sur un problème d'allocation statique, au sens où les poids sont fixes sur les périodes comprises entre $t + 1$ et $t + H$, comme dans Hoevenaars et al. (2008). Dans cet note, nous supposons que l'investisseur a accès aux actifs suivants : monétaire, actions, immobilier, obligations longues réinvesties, et un actif sans risque qui correspond à une obligation d'échéance $t + H$. Notons aussi que nous retrouvons le problème de choix de portefeuille classique lorsque $L_{t+H} = 1$.

L'ajout d'un passif crée une demande de couverture, qui va dépendre de la corrélation entre actif et passif. Le passif est donné par $L_{t+H} = 1 + R_{L,t+H} \times Z_{t+H}$ avec $R_{L,t+H}$ le rendement du passif. Le terme Z_{t+H} permet l'hypothèse d'un amortissement du passif; il s'agit du taux d'amortissement à maturité. Lorsque $Z_{t+H} = 1$, le passif est remboursé à maturité. A la place, nous supposons que Z_{t+H} est une variable aléatoire de loi,

$$Z_{t+H} = \exp\left(-\sum_{i=t}^{t+H} |z_i|\right),$$

où l'amortissement annuel $|z_t|$ suit une loi normale repliée de paramètres $\mu_z, \sigma_z : z_t \sim N(\mu_z, \sigma_z)$. La loi est approximativement normale pour $\mu_z \gg 0$, et garanti que l'amortissement a pour support $]0, 1[$.

Nous supposons que le rendement du passif correspond à 85% du rendement positif de l'actif : $R_{L,t+H} = \max(0; 0.85 \times R_{A,t+H})$. Cette hypothèse reflète la règle de redistribution qui impose aux assureurs de reverser aux souscripteurs d'assurances vie en euros 85% des bénéfices financiers réalisés grâce à leur épargne. Concernant la loi d'amortissement du passif, nous supposons que $\mu_z = 4\%$ et $\sigma_z = 1\%$. Cette hypothèse reflète la relative stabilité du passif des assureurs vie. En effet, on estime que les amortissements annuels sont de l'ordre de 2% en temps normal et de l'ordre de 4% en temps de crise.

En l'absence d'amortissement du passif, il est possible sous certaines hypothèses d'approximer la solution du problème de l'investisseur de long terme (1) (Campbell and Viceira, 2002; Hoevenaars et al., 2008). Dans notre cas, cependant, nous résolvons le problème numériquement par Monte Carlo. Nous abordons la dynamique des rendements $R_{A,t}$ ci-après, mais notons déjà que nous simulons 100,000 trajectoires des log rendements $r_{A,t}$, ce qui nous permet d'évaluer l'utilité espérée pour chaque vecteur de poids α_t . Par souci de réalisme, nous limitons les positions à 100% (20% pour l'immobilier) et interdisons la vente à découvert.

2.2 Contraintes réglementaires

Les règles de Solvabilité 2 imposent à l'assureur de dédier un capital pour limiter le risque de marché de son portefeuille. Ce capital réglementaire est supposé être rémunéré au taux forfaitaire de 6%. L'approche que nous avons retenue pour calculer l'impact de Solvency 2 consiste à calculer le rendement du portefeuille net de sa charge réglementaire. Plus précisément, le log rendement du portefeuille, corrigé du coût du capital réglementaire est égal à :

$$\tilde{r}_{A,t} = r_{A,t} - K^{reg}(\alpha_t) \log(1 + 6\%). \quad (2)$$

La charge en capital du portefeuille est composée de deux éléments : $K^{reg}(\alpha_t) = SCR_t(\alpha_t) + VIF_t(\alpha_t)$.

Le premier terme $SCR_t(\alpha_t)$ correspond au capital réglementaire proprement dit, qui est calculé à partir de chocs donnés pour chaque classe d'actif. Ce capital dédié dépend de chaque classe d'actif mais aussi la composition du portefeuille, via une matrice de corrélation entre les classes d'actifs. Notons SCR_i le poids en capital par classe d'actif i . Chaque charge dépend du poids de l'allocation dans le portefeuille. Par exemple, si les actions sont sujettes à un choc de 40%, le SCR action sera égal à $20\% \times 40\%$ si le poids de la classe action est de 20%. La charge en capital du portefeuille est alors égale à

$$SCR(\alpha) = \sqrt{\sum_{(i,j)} \rho_{i,j}^{reg} \times SCR_i \times SCR_j}, \quad (3)$$

où $\rho_{i,j}^{reg}$ est la corrélation « réglementaire » entre les classes actifs i et j .

