



ÉCOLE POLYTECHNIQUE
CENTRE NATIONAL DE LA RECHERCHE SCIENTIFIQUE

Le coût du capital d'une mutuelle d'assurance

Pierre PICARD

May 29, 2016

Cahier n° 2016-06

DEPARTEMENT D'ECONOMIE

Route de Saclay
91128 PALAISEAU CEDEX
(33) 1 69333033
<http://www.economie.polytechnique.edu/>
mariame.seydi@polytechnique.edu

Le coût du capital d'une mutuelle d'assurance*

Pierre Picard[†]

May 29, 2016

Abstract

Tout assureur détient des fonds propres pour faire face aux aléas qui peuvent affecter le coût de ses engagements ou la rentabilité de ses actifs. Ces fonds propres sont détenus pour le compte des actionnaires lorsque l'assureur est une société d'assurance ou pour celui des assurés dans le cas d'une mutuelle. Dans le cas d'une société d'assurance, la rémunération des fonds propres prend la forme de distributions de dividendes ou de plus-values boursières, tandis que pour une mutuelle cette rémunération passe par des ristournes sur primes ou par le versement de dividendes réservés aux assurés. Dans chaque cas, les assureurs détiennent leurs fonds propres sous forme d'actifs pour le compte de leurs mandataires, actionnaires dans un cas, assurés dans l'autre et, comme pour tout actif financier, ces actifs doivent être soumis à une analyse risque-rendement. Nous analysons ce qui fait la spécificité des mutuelles dans cette analyse, à la fois du point de vue des principes d'évaluation du coût du capital et de la manière dont ce coût devrait être pris en compte dans la tarification des différentes activités de l'assureur.

*Cette étude a été réalisée pour le compte du groupe MACIF. Sa version initiale date de 2010.

[†]Ecole Polytechnique (Department of Economics). Address: Department of Economics, Ecole Polytechnique, 91128 Palaiseau Cedex, FRANCE. E-mail: pierre.picard@polytechnique.edu

Résumé

- Un assureur détient des fonds propres pour faire face aux aléas qui sont susceptibles d'affecter soit le coût de ses engagements soit la rentabilité de ses actifs. Ces fonds propres sont détenus pour le compte des actionnaires lorsque l'assureur est une société d'assurance ou pour celui des assurés dans le cas d'une mutuelle¹. Dans une société d'assurance, la rémunération des fonds propres prend la forme de distributions de dividendes ou de plus-values boursières, tandis que dans une mutuelle cette rémunération passe par des ristournes sur primes ou par le versement de dividendes réservés aux assurés. Dans chaque cas, les assureurs détiennent leurs fonds propres sous forme d'actifs pour le compte de leurs mandataires, actionnaires dans un cas, assurés dans l'autre et à ce titre et comme pour tout actif financier, ces actifs doivent être soumis à une analyse risque-rendement. La spécificité des mutuelles est susceptible d'apparaître soit dans les principes d'évaluation du coût des fonds propres (coût du capital) , soit dans la manière dont ce coût du capital devrait être pris en compte dans l'évaluation du coût et la tarification des différentes activités de l'assureur (capital budgeting).
- L'évaluation du coût du capital d'une entreprise d'assurance, société par action ou mutuelle, peut s'appuyer sur divers principes d'analyse économique et notamment le Capital Asset Pricing Model (CAPM) dans lequel la prime de risque d'un actif dépend de la corrélation de son rendement avec le rendement général du marché (à travers le coefficient

¹S'ajoute à cette distinction fondamentale entre ces deux groupes d'ayants-droits, les émetteurs de dette subordonnée lorsque celle-ci est prise en compte dans le calcul des fonds propres.

beta) et le modèle CAPM multifactoriel de Fama et French (FF3F). Ce dernier met en évidence les primes de risque associées d'une part aux sociétés de petite taille (*small size effect*) et d'autre part à l'écart entre valeur comptable et valeur de marché (*book-to-market effect*). Une étude sur données américaines de David Cummins et Richard Phillips (2005) montre que l'effet *book-to-market* est nettement plus fort pour les entreprises d'assurance IARD que pour les entreprises des autres secteurs d'activité. Comme cet effet est souvent interprété comme reflétant les anticipations des investisseurs sur les difficultés financières futures de l'entreprise (risque de détresse financière), il apparaît que ce risque joue un rôle plus important dans la détermination du coût du capital des assureurs IARD que pour la moyenne des entreprises des autres secteurs. Par ailleurs, cette même étude met aussi un effet de la taille de l'assureur sur son coût du capital, les assureurs américains de plus grande taille bénéficiant d'un coût du capital moindre toutes choses égales par ailleurs.

- Les fonds propres des mutuelles ne font pas l'objet d'une cotation sur les marchés financiers et pour les mutuelles le ratio *book-to-market* est inexistant. On peut néanmoins considérer que les analystes financiers sont susceptibles de le reconstituer. Pour calculer le coût du capital d'une mutuelle il conviendrait de considérer son portefeuille d'activité comme une composition de portefeuilles de sociétés d'assurances par action pour lesquelles les primes de risque (associées au risque de marché, au *small size effect* ou au *book-to-market*) peuvent être estimés. Les conséquences d'une réduction imprévue des cashflows sur la stabilité financière de l'entreprise dépendent de ses coûts d'ajustement financier qui, toutes choses égales par ailleurs, sont moindres pour une société

par action que pour une mutuelle puisque cette dernière ne peut se procurer du capital par voie d'émission d'actions. Il en résulte que la prime de risque associée au book-to-market devrait être présente dans le cas d'une mutuelle et même accrue par rapport au cas d'un assureur par action ayant le même portefeuille d'activités.

- Harrington et Niehaus (2002) ont utilisé des données américaines pour analyser les différences entre mutuelles et assureurs par action concernant le ratio de capital (fonds propres/engagements), afin de mettre en évidence les effets d'un coût d'ajustement du capital plus élevé pour les mutuelles que pour les assureurs par action. Il en ressort que, toutes choses égales par ailleurs, le ratio de capital des mutuelles est plus sensible aux variations de cashflows que ne l'est celui des assureurs par actions, les mutuelles ne revenant à leur ratio d'équilibre de long terme qu'après une durée en moyenne plus longue que les assureurs par action. Par ailleurs les mutuelles ont, toutes choses égales par ailleurs, des ratios de capital supérieur d'environ 10% aux assureurs par actions.
- Une des interprétations possibles de la prime de risque associée au *small size effect* est liée à la liquidité, les actions des entreprises de plus petites tailles ayant en général une liquidité moindre que les entreprises de grande taille. La recherche récente en finance a souligné l'importance de la liquidité comme facteur déterminant des primes de risque, ce facteur ne s'identifiant que partiellement avec la taille et étant au surplus affecté par les fluctuations macroéconomiques. Les fonds propres d'une mutuelle sont assimilables à des actifs très peu liquides puisque les ayants-droits qui sont les membres de la mutuelles ne peuvent recevoir le rendement produit par les fonds propres qu'en restant client de la mutuelle. En première approximation, on pourrait estimer le surcoût du capital as-

socié à cette illiquidité par une analogie avec les *spreads* offerts sur des obligations peu risquées mais très peu liquides.

- L'approche RAROC (acronyme pour Risk-Adjusted Return on Capital) s'est imposée comme une méthodologie relativement usuelle de capital budgeting pour l'allocation des fonds propres des banques et elle tend à acquérir le même statut pour les entreprises d'assurance. Le manque de robustesse du RAROC d'une activité tient surtout au mode de calcul du capital économique, selon la mesure du risque utilisée (la Value-at-Risk ou une autre mesure), mais il s'agit d'une question qui se pose avec la même acuité quel que soit le type d'entreprise d'assurance. Il n'en va pas de même du coût du capital qui définit le niveau seuil de rentabilité d'une activité (*Hurdle Rate*). Toutes choses égales par ailleurs, les effets de liquidité et de coûts d'ajustement du capital majorent le coût du capital d'une prime d'illiquidité dans le premier cas et d'une prime de risque de détresse financière dans le second. C'est dans le calcul du coût du capital pertinent, et donc du Hurdle Rate, que la spécificité de la forme mutuelle est susceptible d'apparaître, plutôt que dans le mode de calcul du RAROC.

