

LA GESTION STRATÉGIQUE D'ACTIFS D'UN FONDS DE RÉSERVE FACE AU RISQUE FINANCIER

STÉPHANE HAMAYON

Économiste, Harvest

FLORENCE LEGROS

Professeur, université Paris Dauphine

Les effets des récentes turbulences financières posent la question de la sensibilité du fonds de réserve pour les retraites à une crise boursière. Pour éclairer ce problème complexe, nous avons placé le fonds dans un environnement virtuel stylisé. Ainsi, tant la dynamique du prix des actifs risqués que celle du besoin de financement du régime par répartition que supplée le fonds ont été simulées. Cette modélisation nous a permis d'encadrer les stratégies de placement minimisant le risque de défaillance du fonds de réserve, puis d'analyser sa sensibilité face à un krach boursier. Les résultats suggèrent que la part des actions dans les allocations stratégiques a plutôt tendance à être sous-pondérée et nous alertent, par ailleurs, sur l'inquiétante faiblesse de l'abondement du fonds de réserve au regard de sa mission présumée.

Il y a, sans conteste, de nombreuses manières d'aborder la problématique du risque inhérent à l'utilisation des revenus du capital pour financer les retraites. Pour analyser les relations entre retraites et risques financiers, notre approche, qui ne présente donc qu'un des angles d'attaque possibles, se concentre sur l'étude du processus qui régit le prix des actifs risqués et sur son impact sur la gestion d'actifs d'un fonds de réserve.

La nature de ce processus fait l'objet de nombreuses controverses et notre propos n'est pas de prendre parti dans ce débat ouvert et complexe mais, plus modestement, de cerner l'éventail des risques associés aux visions antagonistes du fonctionnement des marchés financiers.

Notre modélisation repose sur l'appareil calculatoire de la finance traditionnelle et néglige la recherche appliquée qui s'en éloigne (lois asymétriques, risques

extrêmes...). Cette liberté nous permet de proposer une carte relativement simple d'un territoire complexe et, ainsi, de définir un modèle maniable, facile à imbriquer dans la dynamique d'un fonds de retraite. En outre, on peut penser que horizon d'épargne très long des fonds de réserve se prête davantage aux simplifications que l'analyse financière à plus court terme.

Loin de nous éloigner du sujet, ce survol des théories extrêmes a pour finalité de nous interroger sur l'existence de stratégies d'allocations distinctes, selon la dynamique présumée du prix des actifs, et sur la sensibilité de ces stratégies à une crise financière.

Pour donner du corps à l'exposé, l'exercice de modélisation est appliqué au cas français au travers d'un fonds de lissage auquel on a grossièrement prêté les caractéristiques du Fonds de réserve pour les retraites¹ (FRR).

Pratiquement, l'article s'articule en trois parties. Compte tenu du rôle central que jouent les actifs risqués dans la stratégie d'allocation d'un fonds de réserve, la première partie de notre exposé se focalise sur la modélisation des marchés action français. Mais la gestion financière d'un fonds de réserve est également dépendante de sa mission et des perspectives du régime par répartition qu'il supplée. C'est pourquoi, dans une seconde partie, nous nous dotons d'une simulation de référence concernant l'évolution de l'équilibre financier du régime de base de retraite. Enfin, dans le dernier chapitre, combinant les différents éléments d'environnement du fonds, nous cherchons par le biais de simulations stochastiques à identifier les stratégies d'allocations susceptibles de minimiser le risque de défaillance du fonds.

Un éclairage sur la modélisation du cours des actions

Au-delà des vertus classiques de lissage intertemporel des ajustements que l'on prête à la constitution de réserves par épargne, un argument de pure opportunité milite en leur faveur. Il y a tout lieu de penser que le rendement implicite de la répartition, qui dépend des évolutions démographiques et des progrès de productivité, restera à horizon visible durablement inférieur à celui offert par les actifs financiers. L'un des objectifs des fonds de réserve – qui justifie leur existence temporaire – est donc de tirer parti de ce différentiel de rendement. Pour remplir cette mission, les fonds de réserve doivent investir une partie de leurs ressources sur des véhicules à haut rendement, c'est-à-dire sur des actifs risqués. La contrepartie d'un tel investissement se traduit par un surcroît de volatilité généralement fonction de la durée d'épargne. Compte tenu de l'horizon de placement long des fonds de réserve, la nature présumée de la relation entre rendement et risque – et de son évolution au cours du temps – détermine pour l'essentiel le choix

des allocations stratégiques. Or, les soubassements de cette relation centrale restent controversés. C'est pourquoi il nous a paru nécessaire de baliser le contour des différentes conceptions de la dynamique du cours des actions avant de se pencher sur la gestion d'actifs des fonds de réserve.

■ Convergence ou efficience : le débat sur la dynamique des cours reste ouvert

La nature du processus qui régit les prix des actifs financiers fait l'objet de nombreux débats. Certains auteurs considèrent, dans la mouvance de Louis Bachelier (1900), que les prix des actifs risqués suivent une marche aléatoire, c'est-à-dire un processus sans mémoire dans lequel les chocs sont permanents ; d'autres arguent que les mouvements extrêmes de prix observés sur les marchés financiers sont transitoires, c'est-à-dire qu'une forte variation dans un sens est suivie de mouvements de sens opposés qui corrigent tendanciellement la déviation initiale et ramènent les prix des actifs vers leurs valeurs fondamentales. Comme le mécanisme de correction des mouvements extrêmes est d'autant plus probable que la durée de placement est longue, l'allongement de la durée de placement conduit donc à une réduction du risque.

La théorie des marchés financiers est née au début des années soixante dans le sillage de la définition de l'efficience des marchés financiers donnée par Fama (1965). C'est, en effet, dans l'article fondateur « The Behavior of Stock-Market Prices » que Fama postule qu'« *un marché financier est dit efficient si, et seulement si, l'ensemble des informations disponibles concernant chaque actif financier coté sur ce marché est immédiatement intégré dans le prix de cet actif* ».