Les chocs que nous avons retenus sont :

- Actions : $44\% \times 0.87 \times 0.43$;
- Immobilier : $25\% \times 0.87 \times 0.43$;
- Obligations : $3\% \times 0.87 \times 0.43$;
- Monétaire : 0%.

Le choc action suppose une position en action composée pour moitié d'actions cotées et pour moitié en action non-cotées. Le calcul des chocs tient compte de l'effet des impôts différés (13%) et de la capacité d'absorption des pertes par les provisions techniques (57%) (source : calculs ACPR).

Les corrélations réglementaires sont données par le Tableau 1.

Tableau 1 – Corrélations réglementaires Solvabilité 2

	Taux	Action	Immobilier	Obligataire
Taux	1	0.5	0.5	0.5
Action	0.5	1	0.75	0.75
Immobilier	0.5	0.75	1	0.5
Obligataire	0.5	0.75	0.5	1

Le second terme correspond à la *Value of in-force* (VIF).

$$VIF(\alpha) = \sum_i \alpha_i \times VIF_i, \quad (4)$$

où VIF_i est égal à

- Actions : 19%;
- Immobilier : 15%;
- Obligations : -2.5%;
- Taux court rollé : 0%.

(Source : CA Assurances).

Il s'agit là de l'effet marginal sur la VIF d'un assureur-vie d'un déplacement de l'allocation en faveur d'une des classes citées, signé négativement. La VIF étant un élément des fonds propres Solvabilité 2 permettant de financer le besoin en capital (SCR), et la détention d'actions impactant négativement ces fonds propres à hauteur de 19% de l'encours détenu par rapport à la détention de taux courts, ce manque à gagner en fonds propres est ici assimilé à un besoin en capital.

3 Modèle économétrique

3.1 Modèle VAR

Nous présentons à présent notre modèle économétrique des rendements. Une vaste littérature a documenté la capacité d'un certain nombre de variables à prédire les rendements futurs. Notre modèle nous permet de modéliser de façon jointe les rendements ainsi que ces variables prédictives. Comme nous l'illustrons ci-dessous, un Vecteur Autorégressif d'ordre 1 – VAR(1) – permet de capturer la prédictibilité en considérant l'interaction entre les rendements futurs et les rendements et autre prédicteurs passés. Ce modèle est fidèle à la littérature, cf., par exemple Campbell and Viceira (2002) :

$$X_t - \bar{X} = \Phi(X_{t-1} - \bar{X}) + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \Sigma), \quad (5)$$

où (X_t) est le vecteur des rendements des actifs (monétaire, actions, immobilier, obligations longues réinvesties) ainsi que plusieurs variables prédictives (les ratios dividende-prix et loyer-prix et le taux 10 ans). Le vecteur (ϵ_t) est le terme des erreurs, dont la loi est supposée être gaussienne, centrée et de variance covariance Σ . Ainsi, les rendements en t sont prédits par une relation linéaire des rendements et autres prédicteurs passés. Le vecteur \bar{X} , et les matrices Φ et Σ sont les paramètres clés de ce modèle.

Ce modèle, aussi simple soit-il, nous permet éventuellement de tenir compte des dynamiques de retour à la moyenne des actifs. Afin d'illustrer comment des relations de court terme nous permettent de calculer des relations de long terme, nous proposons d'étudier un cas particulier, plus simple, de notre modèle VAR donné par

$$r_{t+1} = \alpha + \beta z_t + u_{t+1}, \quad (6)$$

$$z_{t+1} = \phi z_t + v_t, \quad (7)$$

avec r le rendement d'un actif, par exemple un indice correspondant à un investissement en actions, ϕ est le coefficient d'autocorrélation du prédicteur, $\beta < 1$ le coefficient prédictif associé au prédicteur z . Ce dernier suit un processus AR(1) non explosif, i.e. $0 < \phi < 1$. Nous supposons que les erreurs u et v sont corrélées, avec en général une corrélation négative, $\sigma_{r,z} < 0$. La variance pour deux périodes s'écrit

$$\frac{1}{2} \text{Var}_t(r_{t+1} + r_{t+2}) = \frac{1}{2} \text{Var}_t(r_{t+1}) + \frac{1}{2} \text{Var}_t(r_{t+2}) + \text{Cov}_t(r_{t+1}, r_{t+2}) \quad (8)$$

$$= \underbrace{\sigma_r}_{\text{Variance 1 période}} + \overbrace{\frac{1}{2} \beta^2 \sigma_z^2}^{>0} + \underbrace{\beta \sigma_{r,z}}_{\text{Retour à la moyenne?}} \quad (9)$$

Elle se compose de trois termes. Le premier est la volatilité associée à une seule période σ_r . En l'absence de prédictibilité, $\beta = 0$ et la volatilité est égale à σ_r quel que soit l'horizon d'investissement. Le second terme correspond à l'impact de la volatilité des prédicteurs sur celle de l'actif. Son impact est toujours positif, mais a tendance à diminuer rapidement avec l'horizon (les coefficients ϕ et β étant nettement inférieurs à 1). Enfin, le dernier terme dépend de la corrélation entre les innovations u et v et est fortement négatif : c'est l'effet retour à la moyenne.