1 Evaluation du coût du capital d'une mutuelle d'assurance

1.1 CAPM

Le point de départ de l'évaluation du coût du capital d'un assureur peut être trouvé dans la relation de base du CAPM (Capital Asset Pricing Model) selon laquelle la prime de risque sur un actif financier dépend de son degré de corrélation avec le rendement du portefeuille de marché. Cette corrélation est mesurée par le coefficient *beta* qui est lui-même proportionnel à la covariance entre le rendement de l'actif et le rendement du portefeuille de marché. De manière équivalente, le CAPM exprime que la prime de risque d'un actif est proportionnelle à son risque systématique, c'est à dire à celui qui ne peut être diversifié sur le marché. De manière formelle, la relation fondamentale du CAPM exprime que la prime de risque $Er_i - r_f$ sur un actif i (par exemple une action) devrait satisfaire la relation suivante :

$$Er_i - r_f = \beta_{mi}(Er_m - r_f), \quad (1)$$

où Er_i désigne l'espérance mathématique du rendement de l'actif i , r_f est le rendement de l'actif sans risque, $\beta_{mi} = \sigma_{im}/\sigma_m^2$, avec σ_{im} la covariance entre le rendement du portefeuille de marché et le rendement de l'actif i et σ_m^2 la variance du rendement du portefeuille de marché.

D'un point de vue économétrique, lorsqu'il s'agit d'évaluer les primes de risque de sociétés cotées en s'appuyant sur le CAPM, on est conduit à estimer par des méthodes économétriques les paramètres de la relation suivante où l'indice t fait référence à l'année et où ε_{it} est un aléa :

$$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_{mi}(r_{mt} - r_{ft}) + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

On retient aussi souvent la formulation suivante (Scholes et Williams, 1977; Dimson, 1979) où le décalage en $t - 1$ est introduit pour tenir compte du fait que les titres peu échangés :

$$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_{mi0}(r_{mt} - r_{ft}) + \beta_{mi1}(r_{m,t-1} - r_{f,t-1}) + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

et dans ce modèle dit "à *beta* additif", on estime le coefficient *beta* relatif à l'actif i par

$$\widehat{\beta}_{mi} = \widehat{\beta}_{mi0} + \widehat{\beta}_{mi1}.$$

1.2 Modèle de Fama-French à trois facteurs

Fama et French (1992,1993,1996) ont introduit le modèle CAPM multifactoriel, plus précisément un modèle à trois facteurs :

$$Er_i - r_f = \beta_{mi}(Er_m - r_f) + \beta_{si}\pi_s + \beta_{hi}\pi_h, \quad (4)$$

où β_{si} et β_{hi} désignent des coefficients *beta* associés respectivement à une prime de rendement de taille de l'entreprise π_s (*small stock effect*) et au *book-to-market* (BE/ME) equity ratio π_h . Le *small stock effect* traduit l'observation empirique selon laquelle en moyenne les entreprises de plus petite taille auront des rendements plus élevés. π_s est défini comme une différence de rendement entre les sociétés de petites et de grandes tailles et cette prime est susceptible de varier au cours du temps : β_{si} devrait être d'autant plus grand que l'entreprise i est de petite taille. Les raisons qui se cachent derrière ce *small cap effect* sont loin d'être évidente. L'une d'entre elle tient à la liquidité moindre des actions sociétés de petite taille. Nous reviendrons sur cette interprétation car elle est importante pour la question du coût du capital d'une mutuelle d'assurance. Quant au *book-to-market effect*, il est en général interprété comme une mesure des perspective de croissance et de solidité financière

de l'entreprise : des entreprises avec de fortes perspectives de croissance tendront à avoir des ratios BE/ME relativement faibles du fait des anticipations favorables des investisseurs et de ce fait elles bénéficieront d'un coût du capital plus faible que des entreprises avec de faibles perspectives de croissance. Le ratio BE/ME est également souvent interprété comme une prime de risque de détresse financière (Fama et French, 1995). Le *book-to-market effect* est susceptible d'exacerber les fluctuations du coût du capital d'une société cotée, sauf dans l'hypothèse d'une comptabilité de pure *fair value* : en cas de hausse du cours de l'action, le ratio BE/ME se réduit et il en va de même du coût du capital de l'entreprise; inversement lorsque le cours baisse.

Dans le cas d'entreprises d'assurance, se dégage ici une première différence entre sociétés d'assurance et mutuelles, puisque par définition ces dernières ne font pas l'objet d'une évaluation sur un marché financier. Le ratio BE/ME ne joue pas pour les mutuelles le rôle d'évaluation synthétique des perspectives de croissance et de risque de détresse financière qu'il a pour les sociétés cotées. Même si abstraitement on peut imaginer que les analystes financiers reconstituent ce que serait ce ratio si la mutuelle était cotée (et évaluent le coût du capital de la mutuelle en conséquence), on comprend qu'en pratique cet effet devrait être peu sensible et que le coût du capital des mutuelles sera moins lié aux fluctuations des marchés que celui des sociétés d'assurance. Par ailleurs pour une mutuelle, communiquer de manière crédible sur ses perspectives de croissance lorsque celles-ci sont favorables est particulièrement important. Il s'agit en quelque sorte de transmettre aux marchés financiers des informations qui passeraient par certains canaux dans le cas de sociétés cotées et qui ne sont pas disponibles pour une mutuelle.

L'estimation du modèle Fama-French à 3 Facteurs (FF3F) conduit à la

relation

$$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_{mi}(r_{mt} - r_{ft}) + \beta_{si}\pi_{st} + \beta_{hi}\pi_{ht} + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

où π_{st} et π_{ht} désignent respectivement les différences de rendement à la période t entre petites et grandes capitalisations et entre sociétés à ratio BE/ME élevé ou faible. Ici aussi on peut corriger le biais associé au fait que certains titres sont peu échangés par un modèle FF3F à *beta* additif qui consiste à introduire dans la régression la valeur courante et la valeur passée $r_{mt} - r_{ft}$ et $r_{m,t-1} - r_{f,t-1}$ et en obtenant l'estimation $\hat{\beta}_{mi}$ comme somme des *betas* associés aux valeurs courantes et passées.

1.3 Assureur comme portefeuille d'activités

Les entreprises d'assurance peuvent être envisagées comme des portefeuilles d'activités (*lines of business*) chacune d'entre elle ayant ses risques propres et ne faisant pas l'objet de valorisations indépendantes sur les marchés. Le coefficient *beta* de l'entreprise est alors une moyenne pondérée des coefficients *beta* associés aux différentes activités de l'assureur, les coefficients de pondération reflétant la part de chaque activité dans la valeur de marché de l'entreprise. Ces coefficients *beta* par activités ne peuvent pas être calculés directement par une modélisation du type CAPM ou FF3F, mais peuvent être retrouvés indirectement. La démarche, inspirée de Kaplan et Peterson (1998) est en deux étapes : (1) Estimer des coefficient *beta* d'entreprises, en utilisant soit le modèle CAPM soit le modèle FF3F, par des estimations en séries chronologiques selon les méthodes indiquées ci-dessus; (2) Calculer les *betas* de chaque activité en effectuant des régressions en coupe instantanée où les *betas* d'entreprise calculées à l'étape 1 jouent le rôle de variables dépendante et en utilisant

la propriété d'additivité selon laquelle le *beta* d'une entreprise est la somme pondérée des betas de ses activités, les coefficients de pondération représentant la part de l'activité dans l'ensemble des activités de l'entreprise. Cela conduit à écrire

$$\beta_{mi} = \sum_{j=1}^J \beta_{fmj} \omega_{ij} + v_{mi}, \quad (6)$$

où β_{mi} est le beta de l'entreprise i calculé à l'étape 1 par exemple par le CAPM, $j = 1, \dots, J$ désigne les diverses activités (*lines of business*), ω_{ij} est la part de l'activité j dans l'ensemble des activités de l'entreprise i avec $\omega_{i1} + \dots + \omega_{iJ} = 1$ et v_{mi} est un terme aléatoire relatif à l'entreprise i . Ayant estimé les coefficients β_{fmj} qui représentent les betas des activités, on peut en déduire le β_{mi} d'une entreprise hors échantillon en insérant les coefficients ω_{ij} qui représentent sa propre structure d'activité. On comprend immédiatement l'intérêt de cette approche pour une mutuelle qui, par définition, ne peut être dans l'échantillon et qui peut par cette méthode calculer son coefficient β_{mi} . Des variations sur la même approche peuvent aussi être utilisées pour calculer des betas dans le cadre du modèle FF3F. Comme ce modèle consiste à retrouver une information complète sur le coût du capital associé aux activités des assureurs, il a été appelé par ses auteurs le modèle de *full-information cost of capital* (FICC).