Il découle de cette théorie que si les marchés sont efficaces, ils sont imprédictibles et suivent une marche aléatoire. À la suite de ces travaux pionniers, beaucoup d'efforts ont été déployés pour tester l'efficience des marchés financiers.

◆ Une évaluation empirique de l'efficience des marchés

Depuis la contribution de Lo et MacKinlay (1988), le test du « ratio de variance » et ceux qui s'inscrivent dans son prolongement – comme le test non paramétrique de Wright (2000) par exemple – sont devenus les outils privilégiés d'analyse de l'efficience des marchés.

C'est logiquement ce type de test que nous avons retenu pour expérimenter l'hypothèse de marche aléatoire sur des données françaises, ce qui revient à tester la forme faible de l'efficience qui argue qu'il n'est pas possible de tirer parti des informations passées pour prévoir l'évolution future du prix d'un actif.

Plus précisément, nous avons repris le script donné par Campbell et alii (1997) pour le test du ratio de variance. L'intuition derrière le test du ratio de variance est la suivante : si le cours des actifs suit une marche aléatoire, alors sa variance croît linéairement avec l'intervalle des observations. Il en découle que la variance des rendements r_t sur une période q doit être approximativement égale à q fois la variance sur une période. Si on note $\text{Var}(r(q))$ la variance de la somme des différences premières du logarithme des cours sur la période q , alors le test du ratio de variance VR se note :

$$\text{VR}(q) = \frac{\text{Var}(r(q))}{q\text{Var}(r)}$$

Lo and MacKinlay ont montré que pour $q=2$, $\text{VR}(2)-1=r(1)$, où $r(1)$ est le coefficient d'autocorrélation du premier ordre.

Un ratio proche de l'unité suggère une marche aléatoire, tandis qu'une déviation significative indique une autocorrélation des rendements. Un ratio de variance inférieur à l'unité plaide pour un processus de « retour vers la moyenne » (*mean reversion process*).

■ Une application au marché boursier français

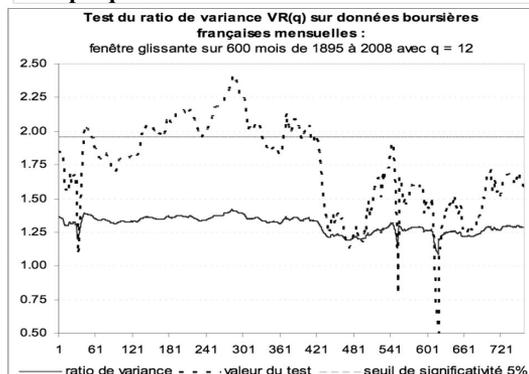
Afin d'étudier l'efficience au sens faible du marché boursier français, nous avons travaillé sur les séries des performances des actions (dividendes réinvestis) rétropolées sur longue période par Jacques Friggit² et sur les chroniques de « *total return* » calculées par Global Financial Data³, principal fournisseur pour des données financières historiques.

Les ratios de variance ont été calculés sur le logarithme du cours nominal des actions sur différentes profondeurs et à plus ou moins haute fréquence. Malgré une corrélation très élevée (98 %) entre nos différentes sources de données, nous avons privilégié les historiques de performance fournis par Global Financial Data qui déterminent des résultats plus contrastés. Ce constat démontre la forte sensibilité des tests de ratios de variance et soulève la question de la fiabilité des données, ou encore de l'homogénéité économique de la période sous revue. De fait, les résultats de ces tests sont assez instables dans le temps et fournissent des éléments pour le moins contradictoires selon la fréquence des données utilisées.

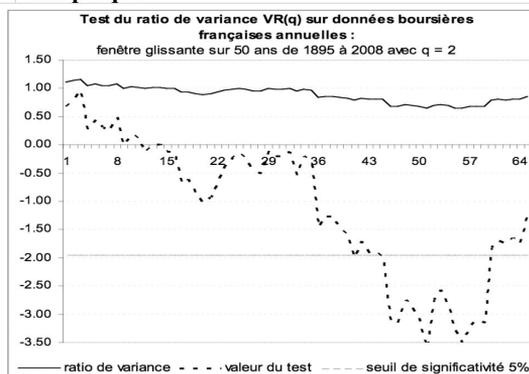
Afin de résumer la nature des résultats issus des croisements entre les périodes et les fréquences, les tests de ratios de variance ont été estimés sur une fenêtre glissante. La méthode favorise la synthèse visuelle des estimations. La lecture des graphiques montre que les tests effectués sur les séries mensuelles ne s'avèrent pas stables dans le temps et plaident plutôt en faveur du rejet de l'hypothèse nulle d'efficience des marchés (graphique 1). Les ratios calculés sont supérieurs à l'unité, ce qui suggère une corrélation sérielle positive des rendements à court terme.

En revanche, sur des fréquences annuelles, le verdict des tests est opposé : les ratios de variance sont inférieurs à l'unité, ce qui plaide pour un processus de retour vers la moyenne (graphique 2).

Graphique 1



Graphique 2



Ces résultats sont naturellement fragiles compte tenu des seuils de significativité calculés. Toutefois, loin d'être surprenant, l'antagonisme des tests est en ligne avec les résultats de Poterba et Summers (1988) qui trouvent des ratios de variance supérieurs à l'unité pour les observations de fréquences inférieures à l'année, et inférieurs pour les fréquences plus longues. Cela implique des rendements corrélés positivement sur les intervalles courts et négativement sur les intervalles supérieurs à l'année.

Les auteurs expliquent le phénomène par la présence de « composants transitoires dans des cours des actions ». Les imperfections des marchés (phénomènes de surinterprétation, emballements mimétiques et autres processus cumulatifs pour reprendre les principaux biais cognitifs) peuvent se traduire à court terme par des déviations significatives entre les cours boursiers et leur valeur fondamentale. Toutefois, à plus long terme, les mouvements excessifs seraient corrigés et les cours tendent vers un niveau économiquement compatible.