3.2 Données et approche économétrique

L'estimation de relation économétriques de long terme est un exercice délicat. Par définition, on s'intéresse à des mouvements des prix de basse fréquence, ce qui nécessite idéalement des données très longues, à supposer que ces données existent, soient fiables, et représentent des

phénomènes stables. En pratique, ces conditions sont rarement réunies. Une solution partielle à ce problème consiste à utiliser des données sur un grand nombre de pays, ce qui limite le risque d'estimation et produit des coefficients qui sont plus stables dans le temps que des coefficients estimés pays par pays. C'est l'approche que nous avons retenue pour l'estimation des matrices Φ et Σ , qui déterminent la persistance et les variances-covariances des rendements. Les rendements de long terme (le vecteur \bar{X}) sont notoirement difficiles à estimer Merton (1980). Nous avons décidé de calibrer ces paramètres, afin notamment de préserver la hiérarchie des rendements entre classes d'actifs. Le reste de cette section fournit les détails de notre approche et présente nos résultats d'estimation et notre calibration.

Nos séries financières consistent en des rendements monétaires, actions, immobiliers et obligataires pour seize pays développés ainsi que leurs variables prédictives (les ratios dividende-prix et loyer-prix et le taux 10 ans). Ces données sont fournies par Jordà et al. (2019) et sont disponibles depuis 1870, mais nous nous concentrons sur les données d'après-guerre. Nous présentons dans le tableau 2 les rendements moyens, volatilités, et ratios de Sharpe pour chacun des éléments de notre VAR ainsi que les résultats de notre calibration.

En ignorant pour l'instant l'immobilier, nous pouvons reconnaître la hiérarchie usuelle des rendements entre actions, obligations, et monétaire. La performance sur le long terme d'un investissement immobilier est une surprise, d'autant que les rendements immobiliers semblent nettement moins volatils que les rendements actions. Cependant, le calcul de tout rendement de long terme est un exercice incertain, en particulier s'agissant des rendements immobiliers. Les rendements immobiliers de long terme sont en effet encore assez mal documentés. Jordà et al. (2019) affirme que ces rendements sont très attractifs sur le long terme, mais le caractère réaliste de ces estimations fait débat. Par ailleurs, les rendements immobiliers sont très sensibles au taux de dépréciation et à la zone géographique retenus. Notons aussi qu'il s'agit de rendements pour un investissement en immobilier résidentiel, qui n'est pas nécessairement investissable. Enfin, un autre problème est que les indices immobiliers ont tendance à être trop « lisses » (par exemple, cf. Brounen and Eichholtz 2003). Les rendements immobiliers sont trop persistants, leurs autocorrélations surestiment la réalité. Cette surestimation de la persistance conduit également à sous-estimer la volatilité. Plutôt que de corriger la persistance de notre série immobilière, nous préférons ajuster sa tendance de long terme.

Tableau 2 – Rendements : statistiques et calibration

	Données (1945-2016)			Calibration		
	μ	σ	Sharpe	μ	σ	Sharpe
$r_{ct,t}$	5.10	3.61	–	0.50	3.61	–
$r_{e,t}$	12.00	21.56	0.32	4.50	21.56	0.19
$r_{h,t}$	11.54	8.42	0.77	3.50	8.42	0.36
$r_{b,t}$	6.83	8.47	0.20	1.50	6.78	0.15

Ce tableau présente les rendements moyens (μ), la volatilité (σ) ainsi que le ratio de Sharpe pour les rendements monétaires ($r_{ct,t}$), actions ($r_{e,t}$), immobiliers ($r_{h,t}$) et obligataires ($r_{b,t}$).

Notre calibration suppose un taux d'inflation de long terme faible et par conséquent un taux monétaire plus faible que sur la période disponible. Les rendements moyens sur les actions, l'immobilier et les obligations sont ajustés pour refléter la hiérarchie des risques entre classes d'actifs. La volatilité des rendements obligataires étant relativement élevée, nous l'avons réduit de 20% pour refléter un profil de duration que nous supposons plus prudent, ce qui permet de préserver un ratio de Sharpe obligataire qui nous semble raisonnable. Le ratio de Sharpe immobilier reste relativement élevé, ce qui peut se motiver par une prime de liquidité associés aux investissements immobiliers.