1.4 Applications sur données américaines

A titre d'illustration des principes généraux présentés dans la Section 1, on présente les principaux résultats d'une étude de Cummins et Phillips (2005) qui ont estimé les facteurs déterminant du coût du capital dans le secteur de l'assurance IARD aux Etats-Unis sur la période 1997-2000. L'échantillon comprenait 117 assureurs commercialisant des produits IARD, soit à titre principal (75) soit à titre secondaire (42). Dans l'étude, le taux sans risque est la moyenne des taux des bons du trésor américains sur la période 1997-2000,

soit 4.93%, et la prime de risque à long terme en décembre 2000 était de 8.44% (Ibbotson Associates, 2002). Les primes π_{st} et π_{ht} sont calculées selon les principes exposés par Fama et French (1993). Elles prenaient des valeurs respectivement égales à 2.35% et 3.85% en décembre 2000. Les principaux résultats sont les suivants :

1.4.1 Modèle CAPM

Le *beta* moyen (la moyenne des $\hat{\beta}_{mi}$ calculée sur l'ensemble de l'échantillon) est 0.677 et le *beta* additif moyen est 0.836. Ceci confirme l'existence d'un biais pour du à des échanges de titres peu fréquent (ce qui concerne un nombre important de sociétés d'assurance IARD aux Etats-Unis), et justifie l'usage du modèle *beta* additif.

L'analyse par quartiles ne montre pas que les grands assureurs auraient de plus petits *betas* que les petits assureurs, contrairement au résultat souvent obtenu pour les sociétés cotés en général.

Même avec l'ajustement du modèle *beta* additif, les *betas* des assureurs dommages tendent à être plus faibles que le *beta* moyen égal à 1.

L'estimation du coût du capital en moyenne sur l'ensemble de la période est de $4.93 + 0.677 \times 8.44 = 10.6\%$ sans l'ajustement du *beta* additif et $4.93 + 0.836 \times 8.44 = 12.0\%$ avec l'ajustement.

1.4.2 Modèle FF3F

Le *beta* de marché moyen (la moyenne des $\hat{\beta}_{mi}$) est 0.980, le *beta* de taille moyen (la moyenne des $\hat{\beta}_{si}$) est 0.386 et le *beta* de *book-to-market* moyen (la moyenne des $\hat{\beta}_{hi}$) est 0.813, avec ici aussi des *betas* additifs plus élevés traduisant un biais du à des échanges peu fréquents.

Les valeurs du *beta* de marché moyen et du *beta* de taille moyen sont proches

de celles obtenues par Fama et French (1997) sur un échantillon de firmes couvrant l'ensemble des secteurs, ce qui suggère que les sociétés d'assurance IARD sont à peu près dans la moyenne en terme de sensibilité au risque de marché et à la taille.

Le *beta* de *book-to-market* est très nettement plus élevé que la valeur 0.02 obtenue par Fama et French sur l'ensemble des secteurs d'activité. Ceci suggère que les rendements des valeurs d'assurance IARD sont beaucoup plus sensibles aux risque de détresse financière que ne le sont les valeurs cotées en général, et que ce risque conduit à un accroissement très significatif du coût du capital des assureurs IARD.

L'estimation du coût du capital en moyenne sur l'ensemble de la période est de $4.93 + 0.980 \times 8.44 + 0.386 \times 2.35 + 0.813 \times 3.85 = 16.3\%$ sans l'ajustement du *beta* additif, et une valeur plus élevée si on fait l'ajustement. Selon ces résultats, les assureurs dommages américains tendent à avoir un coût du capital significativement plus élevé que les entreprises cotées opérant dans d'autres secteurs d'activité.

1.4.3 Modèle FICC

Cummins et Phillips (2005) ont estimé des coefficients *beta* pour le modèle FICC couplé soit avec le CAPM soit avec le modèle FF3F en distinguant IARD (qui est l'activité principale des assureurs de l'échantillon), vie, santé, finance et autres activités². Si on couple les modèles FICC et CAPM, les résultats conduisent à un coût du capital d'environ 12% pour un assureur

²Deux approches sont distinguées selon qu'on pondère uniformément toutes les entreprises dans la régression en coupe ou qu'on les pondère proportionnellement à leur capitalisation. Dans le premier cas, on obtient des résultats relatifs à l'"assureur moyen" tandis que dans le second les résultats reflète plutôt la sensibilité du marché dans son ensemble vis à vis du risque.

IARD, ce coût prenant des valeurs plus élevées en vie (13.5%), santé (15.1%), services financiers (16.0%) et pour les autres activités (13.2%). En revanche, lorsqu'on couple les modèles FICC et FF3F, on s'aperçoit que l'assurance IARD a un *beta* de risque de marché plus grand, un *beta* de taille plus petit et un *beta* de *book-to-market* plus grand que toutes les autres activités d'assurance envisagées. Ceci confirme le résultat selon lequel les rendements des sociétés d'assurance IARD sont beaucoup plus sensibles au risque de détresse financière que les actions en général et les autres activités d'assurance en particulier. Les résultats montrent aussi un effet de la taille de l'entreprise sur le coût du capital (toutes choses égales par ailleurs, les assureurs de grande taille bénéficiant d'un coût du capital moindre). Au total, en tenant compte de ces effets de taille et de détresse financière, le modèle FICC couplé avec le modèle FF3F conduit à un coût du capital de 19.1% en IARD sur la période envisagée, une valeur qui est donc beaucoup plus élevée que celle à laquelle conduit le CAPM (12%). Il y a pour cela deux raisons : (1) le modèle FF3F conduit à une évaluation du *beta* de risque de marché plus grande que le CAPM, (2) le modèle FF3F impose des primes de coût du capital associées à la petite taille et au risque de détresse financière qui ne sont pas présentes dans le CAPM.

1.4.4 Implications pour l'analyse du coût du capital d'une mutuelle d'assurance

L'analyse de Cummins et Phillips (2005) conduit à plusieurs conclusions pertinentes quand il s'agit d'évaluer le coût du capital d'une mutuelle de grande taille, ayant une activité IARD particulièrement importante :

L'analyse du coût du capital de la mutuelle peut s'appuyer, comme point de départ et à titre comparatif, sur les évaluations faites pour des sociétés d'assurance IARD cotées sur des marchés financiers. Quelques soient la mod-

élisation utilisée (CAPM ou FF3F notamment), il importe de tenir compte du fait que nombre d'entre elles font l'objet de peu d'échanges sur les marchés. Ne pas en tenir compte conduirait à une sous-évaluation de leur coût du capital.

Le coût du capital des sociétés IARD évalué par la méthode FF3F est significativement plus élevé que ce à quoi conduit le CAPM. Ceci signifie que les effets de taille de l'entreprise et de détresse financière sont un élément déterminant du coût du capital de ces sociétés. Ne pas en tenir compte pourrait également conduire à une sous-estimation significative de leur coût du capital.

L'analyse FICC montre que le coût du capital varie de manière significative entre les activités d'assurance et entre grands et petits assureurs. Il est donc important d'envisager une mesure du coût du capital qui soit particulière à l'entreprise et définie par type d'activité pour les applications telles que la sélection de projet ou la tarification. L'effet de taille peut être lié à un effet de liquidité. Si c'est le cas, ceci suggère que la liquidité plus ou moins importante est un élément important des primes de risques. Or les actifs détenus par les mutuelles sont pour leurs mandataires (les assurés de la mutuelle) particulièrement illiquides, puisque les assurés ne peuvent bénéficier du rendement de ces actifs qu'en restant client de la mutuelle, le rendement en question prenant la forme de tarification plus avantageuse, par exemple à l'occasion de ristourne sur prime ou plus simplement au moment du renouvellement des contrats. En conséquence, et si cette interprétation du small cap effect en termes de prime d'illiquidité est acceptable ou au moins qu'elle traduit une partie de la prime de risque associée à la taille³, une telle prime devrait être prise en compte dans le coût du capital des mutuelles et la tarification de leurs produits.