Cette batterie de tests, dont les résultats ne permettent pas de conclusion claire, justifie la démarche consistant à analyser la sensibilité des fonds de réserve face aux aléas boursiers au travers d'une double modélisation proposant une carte simple mais contrastée du processus de détermination du prix des actions.

Malgré la détection d'autocorrélation positive sur les séries à hautes fréquences, nous n'avons pas étudié cette modélisation qui reflète les anomalies de court terme sur les marchés et qui n'a pas de sens sur

l'horizon d'épargne des fonds de réserve. On a retenu, comme substitut, le cas où les rendements des actifs risqués sont régis par un pur bruit blanc gaussien. Cette hypothèse est vraisemblablement à long terme la configuration la plus défavorable. C'est pourquoi, l'objectif étant d'encadrer le risque de défaillance d'un fonds de réserve, les scénarios simulés sous cette conjecture détermineront la fourchette défavorable de nos évaluations.

La modélisation alternative à celle qui suppose l'efficacité des marchés correspond au cas où les ratios de variance sont inférieurs à l'unité. Cette configuration est nettement détectable sur les tests effectués sur données annuelles qui sont significatifs au seuil de 5 % sur la fin de la fenêtre d'estimation. Dans ce type de processus, la dynamique des cours est régie par un processus de retour vers la moyenne ou « *mean reversion* ». Les scripts calculés dans cette hypothèse correspondent à la fourchette favorable de nos simulations.

■ Un processus simple de retour vers la moyenne

L'hypothèse de « retour vers la moyenne » présume que les chocs sur les marchés boursiers ont un caractère transitoire et que, à plus ou moins long terme, un mouvement de sens opposé viendra corriger la déviation initiale pour rapprocher les prix des actifs de leur moyenne historique. Les modèles de ce type peuvent

revêtir de nombreuses formes. À l'instar de Metcalf et Hassett (1995), nous avons supposé que le prix des actifs risqués suivait un processus dans lequel la composante permanente est un mouvement brownien géométrique standard et la composante transitoire est un processus stationnaire d'Ornstein-Uhlenbeck.

$$dx/x = \{\alpha + \eta(x^*e^{at} - x)\}dt + \sigma dz$$

avec :

- x = prix d'un actif
- x* = niveau d'équilibre de long terme
- dz = \sqrt{dt} est l'incrément standard d'un processus de Wiener
- α = dérive par unité de temps (drift)
- σ = volatilité de x
- η = paramètre de « retour vers la moyenne » « *mean reversion* »

Une fois le modèle posé, il convient d'en estimer les paramètres. L'approximation de la valeur du paramètre η de retour vers la moyenne est notamment importante.

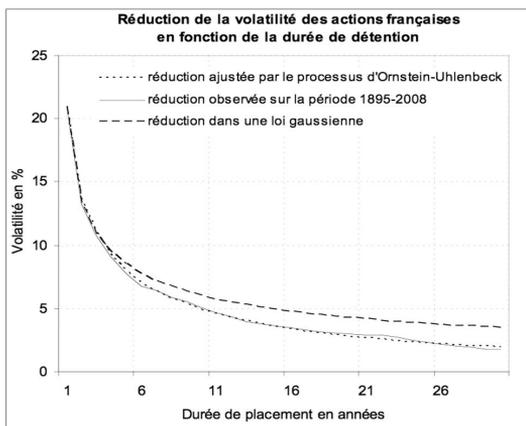
En première approche, les estimations économétriques sur les historiques de performance dont nous disposons pour la France déterminent des paramètres irréalistes (volatilité et retour vers la moyenne sont mal estimés). De ce fait, nous avons opté pour une méthode moins orthodoxe pour déduire la valeur de η . Le processus retenu a été intégré dans une simulation de type Monte Carlo, ce qui permet de créer artificiellement des séries chronologiques suivant soit un pur mouvement brownien ($\eta=0$), soit un processus hybride mixant mouvement brownien et retour vers la moyenne. Pour estimer le paramètre de « *mean*

reversion » de notre processus, nous avons cherché la valeur de η qui minimisait les écarts entre les densités des distributions observées et calculées sur différentes durées de placement. Les graphiques 3 et 4 illustrent la nature des résultats obtenus. Afin de ne pas alourdir l'exposé, nous ne représentons que la distribution

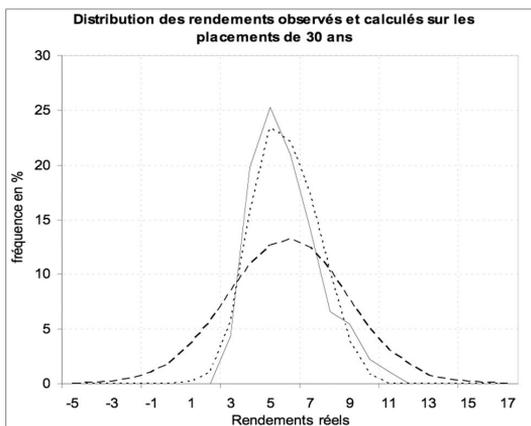
des rendements observés et simulés pour les placements de trente ans. Pour les autres durées de détention, la qualité des résultats est synthétisée par la comparaison des courbes de volatilité. Dans ce type d'estimation, on décèle une réduction du risque plus rapide que dans une loi gaussienne. Notre estimation sur des séries

françaises détermine une valeur de η proche de 10 % (soit une demi-vie de 6,5 ans) ce qui correspond à la fourchette basse des valeurs trouvées par les auteurs qui se sont livrés à des mesures beaucoup plus minutieuses. Balvers et alii (2000) trouvent des coefficients de retour vers la moyenne de l'ordre de 20 % (soit une demi-vie de 3,5 ans), Fama et French (1988) calculent des forces de rappel encore plus fortes. Ces écarts sont imputables aux méthodologies, mais aussi à la profondeur des chroniques sur lesquelles nous avons travaillé (1895-2008). Les auteurs qui concentrent leurs travaux sur l'estimation des paramètres de retour vers la moyenne sur les marchés financiers travaillent généralement sur des panels d'indices boursiers de plusieurs pays, plutôt que sur les performances sur très longue période d'un seul pays en raison de la présomption de moindre fiabilité des statistiques anciennes.