Nous calibrons également la courbe des taux de long terme, qui détermine le taux sans risque associé à chaque horizon. Nous supposons que le taux 1 an est de 0.5% et que les taux augmentent linéairement jusqu'à 1% pour l'échéance 20 ans.

Enfin, les matrices Φ et Σ sont estimés en utilisant l'estimateur des moindres carrés ordinaires, en imposant l'hypothèse d'homogénéité que les matrices sont les mêmes pour les seize pays considérés. Nous présentons dans le tableau 3 les résultats de l'estimation du modèle VAR. Ces coefficients sont conformes à la littérature, mais sont difficile à interpréter individuellement. En revanche, nous pouvons utiliser les matrices Φ et Σ pour calculer les volatilités en fonction de l'horizon d'investissement, qui sont elles facilement interprétables.

Tableau 3 – Estimation du VAR

	$r_{ct,t+1}$	$r_{e,t+1}$	$r_{h,t+1}$	$r_{b,t+1}$	$y_{10,t+1}$	dp_{t+1}	rp_{t+1}
$r_{ct,t}$	0.81***	-0.69	-0.23	-0.25	0.11**	-0.28	-0.05
(s.e.)	(0.04)	(0.60)	(0.17)	(0.22)	(0.05)	(0.54)	(0.20)
$r_{e,t}$	0.02***	0.00	0.05***	-0.04	0.01***	-0.23***	-0.05***
(s.e.)	(0.00)	(0.06)	(0.01)	(0.02)	(0.00)	(0.06)	(0.01)
$r_{h,t}$	0.03***	-0.28***	0.41***	-0.19***	0.03***	0.43***	-0.25***
(s.e.)	(0.01)	(0.10)	(0.06)	(0.05)	(0.01)	(0.14)	(0.06)
$r_{b,t}$	-0.05***	0.54***	-0.04	-0.18**	-0.04***	-0.44***	-0.09**
(s.e.)	(0.01)	(0.16)	(0.04)	(0.08)	(0.01)	(0.14)	(0.03)
$y_{10,t}$	0.14***	1.07	0.35*	1.60***	0.88***	0.35	0.45**
(s.e.)	(0.04)	(0.66)	(0.19)	(0.21)	(0.06)	(0.55)	(0.19)
dp_t	0.00	0.10***	-0.01	-0.01	0.00	0.75***	0.01**
(s.e.)	(0.00)	(0.03)	(0.01)	(0.01)	(0.00)	(0.03)	(0.01)
rp_t	0.00	0.02	0.07***	-0.02	0.00	-0.01	0.94***
(s.e.)	(0.00)	(0.05)	(0.01)	(0.01)	(0.00)	(0.04)	(0.01)
R^2	0.872	0.133	0.314	0.273	0.932	0.739	0.955
N	976	976	976	976	976	976	976

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

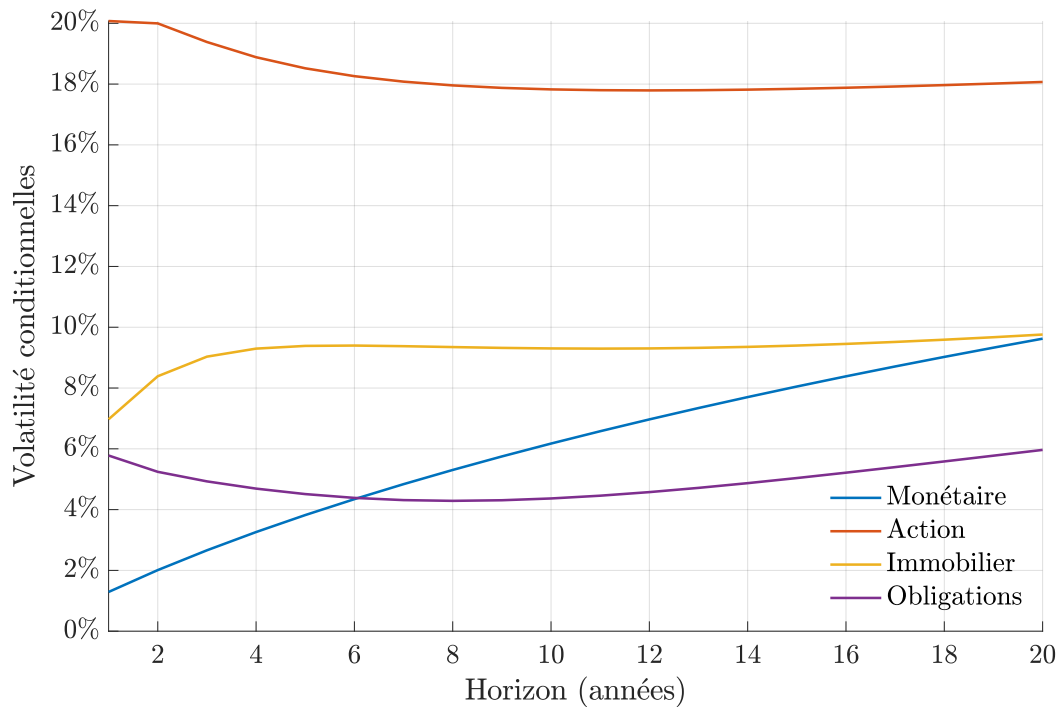
Le graphique 1 présente la structure par terme de la volatilité pour nos quatre classes d'actifs. Nous observons, en accord avec la littérature, la décroissance de la volatilité action avec l'horizon. Cette décroissance est, dans l'absolu, relativement modeste. Pour un horizon de 1 an la volatilité annualisée est de 20%, tandis que pour un horizon de 20 ans elle est approximativement de 18%. Au contraire, nous observons que le risque monétaire et immobilier s'accroît fortement avec l'horizon, alors que le risque obligataire décrit une légère courbe en U.