L'importance de l'effet *book-to-market* d'une manière générale pour l'évaluation

³Il y a d'autres interprétations possibles au small cap effect : on peut par exemple le lier au fait que les investisseurs ont de moins bonnes informations sur les perspectives financières des entreprises de petite taille que sur les entreprises de grande taille.

du coût du capital des entreprises cotées et de manière particulière pour les assureurs IARD souligne que la capitalisation boursière signale la profitabilité future et les risques de détresse financière de l'entreprise ainsi que Fama et French (1995) l'ont montré. Les fonds propres des mutuelles ne font pas l'objet d'une cotation sur les marchés financiers et le ratio *book-to-market* est inexistant. On peut néanmoins considérer que les analystes financiers sont susceptibles de le reconstituer sur la base des cash flows futurs anticipés. Pour en déduire la prime de risque associée pour une mutuelle il conviendrait de considérer son portefeuille d'activité comme une composition de portefeuilles de sociétés d'assurances par action pour lesquelles les primes de risque (associées au risque de marché, au *small size effect* ou au *book-to-market*) peuvent être estimés. Cependant, l'importance du *book-to-market* tient non seulement au risque de se trouver dans une situation de détresse financière mais aussi aux coûts associés à cette situation. Rien ne permet de penser que ces coûts soient identiques pour une mutuelle et pour un assureur par action. En effet les conséquences financières d'un choc défavorable sur les cashflows dépendent des coûts d'ajustement du capital et rien n'indiquent que ces coûts soient identiques pour une mutuelle et un assureur par action. Si les mutuelles et les sociétés d'assurance par action peuvent réagir à une insuffisance des cashflows en réduisant leur volume de souscription, en accroissant leurs tarifs ou en accroissant leur endettement, les assureurs par actions peuvent aussi émettre des actions supplémentaires alors que cet instrument n'est pas disponible pour les mutuelles. Il en résulte un coût d'ajustement supplémentaire pour les mutuelles (voir la Section ???). Nous pouvons donc avancer, comme conclusion d'étape, que bien que le *book-to-market* soit une variable non directement observable dans le cas des mutuelles, elle peut en principe être reconstituée et elle est susceptible de jouer un rôle d'autant plus grand que, toutes choses égales par ailleurs, les coûts d'ajustement du capital plus élevés des mutuelles

rendent leur risque de détresse financière à priori plus coûteux et qu'il devrait donc être associé à une prime de risque plus grande.

1.5 Prime de liquidité

Le *small size effect* est souvent rapproché d'une prime de liquidité associée aux entreprises de plus petite taille. Le lien entre liquidité et prime de rendement a été particulièrement étudié dans le cas des marchés obligataires, mais il suscite aussi un intérêt croissant dans le cas des marchés d'actions. De nombreuses études soulignent par exemple que le *private equity* conduit en moyenne à des rendements plus élevés que les valeurs échangées sur des marchés financiers organisés. De même, certaines études mettent en évidence les primes de rendement dont bénéficient les valeurs dont les volumes de transaction sont limités (Silber, 1991; Chen et Xiong, 2001). Le lien entre prime de risque et liquidité sur les marchés d'actions a été étudié notamment par Datar, Naik et Radcliffe (1998) et Pastor et Stambaugh (2003) qui ont montré que les actions avec un turnover faible (traduisant une faible liquidité⁴) avaient en moyenne des taux de rendement plus élevés. L'interprétation de cette relation est simple : une liquidité plus faible représente un risque pour l'investisseur pour laquelle celui-ci doit être compensé sous la forme d'une valorisation de l'action moindre, et donc d'un taux de rendement espéré plus élevé⁵.

Les fonds propres d'une mutuelle sont des actifs particulièrement peu liq-

⁴La liquidité d'un actif peut être mesurée par différentes variables : bid-ask spread, volume des échanges, impact sur le prix par dollar échangé. En général, la liquidité fait référence à la vitesse à laquelle un volume important de titres peut être échangé avec un effet minimal sur le prix et au coût le plus bas.

⁵Chen, Ibbotson et Hu (2010) construisent une stratégie de portefeuille sur cette relation liquidité-prime de risque.

uides pour les ayants-droits que sont les membres de la mutuelle puisque la seule décision que ceux-ci peuvent prendre consiste soit à rester membre de la mutuelle ou à la quitter. Dans cette dernière hypothèse, les membres de la mutuelle réalisent une perte en capital égale à la part des fonds propres qui devrait leur être attribuée⁶. Aucune démarche standard ne semble disponible pour évaluer cette prime de liquidité. A titre exploratoire, on pourrait identifier les droits sur les fonds propres à des obligations peu risquées (si c'est le cas pour la mutuelle) mais avec un marché secondaire quasiment inexistant et donc très peu liquides et calculer la prime de liquidité correspondante par analogie avec le *spread* de telles obligations.

2 Coût d'ajustement du capital

Les analyses récentes sur la politique financière des entreprises ont mis l'accent sur les coûts associés à l'obtention de capital additionnel dans une perspective dynamique. En particulier Froot, Scharfstein et Stein (1993) et Froot et Stein (1998) ont développé des modèles dans lequel les entreprises font face à un coût marginal du capital externe croissant et anticipent qu'une baisse de leurs cash flows futurs pourraient les conduire à renoncer à des opportunités d'investissement profitables. De telles entreprises ont un comportement d'aversion pour le risque vis à vis de leurs cash flows et tirent avantage à

⁶Cette part devrait, en théorie, être proportionnelle à leurs apports respectifs. En particulier, un individu qui a cotisé dans une mutuelle depuis 10 ans a davantage contribué à l'accumulation de réserves dans la mutuelle qu'un membre ayant rejoint la mutuelle depuis 5 ans seulement, et leurs droits sur les fonds propres ne devraient pas être les mêmes. En bonne logique, si la rémunération des fonds propres prend la forme de ristournes sur primes, les ristournes ne devraient pas être uniformes entre les membres.

mettre en place une politique de risk management. Par ailleurs, et c'est particulièrement important dans la perspective qui est la notre ici, une implication de ces modèles est que le fait de disposer d'une marge d'autofinancement importante (*financial slack*) a d'autant plus de valeur que l'entreprise fait face à des coûts élevés d'obtention de capital additionnel (coût marginal du capital élevé). D'après ces modèles, de telles entreprises devraient avoir davantage tendance que les autres (1) à détenir davantage de capital *ex ante* (en prévision des chocs susceptibles d'affecter les cash flows), (2) à accumuler une marge d'autofinancement pendant les périodes de haute profitabilité et à réduire cette marge au cours des périodes de faible profitabilité.

Harrington et Niehaus (2002) ont fait observer que la présence simultanée de sociétés par action et de mutuelles dans le secteur de l'assurance fournit un cadre d'analyse pertinent pour analyser ces questions dans la mesure où ces deux types d'entreprises ne disposent pas des mêmes instruments pour se procurer du capital et, en conséquence, elles peuvent faire face à des coûts d'obtention du capital additionnel différents. Les mutuelles ne peuvent émettre d'action et leur capacité à émettre de la dette peut être limitée par la réglementation. Le moyen privilégié par lequel une mutuelle peut modifier à la hausse ou à la baisse ses ratios de capital passe donc par l'évolution de ses engagements (par exemple en renouvelant ou en vendant moins de polices d'assurance). Harrington et Niehaus (2002) s'appuient sur ce constat pour élaborer l'hypothèse selon laquelle les mutuelles auraient tendance à devoir supporter des coûts plus élevés pour lever du capital supplémentaire. En conséquence, les mutuelles devraient toutes choses égales par ailleurs avoir des ratios capital/engagements plus élevés que les assureurs par action. D'autre part, à la suite de chocs affectant les cash flows, les ratios de capital des mutuelles devraient s'ajuster plus lentement vers leur valeur objectif de long terme et être plus sensible aux valeurs courantes et passées de ces cash flows

que pour les ratios de capital des assureurs par action.