Graphique 3



Graphique 4



Nos résultats sont toutefois compatibles avec ceux obtenus par les auteurs travaillant sur les données d'une même place boursière. Ainsi, dans le sillage des travaux de Campbell et Viceira (2002), Bec et Gollier (2007) déterminent sur des données trimestrielles françaises une volatilité inférieure à 3 % pour un placement de vingt-cinq années. La mise en évidence de « *mean reversion* » sur des séries françaises conforte notre démarche. Soulignons cependant que les propriétés de retour vers la moyenne des chroniques boursières font largement débat. Par exemple, Philippe Jorion (2003) réfute violemment la thèse de diversification temporelle des risques (qui incline à détenir des allocations d'autant plus risquées que l'horizon de placement est long) et établit que la seule diversification efficace est géographique.

Nantis de nos modélisations stylisées de la dynamique du cours des actions, il nous est désormais possible d'apprécier l'influence de ces processus antagonistes sur la stratégie d'allocation d'actifs des fonds de réserve.

Le besoin de financement du régime général d'assurance vieillesse

Pour étudier la capacité d'un fonds de réserve à résister aux aléas des marchés financiers, il est indispensable de définir assez strictement son rôle au sein du régime de retraite. En effet, l'allocation d'actifs d'un fonds de réserve est totalement dépendante de sa mission et des perspectives du régime par répartition qu'il supplée. En premier lieu, il est donc nécessaire de se doter d'une simulation de référence concernant le régime de retraite par répartition. Le périmètre des projections est circonscrit au régime général d'assurance vieillesse (Cnav, Caisse nationale d'assurance vieillesse) et aux régimes alignés. Ce périmètre nous autorise à prêter à notre fonds les principales caractéristiques du FRR puisque sa mission est de combler tout ou partie des

besoins de financement prévisionnel de ces régimes. La maquette utilisée dans les projections s'inspire notamment du modèle de Blanchet (1992) et est décrite dans Hamayon et Legros (2001). Elle utilise des projections démographiques exogènes pour alimenter un modèle de croissance de type Solow.

■ Le cadre des projections

Pour les projections, nous avons repris les principales mesures paramétriques initiées lors de la réforme des retraites entreprise en 2003. Sans présager des dispositions qui découleront de l'issue des négociations en cours en 2008, nous avons supposé que le processus d'allongement graduel de la durée de cotisation se poursuivrait, portant cette durée à 164 trimestres d'ici à 2012 et à 168 trimestres à l'horizon 2020. Par ailleurs, dans un contexte européen caractérisé par une forte concurrence fiscale et l'absence de convergence des politiques sociales en Europe à horizon visible, nous avons considéré que les taux de cotisation resteraient maintenus à leur niveau actuel sur toute la période de projection. La poursuite du durcissement des modalités d'acquisition des droits à la retraite ne permettrait pas d'assurer l'équilibre financier des retraites à moyen terme. Nous avons donc présumé, comme l'envisage la réforme de 2003, que le déficit résiduel des régimes serait financé par un transfert des excédents de l'assurance chômage vers la branche retraite. Le scénario de référence table explicitement sur une amélioration durable du marché du travail conduisant à un taux de chômage inférieur à 5 % à partir de 2015. Dans ce schéma optimiste, l'assurance chômage deviendrait excédentaire et les cotisations qui lui sont versées pourraient baisser, et celles au profit de l'assurance vieillesse augmenteraient d'autant.

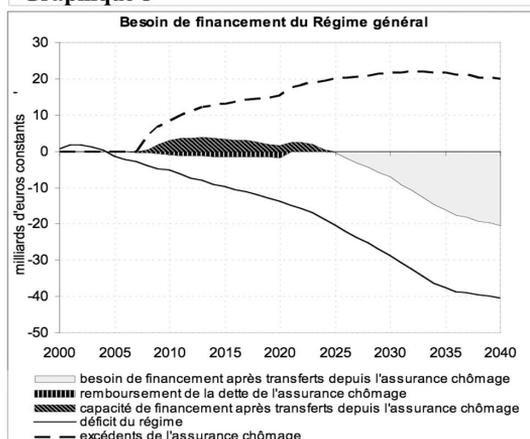
Pour le reste, le cadre démo-économique des projections est assez consensuel, le progrès technique exogène est supposé évoluer au taux de 1,8 %, les hypothèses démographiques retenues – espérance de vie, solde migratoire net – sont calquées sur celles du Conseil d'orientation des retraites (Cor, 2007).

■ Une simulation de référence

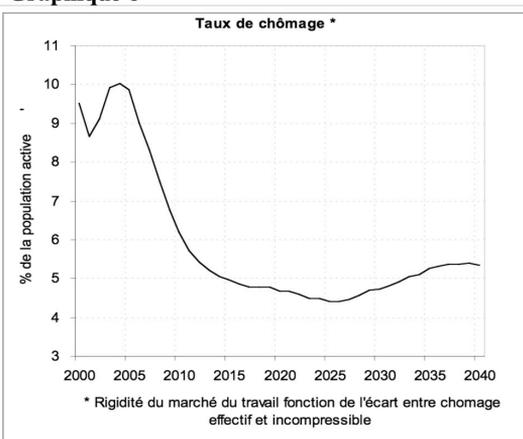
Les simulations effectuées sous ces hypothèses déterminent un déficit annuel de l'ordre de 40 milliards d'euros constants à l'horizon 2040 pour le régime général (graphique 5). Comblé ce déficit coûterait environ six points de cotisation. Le transfert des excédents de l'assurance chômage, largement tributaire de l'assainissement du marché du travail (graphique 6),

permettrait le maintien de l'équilibre du régime jusque vers 2025. Au-delà de ce terme, les déficits se creusant, le besoin de financement du régime d'assurance vieillesse ne serait que partiellement compensé par les ressources en provenance de l'assurance chômage. En 2040, terme des projections, le besoin de financement du régime général s'établirait autour de 20 milliards d'euros.