4 Résultats

Nous présentons les résultats de l'allocation d'actifs avec et sans contrainte Solvabilité 2 sur les graphiques 2 et 3. Pour construire ces allocations, par simplicité, nous initions les variables prédictives notre modèle VAR à leurs valeurs de long terme. Nous retenons un coefficient d'aversion au risque $\gamma = 7$, ce qui nous permet de reproduire approximativement le poids des obligations (approximativement 70%) que nous observons typiquement chez les assureurs vie.

En l'absence de contrainte, nous observons une répartition relativement paritaire et stable

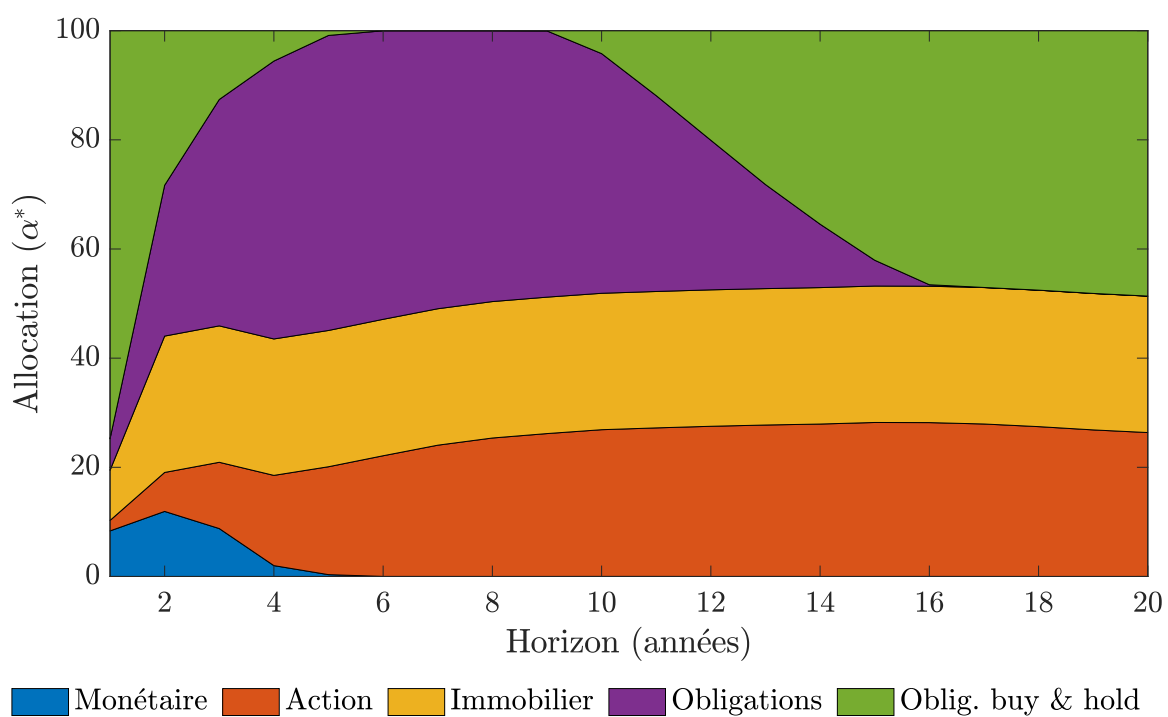
Graphique 1 – Volatilités en fonction de l’horizon d’investissement