L'analyse de Harrington et Niehaus (2002) centre l'attention sur le ratio *fonds propres / engagements*⁷ des assureurs américains, sociétés par action et mutuelles, sur la période 1984-1999. Dans un cadre statique, ce ratio devrait refléter le *trade-off* existant entre les avantages d'une détention supplémentaire de fonds propre (une meilleure solvabilité valorisée auprès des clients et satisfaisant plus largement les exigences réglementaires) et les coûts de cette détention dus à la fiscalité ou à des distorsions associés à des problèmes de gouvernance (*agency costs*). Si les assureurs par actions et les mutuelles font face au même *trade-off* statique entre coûts et avantages de la détention de capital, ils devraient avoir des ratios de capital similaires, après avoir contrôlé pour les variations dans actifs et engagements, la fiscalité, et les coûts d'agence⁸. Dans une perspective dynamique, les assureurs peuvent ajuster leurs fonds propres *ex post*, c'est à dire après avoir reçu de l'information sur le coût effectif des indemnités payées aux clients ainsi que sur le rendement des actifs détenus en portefeuille. Par exemple, si un assureur se rend compte que les paiements indemnitaires pour l'année en cours sont plus élevés que ce qui était anticipé, par suite d'un ou de plusieurs sinistres majeurs, il pourra lever de nouveaux capitaux et maintenir son ratio de capital inchangé sans modifier les décisions qu'il avait prévu de prendre dans l'avenir que ce soit sur ses engagements ou sur la gestion de ses actifs. S'il est crédible qu'il pourra lever de tels capitaux additionnels à un coût faible en cas de pertes non-anticipées, alors le capital *ex post* peut se substituer sans difficulté au capital *ex ante*. Si, comme Harrington et Niehaus (2002), on fait l'hypothèse que les mutuelles supportent des

⁷C'est ce ratio que nous appelons ci-dessous *ratio de capital*.

⁸Harrington et Niehaus y ajoute la valeur de franchise qui peut être perdue si un assureur perd son autorisation d'activité sur le marché parce que son ratio de capital est trop faible, et que donc son risque d'insolvabilité est trop élevé.

coûts plus élevés pour lever du capital additionnel, alors toutes choses égales par ailleurs celles-ci devraient choisir un niveau de capital *ex ante* plus élevé que les assureurs par action pour se prémunir du risque d'avoir à affronter de tels ajustements qui leurs seraient particulièrement coûteux⁹. Par ailleurs, si les coûts d'ajustement du capital sont plus élevés pour les mutuelles, alors leur ratio de capital devrait être plus sensible aux variations de profit et être moins réactifs aux déviations de court terme par rapport à la valeur objectif de long terme que ce n'est le cas pour les assureurs par action. A titre d'illustration, envisageons le cas d'une mutuelle et d'un assureur par action avec le même niveau de fonds propres, les mêmes valeurs d'actifs et d'engagements présents et anticipés dans l'avenir et supposons pour simplifier que l'un et l'autre soient dans une situation où leur ratio de capital ait atteint sa valeur objectif de long terme. Supposons maintenant que nos deux assureurs bénéficient d'une hausse transitoire et non anticipée de leurs cash flows. D'après les raisonnements qui précèdent, on anticipe que l'assureur par action devrait tirer avantage de ces cash flows supplémentaires pour en faire bénéficier ses actionnaires (ou, de manière équivalente, une société parente qui pourra allouer ces cash flows à une autre activité) et/ou accélérer la croissance de ses engagements courants et futurs en intensifiant son activité de souscription davantage que ne le fera la mutuelle. La raison de cette différence de comportement est que la mutuelle, du fait de ses coûts d'ajustement du capital plus élevé, dérivera des bénéfices relativement plus grands à accumuler temporairement du capital au delà de

⁹Les assureurs peuvent ajuster non seulement leur niveau de capital mais aussi leurs engagements futurs lorsque les indemnités payées sont plus importantes que prévu. En particulier, un assureur pourrait vendre moins de polices que ce qu'il avait prévu initialement, afin de maintenir son ratio de capital à sa valeur initiale. Cela peut vouloir dire perdre des clients à long terme, ce qui est coûteux pour l'assureur. Ces coûts n'ont pas de raison d'être plus faibles pour les mutuelles que pour les assureurs par action.

son niveau objectif de long terme, en l'utilisant comme amortisseur pour la protéger de futurs chocs qui affecteraient ses fonds propres de manière cette fois défavorable. En conséquence, la ratio de capital de la mutuelle augmentera davantage que celui de l'assureur par action. et la différence aura une certaine persistance dans le temps. Des conclusions symétriques sont obtenues dans le cas d'un choc défavorable sur les cash flows.

Au total, ces raisonnements conduisent à prédire que des coûts d'ajustement du capital plus élevé pour les mutuelles que pour les assureurs par action devraient conduire à des ratios de capital ex ante plus élevés pour les mutuelles que pour les assureurs par actions, toutes choses égales par ailleurs. De plus, les réactivités du ratio de capital des mutuelles et des assureurs par action devraient différer : à moins que les mutuelles ne supportent des coûts d'ajustement de leurs engagements significativement plus bas ou des coûts associés à la déviation du niveau de capital optimal de long terme significativement plus élevés que les assureurs par action, les ratios de capital des mutuelles devraient être réactifs aux variations de cash flows et s'ajuster plus lentement après une déviation de leur niveau de long terme.

Pour apprécier la sensibilité des variations du ratio de capital aux variations de cash flow, Harrington et Niehaus (2002) testent la relation entre les variations du ratio de capital et le ratio de revenu en en retenant diverse définition et en distinguant des échantillons de mutuelles et d'assureurs par action, opérant sur le marché américain de 1984 à 1999. Le Tableau 2 (dans la numérotation de l'article de Harrington et Niehaus) présente les résultats.

Table 2. SUR estimates of time series models of annual change in consolidated stock and mutual insurers' capital ratios: 1984–1999

The dependent variable is the change in year t of the ratio of capital (admitted assets minus total liabilities) to total liabilities (ΔCAPRAT_t). NI is net income, LIAB is liabilities, NI – RCG is net income less realized capital gains, NI + URCG is net income plus unrealized capital gains, and URCG is unrealized capital gains, all for year t . Absolute ratios of coefficients to standard errors are in parentheses. The Wald test tests the null hypothesis that the coefficients shown above are equal for stocks and mutuals. There are 16 annual observations. Estimation method allows for first-order autocorrelation in the disturbances for each group.

	Intercept	NI/LIAB	(NI – RCG)/LIAB	(NI + URCG)/LIAB	URCG/LIAB	Adj. R^2
Stock	0.005 (0.75)	0.286 (2.36)				0.08
Mutual	0.001 (0.11)	0.583 (4.27)				0.44
Wald test p -value		0.014				
Stock	0.012 (2.10)		0.166 (1.56)			0.01
Mutual	0.011 (0.95)		0.548 (4.50)			0.39
Wald test p -value			0.000			
Stock	– 0.015 (2.11)			0.675 (5.29)		0.61
Mutual	– 0.023 (2.82)			0.718 (9.66)		0.88
Wald test p -value				0.67		
Stock	– 0.003 (0.66)	0.172 (1.44)			1.301 (8.27)	0.83
Mutual	– 0.021 (3.22)	0.550 (3.48)			0.955 (7.26)	0.88
Wald test p -value		0.018			0.012	

La colonne NI/LIAB ¹⁰ correspond aux estimation de la relation

$$\Delta\text{CAPRAT}_t = \beta_0 + \beta_1(\text{NI/LIAB})_t + \varepsilon_t, \quad (7)$$

où ΔCAPRAT_t désigne la variation du ratio de capital l'année t et NI/LIAB est le ratio du revenu net (revenu opérationnel plus gains de capital réalisés moins impôt sur le revenu) aux engagements¹¹. Le coefficient β_1 mesure la sensibilité du ratio de capital aux fonds produits de manière interne dans l'entreprise à l'exclusion des gains en capital non réalisés. Les résultats sont $\beta_1 = 0.286$ pour les assureurs par action et $\beta_1 = 0.583$ pour les mutuelles¹². La colonne (NI-RCG)/LIAB rassemble les résultats lorsque NI/LIAB est remplacé dans la relation (6) par le ratio (NI-RCG)/LIAB du revenu opérationnel net (compte non tenu des gains en capital réalisés¹³) aux engagements, avec des résultats qualitativement similaires au cas précédent¹⁴. La colonne (NI+URCG)/LIAB correspond au cas où NI/LIAB est remplacé dans la relation (6) par un ratio de revenu où le numérateur est le revenu opérationnel net additionné des gains en capital non réalisés NI+URCG ¹⁵ : les résultats obtenus mettent en évidence une forte sensibilité du ratio de capital aux gains en capital non réalisés¹⁶.