Graphique 5



Graphique 6



L'exercice de simulation n'a pas pour objet d'étudier l'impact des modifications paramétriques sur l'équilibre financier du régime de base des salariés mais, plus modestement, de déterminer une date raisonnée d'apparition des déficits et de calculer leur montant. Le calcul du besoin de financement du régime et de son calendrier prévisionnel nous est indispensable pour simuler la stratégie d'allocation d'actifs du fonds.

Quelle gestion d'actifs pour le fonds de réserve ?

Dans la réalité, l'utilisation future du fonds de réserve n'est pas strictement définie. Tout au plus sait-on que la mission du FRR est de combler une partie des besoins de financement prévisionnels de la

Cnav et des régimes affiliés (artisans, commerçants et salariés agricoles) et que ce fonds n'apportera aucune contribution financière à ces régimes avant 2020. Ses premiers « passifs » n'apparaîtront donc pas avant cette date. Compte tenu de notre problématique, ces éléments de stratégie demandent à être complétés. L'exercice de simulation requiert notamment une meilleure visibilité sur les décaissements à venir du fonds. C'est pourquoi, nous assignons assez arbitrairement au fonds de réserve l'objectif raisonnable de combler 20 % du déficit annuel du régime entre 2025, année d'apparition desdits déficits dans notre scénario, et 2040 fin des projections.

Le fonds de réserve est estimé à 33 milliards d'euros en 2007. On considère que l'abondement annuel du fonds est limité à sa seule ressource pérenne (la part du prélèvement de 2 % sur les revenus du patrimoine, soit environ 1,6 milliard d'euros en 2007). Les sommes investies par la collectivité dans le FRR ne peuvent être utilisées pour la diminution de la dette publique.

Par conséquent, à partir de 2020, le FRR est tenu de rembourser intérêts et capital sur la base d'un coût moyen (estimé aujourd'hui à 4,4 % en nominal par le Cor) qui correspond au coût des ressources publiques affectées au FRR et donc non utilisées pour désendetter l'État.

Ce point revêt une importance fondamentale : le FRR générera un surplus financier ⁴, destiné à financer une partie des besoins des régimes par répartition, uniquement s'il parvient à obtenir sur le long terme un rendement supérieur au coût moyen des emprunts d'État.

■ La stratégie d'allocation du fonds de réserve

Pour tenter d'encadrer le risque inhérent à un tel objectif de rendement, nous avons reconstitué la dynamique du fonds à partir des flux d'abondements et de décaissements déterminés par notre maquette démo-économique. Mais au lieu de placer les *cash flows* du FRR sur la base du rendement endogène relativement inerte déterminé par le bouclage macro-économique de notre modèle (qui donne le rendement du capital à partir de sa fonction de production), nous avons simulé le fonctionnement du fonds en reprenant les modélisations stylisées de la dynamique du cours des actifs risqués, préalablement définies à partir des observations passées. Concernant le contexte financier, nous nous plaçons dans un univers simplifié où il existe trois classes d'actifs (actions, obligations, monétaires) et dans lequel le rendement réel des actions est conforme à son niveau de long terme, soit 6,3 % pour les actions françaises. Par ailleurs, nous avons retenu l'hypothèse d'une prime de risque de 3,5 %, soit un niveau en ligne avec sa moyenne historique. Une conjecture moins favorable aurait naturellement une incidence notable sur l'accumulation des surplus financiers. Nous avons considéré, en outre, que le *spread* de signature entre les obligations du secteur privé et celles de l'État s'établirait à cinquante points de base. Une fois l'environnement macrofinancier esquissé, reste à simuler la gestion du fonds. À ce sujet, nous avons prêté aux gérants une stratégie de diversification

optimale reposant sur un critère d'« espérance-variance ». On suppose ainsi, dans le processus d'optimisation, que l'utilité de l'investisseur est fonction du couple « rendement/risque » de l'allocation sélectionnée. Nous appuyant sur les conclusions de Jondeau et Rockinger (2004), nous considérons par simplicité que, en présence de non-normalité modérée, le critère espérance-variance fournit une bonne approximation de la maximisation de l'utilité espérée.

Pratiquement, la fonction d'utilité prêtée aux gérants est classiquement du type

$$u = x^*e - (x^*c*x) / \gamma$$

avec :

- x = vecteur de poids des actifs
- e = vecteur du rendement des actifs (*expected return*)
- c = matrice des covariances
- γ = tolérance au risque de l'investisseur

L'objectif des gestionnaires consiste à trouver les allocations qui, simultanément, maximisent leur utilité et minimisent la probabilité de défaillance du fonds compte tenu des *cash flows* préalablement déterminés par le modèle démo-économique. Les variables du processus d'optimisation sont donc les poids des classes d'actifs et la valeur du paramètre de risque γ .