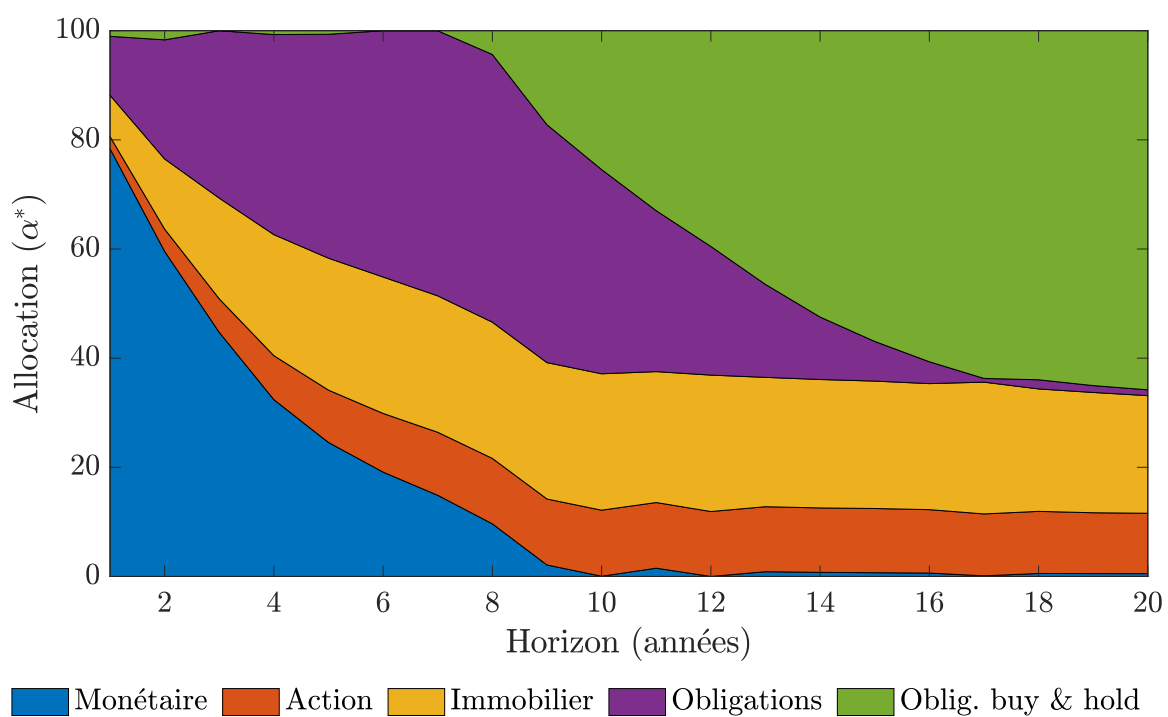
entre obligations et actions et immobilier (Graphique 2). En fonction de l’horizon, l’investisseur substitue les obligations détenues à maturité (actif sans risque, en vert) aux obligations risquées (violet). Par contraste, les allocations entre obligations et actions et immobilier sont stables pour des horizons dépassant cinq ans.

Ce premier graphique nous donne une image, à travers le prisme de notre modèle, de ce que serait l’allocation d’un assureur en l’absence de contrainte réglementaire sur son allocation. Nous montrons, sur le Graphique 3, les allocations lorsque les contraintes Solvency sont en place. Le graphique 4 montre la différence entre les deux allocations, classe d’actif par classe d’actif. Les allocations en actifs non-obligataires baissent sensiblement, ce qui est sans surprise, puisque la régulation pénalise davantage les actifs les plus risqués. Nous voyons apparaître une relative pentification des allocations actions et immobilier. Pour les horizons relativement courts, nous remarquons aussi une augmentation de l’allocation monétaire, au détriment des obligations sans risque, conséquence logique de la non-pénalisation des actifs monétaires par le régulateur.