¹⁰CAPRAT = capital ratio ; NI/LIAB = net income / liabilities.

¹¹NI/LIAB = Net income / Liabilities.

¹²Les t de Student sont respectivement 2.36 et 4.27. Les coefficients sont donc significativement différents de zéros. De plus basés sur un test de Wald, le coefficient des mutuelles est significativement plus grand que celui des assureurs par actions. Le R^2 ajusté est également beaucoup plus élevé pour les assureurs par actions que pour les mutuelles (0.44 contre 0.08).

¹³RCG = Realized Capital Gains

¹⁴On observe que le R^2 diminue dans les deux groupes (assureurs par actions et mutuelles) quand on remplace NI/LIAB par (NI-RCG)/LIAB et que le coefficient β_1 des assureurs par actions n'est plus significativement différent de zéro.

¹⁵ERCG = UnRealized Capital Capital Gains.

¹⁶Le R^2 s'accroît substantiellement pour les deux groupes quand on passe à cette formulation et le test de Wald montre que les valeurs des coefficients β_1 ne sont plus signi-

La colonne URCG/LIAB montre les résultats de la régression des variations du ratio de capital sur le ratio des gains en capital non réalisé aux engagements, avec un coefficient de dépendance significativement plus grand pour les assureurs par action que pour les mutuelles, ce qui peut correspondre à une tendance des assureurs par action à lever davantage de capital externe lorsque les marchés financiers sont à la hausse et qu'ils ont donc aussi de forts gains en capital potentiel. Comme le soulignent Harrington et Niehaus (2002), ces résultats doivent être interprétés avec prudence compte tenu du petit nombre d'observations sur lesquelles ils reposent et de la modélisation extrêmement rudimentaire, mais les deux premières colonnes vont néanmoins clairement dans le sens de l'hypothèse selon laquelle les assureurs mutualistes auraient en moyenne des ratios de capital plus sensibles aux variations de leurs revenus que ce n'est le cas pour les assureurs par action, qu'on tienne compte ou pas des gains en capital réalisés dans la définition du revenu.

Harrington et Niehaus (2002) ont approfondi cette première approche en utilisant des données de panel couvrant la période 1991-1998 aux États-Unis que ce soit pour étudier la dispersion des ratios de capital en coupes instantanées ou pour analyser les changements de ce ratio¹⁷. Le Tableau 3 donne quelques informations sur certaines variables à la fois pour les mutuelles et les

ficativement différentes.

¹⁷Les données utilisées sont extraites des informations transmises chaque année par les assureurs américains à la National Association of Insurance Commissioners (NAIC). Elles sont agrégées au niveau des groupes selon la nomenclature de AM Best qui précise notamment si le groupe est une mutuelle. Sont exclus les groupes avec des actifs de moins de 100 millions de dollars en 1991, ainsi que les captives, les filiales de groupes étrangers, les *reciprocals*, les associations de la Lloyds, les groupes ayant la réassurance comme activité principale et les groupes n'ayant pas l'assurance IARD comme activité principale. 349 groupes d'assurance satisfaisaient ces critères parmi lesquels 42.4% couvraient l'ensemble de la période 1991-1998. Le panel comprenait au total 1963 groupes-années.

assureurs par action dans l'échantillon, en 1991,1995 et 1998¹⁸.

¹⁸%NPWLIAB = pourcentage des primes nettes provenant des lignes d'assurance responsabilité; %STOCK = pourcentage des actifs investis en actions; DIRECT WRITER = 1 si le groupe utilise principalement des agents exclusifs et 0 sinon.

La variable CAPRAT est ici encore l'objet de l'analyse. Chaque année, sa valeur moyenne est plus grande pour les mutuelles que pour les assureurs par action. Les résultats sont un peu différents pour la médiane puisqu'elle était la même pour les mutuelles et les assureurs par actions en 1991 (32%), mais supérieur pour les mutuelles les années suivantes. Le Tableau 2 montre également que les assureurs par action américains ont en moyenne une plus grande taille (mesurée par la valeur de leurs engagements), détiennent une fraction relativement moindre de leurs actifs sous forme d'actions, dégagent moins de revenu net (revenu opérationnel + gains en capital réalisés - impôt sur le revenu) et utilisent moins souvent des agents exclusifs que les groupes mutualistes. Sur la période couverte, assureurs mutualistes et assureurs par actions ont réduit le pourcentage de leurs primes venant de l'assurance responsabilité et ils ont accru la part de leurs actifs investis en actions.

Ainsi qu'il ressort d'une analyse statique du *trade-off* entre coûts et avantages de la détention de fonds propres, le ratio optimal de capital devrait croître avec la variabilité des actifs et des engagements et avec la valeur de la clientèle (*franchise value*)¹⁹ et décroître avec les coûts de détention du capital associés soit à la fiscalité soit à des problèmes de gouvernance (*agency costs*). Les régressions en coupe instantanée doivent donc s'efforcer de contrôler l'impact de ces mécanismes sur le ratio de capital. Il reste cependant que le centre de l'analyse est le fait d'être ou non une mutuelle. Pour contrôler les effets liés aux actifs et aux engagements, Harrington et Niehaus (2002) utilisent les variables suivantes : la logarithme de la valeur des engagements (LOGLIAB), le pourcentage des primes nettes provenant des lignes d'assurance responsabilité (%NPWLIAB), et le pourcentage des actifs investis en actions (%STOCK). On

¹⁹Cette clientèle risquant d'être perdue si l'assureur devait cesser son activité à la suite de décision du régulateur, celui-ci considérant que l'insuffisance des fonds propres rend les couvertures d'assurance proposées insuffisamment crédibles.

Table 3. Descriptive statistics for U.S. property-liability insurer groups in 1991, 1995, and 1998

Sample consists of insurer groups with at least two years of data between 1991 and 1998, excluding subsidiaries of foreign (alien) insurers, reinsurers, reciprocals, and captives. CAPRAT equals total admitted assets minus total liabilities divided by total liabilities. %NPWLIAB equals the percentage of net premiums written from liability lines. %STOCK equals the percentage of invested assets in stock. NI/LIAB is the ratio of net income to total liabilities. DIRECT WRITER equals one if the group predominately uses exclusive agents, and zero otherwise.

	1991		1995		1998	
	Mutual N = 90	Stock N = 139	Mutual N = 101	Stock N = 151	Mutual N = 101	Stock N = 132
CAPRAT						
Mean	49.0	36.7	60.1	41.2	81.2	54.8
Median	32.2	3231	47.1	35.9	59.0	44.0
Stdev	42.0	22.2	43.5	22.4	76.4	40.1
Min	9.4	5.5	13.1	4.3	20.0	6.4
10th%	19.6	16.1	25.0	19.6	32.7	23.5
90th%	106.9	61.1	104.7	64.6	146.3	90.2
Max	268.9	150.2	256.6	142.9	555.0	380.3
Total Liabilities (in \$millions)						
Mean	1,092.0	1,765.8	1,272.4	1,918.1	1,383.0	2,093.0
Median	226.8	283.5	266.2	329.0	290.6	406.2
Stdev	3,858.5	3,680.7	4,738.4	4,446.8	5,276.5	5,156.3
Min	38.6	56.0	32.0	74.2	30.7	56.1
Max	31,249.4	19,734.7	41,939.7	29,202.6	47,126.5	28,738.9
%NPWLIAB						
Mean	47.2	57.8	46.0	55.8	44.2	54.5
Median	47.8	59.1	46.7	54.0	42.1	51.5
Stdev	22.4	25.7	21.5	27.5	23.2	27.0
Min	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Max	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
%STOCK						
Mean	12.5	10.4	13.3	10.3	19.4	13.7
Median	9.2	6.4	9.9	6.3	14.9	8.3
Stdev	12.7	11.9	12.7	12.0	16.0	14.7
Min	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Max	58.1	83.7	59.5	64.3	84.6	67.1
NI/LIAB						
Mean	3.8	5.3	4.3	5.2	4.8	6.8
Median	3.0	4.8	3.6	4.3	4.3	5.9
Stdev	3.7	4.5	3.7	4.9	3.6	5.9
Min	-3.0	-4.6	-2.1	-8.6	-3.5	-8.7
Max	19.3	22.5	17.2	26.8	20.2	37.0
DIRECT WRITER						
Mean	30.0	14.4	28.7	15.9	22.8	15.2