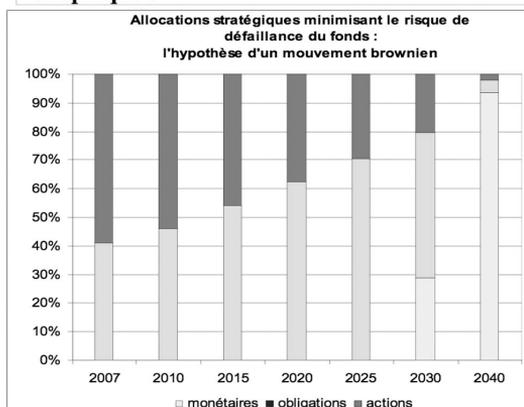
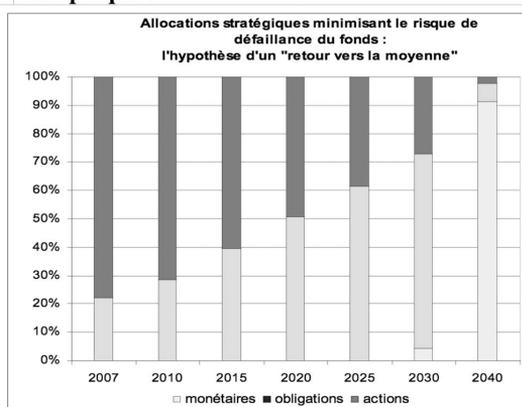
Du fait de l'hypothèse de constance du paramètre de tolérance au risque dans le temps et de la réduction de la volatilité des actifs avec la durée de placement, les frontières d'efficience se « verticalisent » avec le temps et les allocations qui maximisent l'utilité des gestionnaires contiennent d'autant plus d'actifs risqués que l'échéance de décapitalisation du fonds est lointaine.

■ Des stratégies d'allocations contrastées selon la modélisation du prix des actifs

Afin de déterminer la stratégie de placement minimisant le risque de faillite du fonds de réserve

dans son environnement stylisé, nous avons procédé à des simulations stochastiques en y intégrant, tour à tour, les paramètres de la dynamique des cours boursiers précédemment estimés. Il est alors facile, pour un processus donné, de simuler artificiellement les trajectoires possibles des rentabilités boursières. Les résultats déterminent des stratégies différenciées selon les propriétés que l'on prête au cours des actions. Les allocations stratégiques optimales obtenues dans l'hypothèse où le cours des actions suit un mouvement brownien (graphique 7) s'avèrent plus prudentes que celles déterminées dans l'hypothèse alternative où

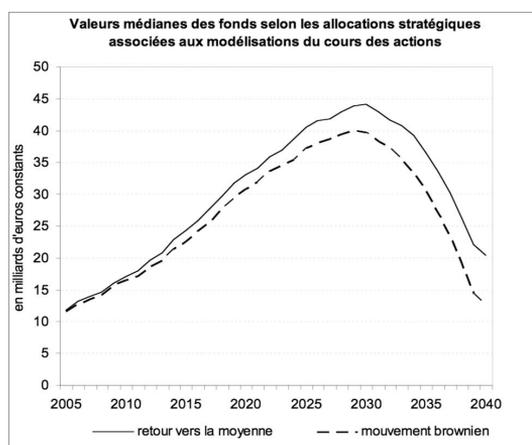
ces mêmes cours sont régis par un processus de retour vers la moyenne (graphique 8). Le résultat s'explique par des vitesses de réduction de la variance différentes selon les processus envisagés. La réduction de la variance des cours est fonction du temps dans un mouvement brownien, elle est plus rapide dans un processus de retour vers la moyenne. C'est donc sans surprise que l'on retrouve une moindre proportion d'actifs risqués dans les allocations stratégiques déterminées dans l'hypothèse d'un mouvement brownien (60 % d'actions contre 78 % dans l'hypothèse alternative en début de simulation).

Graphique 7**Graphique 8**

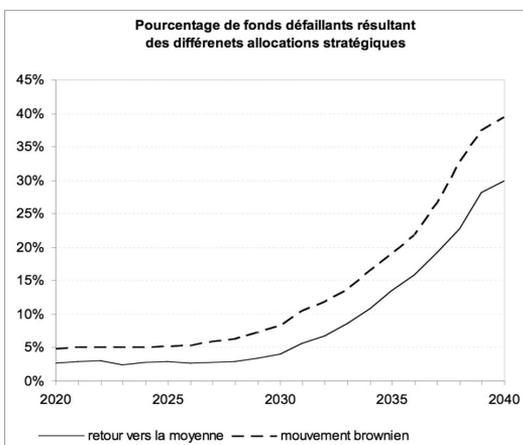
Compte tenu des abondements et des décaissements à venir, on peut calculer l'évolution probable du surplus financier destiné à financer une partie des besoins des régimes par répartition, c'est-à-dire la valeur du fonds disponible hors remboursement de la dette publique. Dans l'hypothèse d'un mouvement brownien, la valeur médiane du fonds s'établirait à 40 milliards d'euros constants avant 2030, contre presque 45 milliards dans le cas d'une dynamique de retour vers la moyenne (graphique 9). Au delà de ce terme, les montants accumulés par les fonds se réduiraient rapidement sous l'effet de la décapitalisation correspondant à la prise en charge de 20 % du déficit annuel du régime de base. En 2040, la valeur médiane des fonds serait ramenée à 13 et 20 milliards selon les hypothèses. La dispersion des résultats peut être illustrée par le pourcentage de fonds défaillants

résultant de la simulation des différentes allocations stratégiques (graphique 10). Le terme « fonds défaillants » a ici deux acceptations. À l'horizon 2020, les fonds défaillants sont ceux dont le rendement est inférieur au coût moyen des ressources affectées au désendettement ; au-delà, le qualificatif désigne les fonds dont le montant est insuffisant pour combler 20 % du déficit annuel du régime de base par répartition entre 2025 et 2040. Dans la modélisation dans laquelle les chocs sur les marchés ont un caractère transitoire, le pourcentage de fonds épuisés ressortirait à 30 % en 2040, soit dix points de moins que dans la simulation d'un mouvement brownien. La modélisation dans laquelle on simule une force de rappel de long terme sur le marché action détermine donc un fonds de lissage plus important et une moindre dispersion des performances probables des fonds.