Graphique 2 – Allocation d'actif (sans contrainte Solvabilité 2)



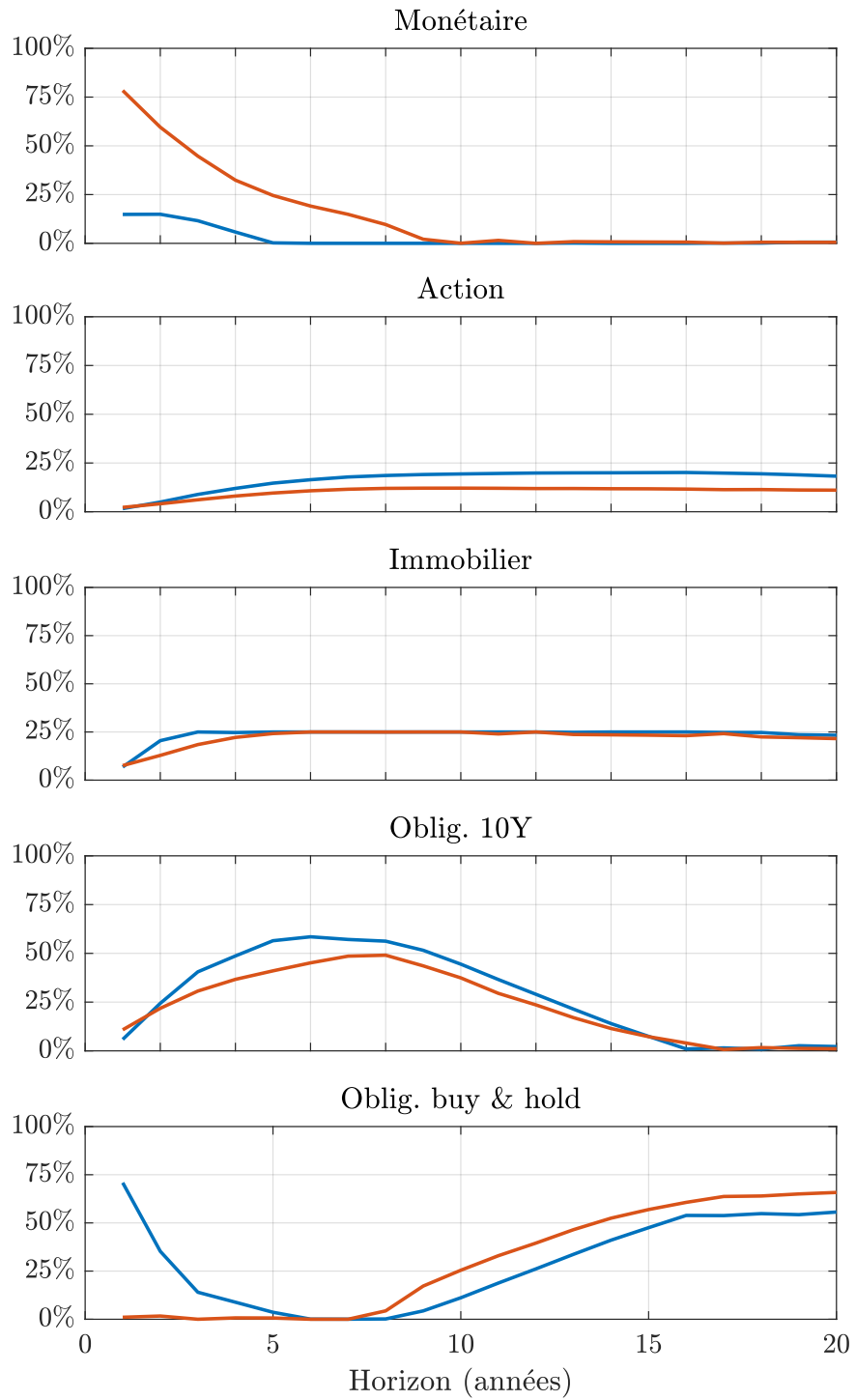
Graphique 3 – Allocation d'actif (avec contrainte Solvabilité 2)



Le graphique 5 se concentre sur l'impact des SCR et de la VIF sur l'allocation en actions. Pour construire le graphe A, nous partons de l'allocation sans contrainte et imposons uniquement la tarification du capital réglementaire imposée par les SCR. Pour le graphe B, nous nous tenons compte de de l'effet sur les fonds propres Solvabilité 2 (VIF), en plus de l'effet de l'exigence en capital de solvabilité (SCR). Enfin, le graphe C reflète le cumul des effets Solvabilité 2 liés sur l'exigence en capital et sur les fonds propres, et correspond donc à la différences entres les allocations actions représentées sur les graphique 4.