présume que les assureurs qui ont fait l'effort de développer un réseau d'agents exclusifs ont une valeur de clientèle plus grande, et en conséquence devrait avoir un ratio de capital plus grand. C'est la raison pour la quelle on inclut la variable dichotomique DIRECT WRITER, qui prend la valeur 1 si la majorité des des entreprises d'assurance appartenant au groupe est classée comme "souscripteur direct" (*direct writer*) part AM Best. Si, comme on l'a vu, les coûts d'ajustement du capital conduisent les assureurs à accroître leur ratio de capital pendant les périodes où leur activité est profitable et à le réduire pendant les périodes où elle ne l'est pas, alors les ratios de capital observés devraient être corrélés positivement à la profitabilité passée. En conséquence, on inclut dans les variables explicatives la variable AVG(NI/LIAB), qui est la moyenne sur les quatres années précédentes du ratio revenu net / engagements. Enfin on ajoute la variable MUTUAL qui vaut 1 si le groupe est une mutuelle et 0 sinon.

La Table 4 présente des régressions en coupes instantanées où la ratio de capital CAPRAT est la variable dépendante. On observe notamment que le coefficient associé à MUTUAL est positif et statistiquement significatif. En d'autres termes, après avoir contrôlé pour la taille de l'entreprise, le pourcentage des primes provenant des lignes d'assurance responsabilité, le pourcentage des actifs détenus sous forme d'actions et le système de distribution, les assureurs mutualistes ont en moyenne des ratios de capital plus élevés que les assureurs par action. En maintenant tous les autres facteurs constants, les mutuelles ont un ratio de capital environ 10% plus élevé que les assureurs par actions. C'est la principale information qui peut être tirée du Tableau 4. Il faut bien sûr interpréter ces résultats avec prudence car ils peuvent refléter des facteurs non pris en compte, sans rapport avec les coûts d'ajustement du capital. Le coefficient de la variable AVG(NI/LIAB) est positif chaque année ce qui montre que, toutes choses égales par ailleurs, le ratio de capital des as-

sureurs est affecté positivement par la profitabilité passée. D'après les signes des coefficients des autres variables, le ratio de capital est lié négativement à la taille de l'entreprise (mesurée par ses engagements), lié négativement au pourcentage de son activité réalisé dans l'assurance responsabilité et lié positivement au pourcentage des actifs détenus en actions²⁰.

²⁰Harrington et Niehaus (2002) suggèrent que la relation négative entre CAPRAT et %NPWLIAB pourrait être due en partie au fait que l'assurance responsabilité a des durées de règlement moyen plus longues que les autres lignes de risque. Les engagements n'étant pas actualisés, les assureurs avec des affaires à règlement long tendent à avoir un capital économique plus grand par comparaison avec la valeur comptable de ce capital. Par ailleurs, les affaires à règlement long donnent plus de temps à l'assureur pour se procurer le financement dont il peut avoir besoin, d'où un besoin moindre de capital à détenir *ex ante*. Le signe du coefficient associé à DIRECT WRITER est cohérent avec l'interprétation en termes de valeur de clientèle, mais il n'est pas statistiquement significatif.

Table 4. Cross-sectional models of property–liability insurers' capital ratios by year from 1991 to 1998

The dependent variable, CAPRAT, equals total admitted assets minus total liabilities divided by total liabilities. LOGLIAB equals the natural logarithm of total liabilities. %NPWLIAB equals the percentage of net premiums written from liability lines. %STOCK equals the percentage of invested assets in stock, AVG(NI/LIAB) equals the average over the prior four years of net income divided total liabilities, and MUTUAL equals one if the group is a mutual and zero otherwise.

	Coefficient (<i>t</i> -statistic)							
	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Intercept	1.30 (6.62)	1.55 (7.92)	1.40 (6.45)	1.43 (7.53)	1.53 (7.28)	1.74 (6.89)	1.96 (6.61)	1.93 (5.14)
LOGLIAB	-0.05 (-5.42)	-0.06 (-6.21)	-0.05 (-4.91)	-0.05 (-5.89)	-0.06 (-5.97)	-0.07 (-5.85)	-0.08 (-5.91)	-0.09 (-4.87)
%NPWLIAB	-0.26 (-4.31)	-0.35 (-6.36)	-0.35 (-5.75)	-0.29 (-5.62)	-0.26 (-4.38)	-0.30 (-4.01)	-0.31 (-3.63)	-0.27 (-2.57)
%STOCK	0.89 (7.21)	0.61 (4.96)	0.52 (3.99)	-0.52 (4.55)	0.78 (6.47)	1.31 (9.99)	1.80 (12.19)	1.92 (10.92)
AVG(NI/LIAB)	3.04 (8.82)	3.09 (9.44)	3.64 (9.96)	3.17 (11.50)	3.21 (9.59)	3.12 (7.68)	3.35 (6.98)	3.91 (7.28)
DIRECT WRITER	0.02 (0.67)	0.05 (1.61)	0.05 (1.48)	0.03 (1.04)	0.05 (1.30)	0.06 (1.41)	0.06 (1.13)	0.08 (1.19)
MUTUAL	0.10 (3.22)	0.11 (3.61)	0.10 (3.22)	0.11 (3.88)	0.14 (4.41)	0.11 (2.95)	0.11 (2.37)	0.16 (2.80)
<i>N</i>	229	241	249	246	251	255	254	233
Adjusted <i>R</i> ²	0.61	0.59	0.54	0.58	0.56	0.56	0.59	0.59

Le Tableau 5 rassemble des résultats permettant d'éclairer les changements du ratio de capital. Plus précisément, Harrington et Niehaus (2002) analyse la sensibilité aux variations de revenu des ratios de capital des deux types d'assureurs. Ils estiment des modèles économétriques dans lesquels le changement annuel du ratio de capital est la variable dépendante et les variables explicatives comprennent le ration NI/LIAB et la variable dichotomique MUTUAL (qui prend la valeur 1 si l'assureur est une mutuelle et 0 sinon), mais aussi la variable d'interaction (NI/LIAB)*MUTUAL qui permet de juger si la variable revenu joue plus ou moins selon que l'assureur est ou n'est pas une mutuelle. On observe que le coefficient relatif à NI/LIAB est positif et statistiquement significatif chaque année : comme on pouvait s'y attendre, une

amélioration des résultats comptables se traduit par un accroissement du ratio de capital. Cependant, et cela est cohérent avec l'hypothèse d'une plus grande sensibilité du ratio de capital des groupes mutualistes, on constate aussi que le coefficient de la variable d'interaction $(NI/LIAB)*MUTUAL$ est également positif chaque année sauf une, avec des coefficients statistiquement significatifs tous les sauf en 1992, 1993 et 1994, période pendant laquelle les assureurs américains ont souffert de résultats financiers catastrophiques, ce qui en fait des années singulières. Si on met ces trois années de côté, les résultats semblent donc bien confirmer que les ratios de capital des assureurs mutualistes sont plus sensibles aux variations de leur revenu que ne le sont ceux des assureurs par actions. Ces dynamiques différentes des ratios de capital des assureurs mutualistes et des assureurs par actions renforcent l'hypothèse selon laquelle c'est la présence de coûts d'ajustement financiers plus élevés qui, toutes choses égales par ailleurs, conduirait les mutuelles à choisir un ratio de capital plus élevé qu'un assureur par action.

Table 5. Cross-sectional models of annual changes in property-liability capital ratios from 1991–1998
 Dependent variable is the annual change in the capital to total liability ratio. NI/LIAB is the contemporaneous value of net income divided by total liabilities and MUTUAL equals one if the company is a mutual insurer and zero otherwise.

