



<http://economix.u-paris10.fr/>

Document de Travail

Working Paper

2008-06

Les cycles de souscription de l'assurance non vie en France

Catherine Bruneau
Nadia Sghaier



UMR 7166 CNRS

Université Paris X-Nanterre
Maison Max Weber (bâtiments K et G)
200, Avenue de la République
92001 NANTERRE CEDEX

Tél et Fax : 33.(0)1.40.97.59.07
Email : secretariat-economix@u-paris10.fr



Université Paris X Nanterre

Les cycles de souscription de l'assurance non vie en France*

Catherine Bruneau[†] Nadia Sghaier[‡]

Economix,
Université Paris X-Nanterre,
200 avenue de la République,
92001 Nanterre Cedex, France.

December 7, 2007

Résumé

Ce travail propose une analyse empirique de la présence et des déterminants des cycles de souscription de l'assurance non vie en France pour l'industrie dans son ensemble et pour deux lignes prises individuellement dont une longue et une courte sur les périodes 1963-2004 et 1982-2004. Dans une première étape, l'estimation d'un processus AR(2) pour le taux de croissance des primes montre la présence d'un phénomène cyclique à partir des années 80 pour le secteur agrégé et pour la ligne automobile. Dans une deuxième étape, nous cherchons à en déterminer les causes. Parmi les déterminants, nous considérons le montant des sinistres et des dépenses, les capitaux propres et les rendements des actifs financiers. Nous adoptons une approche multivariée et nous estimons un modèle à correction d'erreur vectoriel qui autorise la distinction entre les effets de court et de long terme. Nous mettons en évidence des liens de causalité durables entre les différentes variables et nous terminons par une analyse impulsionnelle. Les résultats empiriques que nous obtenons sont interprétés en faisant référence aux principales hypothèses avancées dans la littérature pour expliquer la cyclicité et aux modèles financiers d'évaluation des primes. Ces résultats montrent que les causes varient selon les lignes et les périodes.

Mots clés : Présence et déterminants des cycles de souscription, assurance non vie, modèle à correction d'erreur vectoriel, liens de causalité, analyse impulsionnelle.

*Les auteurs remercient François Fouques (FFSA, France) et Georges Dionne (IHEC, Montréal) dont les commentaires ont permis d'améliorer la version initiale de ce papier ainsi que Céline Blondeau (Université Catholique de Lille) pour les données.

[†]E-mail : cbruneau@u-paris10.fr.

[‡]E-mail : nsghaier@u-paris10.fr.

Abstract

This paper provides an empirical analysis of the presence and determinants of the underwriting cycle in non-life insurance for France for the industry and for two individual lines which one long and one short for the period 1963-2004 and 1982-2004. First, the estimation of the AR(2) process of the rate of growth of premiums shows the presence of a cyclical behavior since 80 for the aggregate sector and for the automobile line. Second, we aim to determine their causes. For that, we consider the amount of claims and expenses, equities and returns on financial assets. We adopt a multivariate approach and we estimate an error correction vector model that allows the distinction between the effects of short and long term. We provide evidence of causality between different variables and we end with an impulse analysis. The empirical results that we get are interpreted with reference to principal hypothesis made in the literature to explain the cycle and financial model of insurance pricing. These results show that the causes vary across lines and periods.

Keywords : Presence and determinants of the underwriting cycles, non life insurance, error correction vectoriel model, causality, impulse analysis.

1 Introduction

Les fluctuations que subissent les primes et les profits¹ d'assurance non vie ont été étudiées à de nombreuses reprises dans la littérature qui a conclu au caractère cyclique des résultats de souscription.

Les cycles de souscription, largement analysés aux Etats-Unis, ont été observés dans plusieurs pays développés, dont la France, ce qui a été expliqué par la prolifération de l'activité internationale de la réassurance (Cummins et Outreville, 1987), l'intégration des marchés financiers (SwissRe, 2001) et l'interdépendance des activités économiques (Leng et Meier, 2006).

Pour expliquer la cyclicité, nous trouvons dans la littérature économique différentes théories, sans qu'il y ait une explication définitive et unique qui soit donnée du phénomène cyclique. Parmi les principales hypothèses avancées, nous pouvons citer (1), l'hypothèse de la tarification extrapolative (Venezian, 1985), (2), l'hypothèse des anticipations rationnelles (Cummins et Outreville, 1987) et (3), l'hypothèse de la capacité contrainte (Winter, 1988; Gron, 1994; Cummins et Danzon, 1997).

Par rapport aux travaux antérieurs, nous nous sommes assignés un double objectif. D'une part, nous testons la présence d'un phénomène cyclique pour le secteur agrégé et pour deux lignes prises individuellement. D'autre part, nous cherchons à en déterminer les causes, en mettant en relation, dans le cas de la France, les résultats empiriques que nous obtenons et les hypothèses avancées pour expliquer les causes de la cyclicité.

Nous considérons les primes émises brutes de réassurance² plutôt que les ratios combinés³ ou les taux de profit de souscription⁴ car les primes sont considérées comme les sources primaires des cycles de souscription⁵. De plus, elles incorporent a priori de l'information sur les sinistres anticipés, les taux d'intérêt et les capitaux propres par mécanisme d'anticipation.

Ces hypothèses ont été testées pour les Etats-Unis (Niehaus et Terry, 1993; Fung et al, 1998) mais, à notre connaissance, aucune étude comparable n'a été menée sur des données françaises. Dans une étude réalisée par SwissRe (2001), l'hypothèse des anticipations rationnelles est retenue pour expliquer la cyclicité en France, mais sans analyse empirique. Par ailleurs, Cummins et Out-

¹Le profit de souscription est défini par la différence entre les primes d'assurance non vie et le montant des sinistres et dépenses de souscription. Les dépenses de souscription sont constituées essentiellement des commissions, des frais de gestion et des frais de fonctionnement.