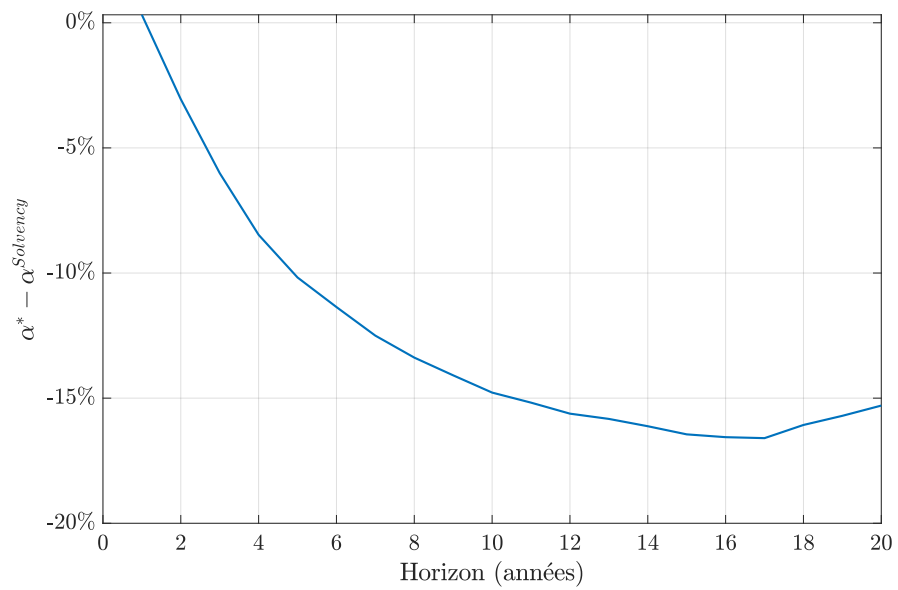
L'effet de la réglementation est relativement similaire pour les SCR et la VIF. Il s'accroît d'abord avec l'horizon et présente un maximum pour des horizons de 10-12 ans, pour ensuite atteindre un plateau. L'impact cumulé, pour des horizons relativement longs est in fine non négligeable. Par exemple, à 10 ans, l'allocation non contrainte en actions est approximativement de 27%, alors que l'allocation contrainte est de l'ordre de 12%, une chute de 15 points, soit plus de la moitié de l'allocation non contrainte.

Graphique 4 – Allocation par actif avec et sans SCR



Note : allocation d'actif sans contrainte Solvabilité 2 (en bleu) et avec contrainte Solvabilité 2 (en rouge).

Graphique 5 – Impact sur l'allocation actions



5 Conclusion

Dans cette note, nous avons étudié le choix de portefeuille optimal d'un investisseur de long terme. Notre approche repose sur un modèle économétrique des rendements des actifs tenant compte du profil de risque des actifs, qui varie en fonction de l'horizon d'investissement. Nous avons estimé ces dynamiques en exploitant les données historiques d'après-guerre dans un panel de 16 pays développés. Notre approche fait aussi appel à la calibration, afin de reproduire une allocation d'actif conforme à la réalité, tout en obtenant des rendements de long terme raisonnables.

Nos résultats font apparaître un effet marqué des contraintes réglementaires, qui s'accroît avec l'horizon. Pour un horizon de 10 ans, l'allocation non contrainte en actions est approximativement de 27%, alors que l'allocation contrainte est de l'ordre de 12%, une chute de 15 points, soit plus de la moitié de l'allocation non contrainte.

Références

- Brounen, Dirk, and Piet M.a Eichholtz, 2003, Property, Common Stock, and Property Shares, *The Journal of Portfolio Management* 29, 129–137.
- Campbell, John Y., and Luis M. Viceira, 2002, *Strategic Asset Allocation* (Oxford University Press, Oxford, UK).
- Hoevenaars, Roy P.M.M., Roderick D.J. Molenaar, Peter C. Schotman, and Tom B.M. Steenkamp, 2008, Strategic asset allocation with liabilities : Beyond stocks and bonds, *Journal of Economic Dynamics and Control* 32, 2939–2970.
- Jordà, Òscar, Katharina Knoll, Dmitry Kuvshinov, Moritz Schularick, and Alan M Taylor, 2019, The Rate of Return on Everything, 1870–2015, *Quarterly Journal of Economics* 134, 1225–1298.
- Leibowitz, Martin L., Stanley Kogelman, and Lawrence N. Bader, 1994, Funding Ratio Return, *Journal of Portfolio Management* 21, 39–47.
- Merton, Robert C., 1980, On estimating the expected return on the market : An exploratory investigation, *Journal of Financial Economics* 8, 323–361.
- Penasse, Julien, 2015, Return Predictability : Learning from the Cross-Section, Technical report, University of Luxembourg.
- Penasse, Julien, and Benjamin Poignard, 2018, Allocation d’actifs à long terme, Technical report, Institut Louis Bachelier.
- van Binsbergen, Jules H., and Michael W. Brandt, 2015, Optimal Asset Allocation in Asset Liability Management, in Pietro Veronesi, ed., *Handbook of Fixed Income Securities* (Wiley, New York City).