Graphique 9



Graphique 10



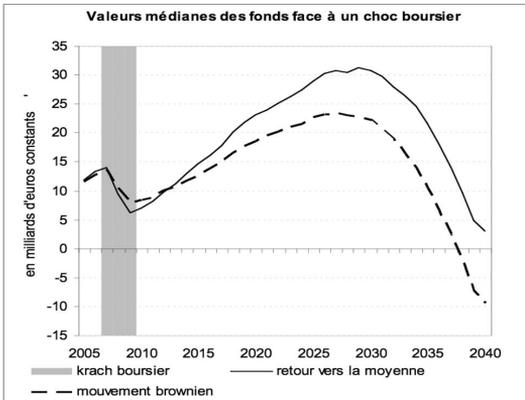
■ La simulation d'un krach boursier

L'actualité financière pose la question de la sensibilité du fonds de réserve face à une crise boursière. Pour apporter quelques éléments de réponse à ce problème complexe, nous avons simulé un recul marqué du cours des actions et estimé son impact sur la dynamique du fonds. Accessoirement, nous nous sommes interrogés sur l'opportunité de recourir, en cas de crise, à des stratégies de gestion plus ou moins prudentes. Soulignons que notre ambition n'est pas de définir la nature de l'allocation tactique à même de circonscrire les conséquences d'une crise sur les marchés financiers. L'objectif est hors de portée. L'exercice d'allocation reste abordé sous l'angle stratégique et ignore les évolutions de la conjoncture économique et boursière. Désireux de ne pas multiplier les simulations, nous avons généré assez arbitrairement un choc boursier de grande ampleur. Ce choc aurait un impact d'autant plus important que l'allocation stratégique des fonds est risquée (graphique 11). De fait, dans le cas du fonds modélisé sous l'hypothèse d'un retour vers la moyenne, la baisse de la valorisation serait de 56 % (contre un recul de 41 % dans l'hypothèse alternative). Au pire de la crise, la valorisation du fonds simulé dans un environnement brownien serait donc supérieure à celle du fonds étudié dans un *script* de retour vers la

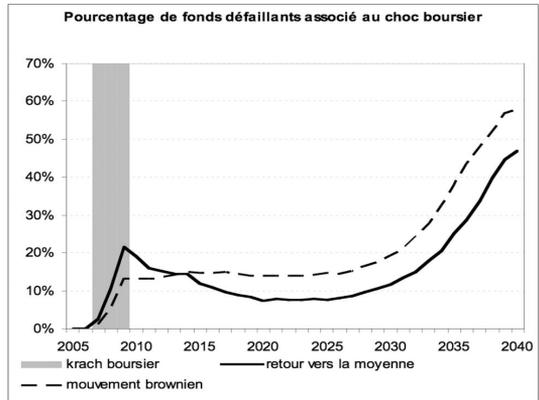
moyenne. Cette hiérarchie ne serait que transitoire et s'inverserait en quelques années en raison de la force de rappel qui tend à rapprocher les prix des actifs de leur moyenne historique dans le scénario de « *mean reversion* ».

L'incidence du choc boursier sur les fonds de réserve est clairement perceptible lorsqu'on s'intéresse à l'évolution du pourcentage des fonds défaillants (graphique 12). À la suite de la baisse du rendement des actions, on note un accroissement brutal du nombre de fonds dont le rendement est inférieur au niveau minimal requis pour dégager un surplus. Le phénomène est beaucoup plus marqué dans le scénario de retour vers la moyenne. Cependant, un mouvement de sens opposé venant corriger la déviation initiale, l'incidence du krach serait partiellement gommée à l'horizon 2020. Ce n'est pas le cas dans l'hypothèse où le cours des actions suit une marche aléatoire. Compte tenu du caractère permanent des chocs qui caractérise ce scénario, le krach se traduit par un effet d'échelon, soit une augmentation durable des fonds défaillants. En 2040, année de fin de projection, moins de 50 % des fonds seraient épuisés dans le scénario le plus favorable, contre presque 60 % dans la simulation d'une mouvement brownien. Dans ce dernier cas, compte tenu de la proportion de défaillance, le fonds médian ne pourrait pas remplir la mission qui lui incombe dans notre scénario.

Graphique 11



Graphique 12

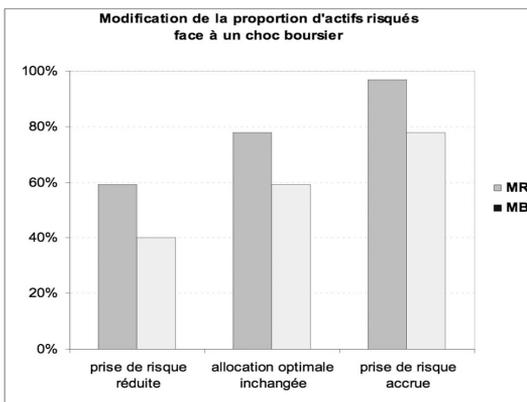


La lecture de ces résultats soulève une question légitime relative à la gestion d'actifs des fonds de réserve et conduit à s'interroger sur la capacité de politiques d'allocations stratégiques plus ou moins prudentes à mieux résister à une crise boursière. Pour tenter de répondre à cette interrogation, nous avons simulé la dynamique des deux fonds de réserve dans le cas où la prise de risque des gestionnaires serait réduite puis accrue. De manière assez subjective, nous avons supposé que cette politique se traduirait par une variation de respectivement - 10 % et + 10 % du poids des actions dans les allocations initiales. Les résultats sont résumés par les graphiques 13 et 14 sur lesquels les scénarios de mouvement brownien et de « mean reversion » sont respectivement notés MB et MR. Une stratégie plus risquée permettrait, au terme

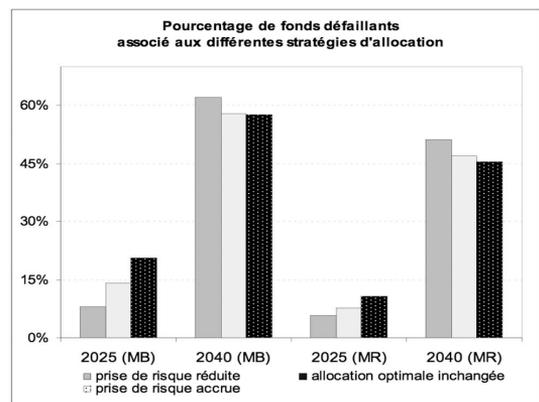
des projections, d'égaliser ou de très légèrement minorer la proportion de fonds défaillants ; mais cette convergence tardive se fait au détriment du nombre de fonds éligibles en début de décapitalisation, soit en 2025 dans notre scénario. Il y a moins de fonds éligibles au moment où apparaissent les premiers passifs du fonds. Toutefois, puisqu'on calcule une proportion équivalente de fonds défaillants en 2040, on en déduit que leur montant est en moyenne supérieur à celui que détermine la simulation de référence.