	Coefficient (<i>t</i> -statistic)							
	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Intercept	-0.02 (-1.49)	-0.04 (-4.29)	-0.02 (-1.48)	-0.04 (-3.58)	-0.00 (-0.36)	0.01 (1.29)	-0.02 (-1.49)	-0.01 (-0.90)
NI/LIAB	0.52 (2.95)	0.72 (7.28)	0.66 (4.09)	0.30 (2.65)	0.40 (3.19)	0.30 (2.53)	0.99 (6.90)	0.47 (4.58)
MUTUAL	-0.01 (-0.44)	-0.00 (-0.20)	-0.00 (-0.10)	-0.00 (-0.22)	0.00 (0.22)	-0.01 (-0.84)	0.01 (0.27)	-0.01 (-0.75)
MUTUAL* (NI/LIAB)	0.84 (3.07)	-0.10 (-0.53)	0.21 (0.77)	0.28 (1.25)	0.50 (1.99)	1.10 (4.90)	0.52 (2.09)	1.32 (5.57)
<i>N</i>	229	242	249	248	252	257	255	233
Adjusted <i>R</i> ²	0.17	0.22	0.11	0.05	0.11	0.18	0.29	0.29

3 Capital management

Comme pour toute entreprise d'assurance, l'évaluation du coût du capital de la mutuelle est la première étape d'une démarche qui devrait la conduire à optimiser l'usage de ses fonds propres. Cette optimisation passe par l'allocation d'une partie de ces fonds propres aux diverses activités de l'entreprise afin d'en garantir la solvabilité, d'en calculer les coûts et d'en déduire une tarification adéquate, ces trois tâches se réalisant de manière évidemment interactive. On les regroupe souvent sous l'expression *capital budgeting*. L'approche dite RAROC, acronyme pour Risk-Adjusted Return on Capital, initialement introduite dans le secteur bancaire, s'impose progressivement et sous des modalités variables, comme la modalité usuelle de cette démarche. Elle consiste à suivre les étapes suivantes :

Etape 1 : Définir le *Capital Economique* de chaque type de risque pris séparément. Pour une entreprise d'assurance IARD, ceci inclut:

- les risques d'actifs, dont le risque de crédit lié aux créances de réas-

assurance ou aux obligations détenues en portefeuille (il s'agit de risques de faible fréquence et d'intensité forte) et le risque de marché lié aux investissements en action et aux risques de taux.

- les risques de passifs, dont les risques de catastrophes liés aux expositions extrêmes des couvertures dommages et des risques non-catastrophiques, comme ceux liés au montant et au rythme des demandes d'indemnisation.

- les risques opérationnels, dont les risques associés au cycle de l'assurance en volume et en prix et les risques idiosyncratiques comme les risques de fraude ou de panne de système informatique.

Pour chaque type de risque, on calcule le Capital Economique défini comme les fonds propres qui lui sont alloués pour satisfaire certaines contraintes sur des mesures de risque, notamment la Value-at-Risk (VaR) ou d'autres mesures comme la TailVar, en vue de satisfaire à la fois les exigences réglementaires (notamment celles qui seront imposées dans le cadre de *Solvency 2*) et des objectifs de solvabilité propres à la police de l'entreprise..

Etape 2 : En déduire le *Capital Economique Total* de l'assureur en agréant les types de risques, en tenant compte des corrélations entre risques et des effets de diversification de portefeuille. La Capital Economique Total est ensuite réaffecté à chaque activité de l'assureur en fonction de sa contribution au risque global de l'entreprise.

Etape 3 : Le Risk-Adjusted Return on Capital - RAROC - d'un assureur IARD est une mesure du rendement espéré du capital économique affecté à une ligne de risque - disons à une police d'assurance caractéristique de cette ligne de risque, pour toute la durée de vie de cette police. Par analogie avec une approche devenue standard en *capital budgeting* bancaire²¹, le RAROC

²¹Voir Nakada et alii (1999).

d'une activité de couverture IARD peut être défini par

$$RAROC = (1 - \tau) \frac{PR - PV(EI) - PV(D) + IC}{PV(EC)}, \quad (8)$$

où $PV(.)$ est l'opérateur de calcul de valeur actuelle pour des flux financiers relatifs à l'ensemble de la durée de vie de la police et où les notations sont

PR = primes encaissées,

EI = espérance mathématique des indemnités payées,

D = dépenses de souscription et de traitement des sinistres,

IC = intérêt sur le capital immobilisé,

EC = capital économique,

τ = taux d'impôt sur les profits de l'assureur.

On peut aussi définir de manière similaire le RAROC d'une activité d'investissement.

Etape 4 : Décider d'un taux de rendement requis pour l'ensemble de l'entreprise (*Hurdle Rate*) qui reflète son coût du capital tel qu'il résulte du modèle utilisé (CAPM ou autre) et comparer le RAROC de chaque activité au *Hurdle Rate*. Les activités dont le RAROC est supérieur au *Hurdle Rate* créent de la valeur pour l'entreprise, et elle réduisent la valeur de l'entreprise dans le cas contraire.

L'approche RAROC est susceptible d'être utilisée par toute institution financière, et en particulier par une mutuelle d'assurance tout autant que par une société d'assurance par action. L'aspect le plus fragile du RAROC tient certainement à sa dépendance à la méthode de calcul du capital économique, celle-ci étant affectée tout particulièrement par le choix du critère de mesure de risque (par exemple selon que l'on retienne la VaR ou la TailVar), mais cette question est orthogonale à la forme de l'entreprise. Comme on l'a vu, il n'en va pas de même du coût du capital qui définit le *Hurdle Rate*. Toutes

choses égales par ailleurs, les effets de liquidité et de coûts d'ajustement du capital majorent le coût du capital d'une prime d'illiquidité dans le premier cas et d'une prime de risque de détresse financière dans le second. C'est dans le calcul du coût du capital pertinent, et donc du Hurdle Rate, que la spécificité de la forme mutuelle est susceptible d'apparaître, plutôt que dans le mode de calcul du RAROC.

4 Références

Chen, Z., R.G. Ibbotson et W.Y Hu, 2010, "Liquidity as an investment style", *mimeo*, <http://ssrn.com/abstract=1675108>.

Chen, Z. et P. Xiong, 2001, "Discounts on illiquid stocks : evidence from China", Working Paper, Yale School of Management.

Cummins J.D. et R.D. Phillips, 2005, "Estimating the cost of equity capital for property-liability insurers", *Journal of Risk and Insurance*, 72, 3, 441-478.

Datar, V., N. Niak et R. Radcliffe, 1998, "Liquidity and stock returns : an alternative test", *Journal of Financial Markets*, 1, 203-219.

Fama, E. F. et K. R. French, 1992, "The cross-section of expected stock returns", *Journal of Finance*, 47, 427-465.

Fama, E. F. et K. R. French, 1993, "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.

Fama, E. F. et K. R. French, 1995, "Size and book-to-market factors in earnings and returns", *Journal of Finance*, 50, 131-155.

Froot, K. et J. Stein, 1998, "Risk management, capital budgeting, and capital structure policy for financial institutions : an integrated approach", *Journal of Financial Economics*, 47, 55-82.

Froot, K., D. Scharfstein et J. Stein, 1993, "Risk management: coordinating corporate investment and financing policies", *Journal of Finance*, 48, 1629-

1658.

Harrington, S.E. et G. Niehaus, 2002, "Capital structure decisions in the insurance industry: stocks versus mutuals", *Journal of Financial Services Research*, 21, 145-163.

Ibbotson Associates, 2002, *Stocks, Bonds, Bills, and Inflation : Valuation Edition (2002 Yearbook)*, Chicago.

Kaplan, P.D. et J.D. Peterson, 1998, "Full-information industry betas" *Financial management*, 27, 85-93.

Nakada, P., H. Shah, H.U. Koyluoglu et O. Collignon, 1999, "P&C RAROC: a catalyst for improved capital management in the property and casualty insurance industry", *The Journal of Risk Finance*, Fall, 1-18.

Pastor, L. et R. Stambauch, 2003, "Liquidity risk and expected stock returns", *Journal of Political Economy*, 111, 642-685.

Silber, W.L., 1991, "Discounts on restricted stock : the impact of liquidity on stock prices", *Financial Analysts Journal*, July-August, 60-64.