De même, une politique de réduction de la prise de risque ne conduit pas à remettre en cause la stratégie optimale. Elle se traduit par une proportion de fonds éligibles légèrement plus importante au moment des premiers passifs car la stratégie de réduction du poids des actions limite l'incidence du krach boursier.

Graphique 13



Graphique 14



Cependant, si le poids des fonds défaillants est légèrement plus faible que dans la simulation de référence, le surplus moyen accumulé est plus faible que dans les autres scénarios. Le déficit relatif de rendement, dû à la sous-pondération des actions, se traduit logiquement par un pourcentage de fonds épuisés significativement plus important au terme des projections. La modulation de la proportion d'actifs risqués dans les allocations stratégiques ne semble donc pas conduire à des résultats susceptibles de remettre en cause la nature des allocations calculées en l'absence de krach pour minimiser la proportion de fonds défaillants.

En guise de conclusion

Il n'est naturellement pas question de conclure étant donné la complexité du sujet. On se contentera toutefois de noter que, malgré un champ d'investigation somme toute assez restreint, l'exercice de simulation ouvre clairement deux pistes de réflexion.

En premier lieu, il existe manifestement des stratégies d'allocations distinctes selon la dynamique présumée du prix des actifs risqués. Si l'on pense que les rendements des actions ne sont pas déconnectés de la croissance économique potentielle, autrement dit si l'on admet qu'à long terme les performances des marchés reflètent, au moins pour partie, le rendement du capital qui est l'un des facteurs explicatifs de la croissance, alors il est vraisemblable que les actions sont sous-pondérées dans les allocations des fonds de retraite. Le diagnostic resterait valide face à un choc anticipé sur les marchés financiers.

En second lieu, en dépit d'une définition assez spécifique de la mission du fonds de réserve, les résultats des simulations laissent penser que, s'il reste abondé par ses seules ressources pérennes, le FRR devra probablement renoncer à apporter une contribution structurelle au financement des retraites et limiter plus modestement son ambition au lissage des transitions. Ce constat est d'autant plus préoccupant que, tant sur le plan démo-économique que sur le plan financier, nos hypothèses sont globalement optimistes.

Notes

1. www.fondsdereserve.fr/
2. Jacques Friggit, *Conseil général des Ponts et chaussées* : <http://www.adef.org/statistiques/>
3. <https://www.globalfinancialdata.com/>
4. Précisons qu'en l'absence d'informations précises sur la dynamique d'abondement passée du FRR, nous avons estimé de façon assez optimiste que le surplus disponible pour le financement des régimes représentait aujourd'hui environ 40 % du montant du fonds.

Bibliographie

- BACHELIER, L., « Théorie de la spéculation », *Annales scientifiques de l'École normale supérieure*, Séries 3, 17, 1900, pp. 21-86.
- BALVERS, R. ; WU, Y. ; GILLILAND, E., « Mean Reversion across National Stock Markets and Parametric Contrarian Investment Strategies », *Journal of Finance*, American Finance Association, vol. 55(2), 2000, pp 745-772, 04.
- BEC, F. ; GOLLIER, C., « *Assets Returns Volatility and Investment Horizon* : The French Case », IDEI Working Paper, n° 467, 2007.
- BLANCHET, D., « Retraites et Croissance à long terme : un essai de simulation », *Économie et prévision*, n° 105, 1992.
- CAMPBELL, J. ; LO, A. ; MACKINLAY, C., *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1997.
- CAMPBELL, J. ; VICEIRA, L. M., « Strategic Asset Allocation », *Clarendon Lectures in Economics*, Oxford University Press, 2002.
- CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES (COR), Quatrième rapport du Conseil d'orientation des retraites : « Retraites : questions et orientations pour 2008 », 2007, voir site internet www.cor-retraites.fr
- FAMA, E. F., « The Behavior of Stock-Market Prices », *Journal of Business*, 38(1), 1965, pp. 34-105.

- FAMA, E. F. ; FRENCH, K. R., « Permanent and Temporary Components of Stock Prices », *Journal of Political Economy*, vol. 96, n° 2, 1988, pp. 246-273.
- HAMAYON, S. ; LEGROS, F., « Construction and impact of a buffer fund within the French PAYG pension scheme in a demo-economic model », CESifo Working Paper, n° 531, 2001.
- JONDEAU, E. ; ROCKINGER, M., « Optimal portfolio allocation under higher moments », Banque de France, NER n° 108, 2004.
- JORION, P., « The Long-Term Risks of Global Stock Markets », *Financial Management*, vol. 32, n° 4, 2003.
- LO, A. ; MACKINLAY, C., « Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks : Evidence from a Simple Specification Test », *Review of Financial studies*, 1, 1988, pp. 41-66.
- METCALE, G.E. ; HASSETT, K. A., « Investment under alternative return assumptions : comparing random walks and mean reversion », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1995, 19 : pp. 471-1488.
- POTERBA, J. ; SUMMERS, L., « Mean reversion in stock returns: Evidence and Implications », *Journal of Financial Economics*, 22, 1988, pp. 27-59.
- WRIGHT, J., « Alternative variance-ratio tests using ranks and signs », *Journal of Business and Economics Statistics*, 18, 2000, pp. 1-9.