²Pour des raisons de disponibilité de données, nous considérons les primes émises brutes de réassurance plutôt que les primes acquises et/ou nettes de réassurance.

³Les ratios combinés représentent la somme du ratio de sinistralité et celui des dépenses :

$$CR = \frac{L}{PE} + \frac{E}{PW}$$

Où L , PE , E et PW désignent respectivement les sinistres, les primes acquises, les dépenses et les primes émises.

⁴Taux de profit de souscription = 1 - Ratio Combiné.

⁵Parmi les études qui ont considéré les primes émises pour étudier les causes de la cyclicité et tester les hypothèses avancées, nous citons Niehaus et Terry (1993), Fung et al (1993, 1998), Lamm-Tennant et Weiss (1997), Chen et al (1999) et Blondeau (2001).

reville (1987) et Lamm-Tennant et Weiss (1997) mettent en évidence un cycle de souscription en France, mais sans chercher à en déterminer les causes. Blondeau (2001) est le premier auteur à développer une analyse empirique des causes de la cyclicité en France. Meier et Outreville (2006) s'intéressent également à la cyclicité, mais ils se sont limités à l'étude de la relation entre les ratios sinistres aux primes, le taux d'intérêt et le prix de la réassurance. Cependant, leurs études portent sur le secteur de l'assurance non vie pris dans son ensemble. Nous suivons la démarche de Blondeau (2001) en considérant successivement le secteur dans son ensemble et les différentes lignes, prises individuellement, ce qui nous permet d'appréhender l'hétérogénéité potentielle entre les lignes, mise en évidence dans d'autres pays (Venezian et Fields, 1989; Haley, 1995; Lamm-Tennant et Weiss, 1997; Fung et al., 1998; Chen et al., 1999).

Nous estimons un modèle à correction d'erreur vectoriel où intervient le niveau de référence des primes tel qu'il peut être caractérisé à partir d'un ensemble de fondamentaux au sein d'une relation de long terme/relation de cointégration et nous mettons en évidence des liens de causalité durables, puisqu'ils sont transmis via l'écart à la relation de long terme par opposition aux liens de causalité de court terme (Granger, 1988; Bruneau et Jondeau, 1999), mis en évidence dans les travaux de Niehaus et Terry (1993) et Fung et al (1993, 1998), à partir des seules variables différenciées, ce qui ne permet pas de capter les effets de long terme ou durables. Nous mettons également en oeuvre une analyse impulsivité, pour conclure sur le signe de l'impact à long terme, lorsque les effets de court et long terme sont de signes opposés, dans le cadre du modèle à correction d'erreur vectoriel.

Ce travail s'organise comme suit. La section 2 est consacrée à un rappel des principales hypothèses avancées dans la littérature pour expliquer la cyclicité en assurance non vie. Le modèle économétrique utilisé dans cette étude est présenté en section 3 dans les différentes versions qui autorisent une confrontation des données aux différentes hypothèses testées. La section 4 est consacrée à l'étude empirique, avec une description des données utilisées et à la présentation et l'interprétation des résultats obtenus. La dernière section conclut et présente des pistes de recherche future.

2 Les principales hypothèses avancées pour expliquer la cyclicité en assurance non vie

Les cycles en assurance non vie sont définis par les fluctuations des primes et des profits au cours du temps. Ils comportent des phases ascendantes correspondant aux périodes de tension où les primes augmentent, les résultats s'améliorent et l'offre d'assurance diminue, et des phases descendantes correspondant aux périodes de dépression où les primes baissent, les résultats se détériorent et l'offre croît. Nous rappelons les principales hypothèses retenues pour expliquer ce phénomène, à savoir, l'hypothèse de la tarification extrapolative, l'hypothèse des anticipations rationnelles et l'hypothèse de la capacité contrainte.

2.1 L'hypothèse de la tarification extrapolative

Venezian (1985) considère que les méthodes de tarification adoptées par les assureurs sont à l'origine des cycles de souscription sur plusieurs lignes, puisque ces méthodes sont basées sur l'extrapolation des sinistres passés comme prédicteur des sinistres futurs. Il montre que cette extrapolation peut générer des profits qui suivent un processus autorégressif d'ordre 2 :

$$\pi_t = a_0 + a_1 \pi_{t-1} + a_2 \pi_{t-2} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

où π_t représente le profit de souscription, a_0 , a_1 et a_2 des coefficients estimés par les Moindres Carrés Ordinaires et ε_t un terme d'erreur aléatoire.

Si $a_1 > 0$, $a_2 < 0$ et $a_1^2 + 4 a_2 < 0$, un phénomène cyclique existe et sa période est donnée par :

$$P = \frac{2\pi}{\text{Cos}^{-1}\left(\frac{a_1}{2\sqrt{-a_2}}\right)}. \quad (2)$$

2.2 L'hypothèse des anticipations rationnelles

Dans un marché parfait à anticipations rationnelles, les primes pures sont égales à l'espérance des sinistres et des dépenses futurs, prise conditionnellement à toute l'information disponible au moment de la tarification (Cohn et Myers, 1987). Les primes sont alors les meilleurs prédicteurs des sinistres et des dépenses futurs, au sens où elles agrègent toute l'information pertinente sur les sinistres et les dépenses futurs, comme le montre l'équation suivante :

$$P_t = \delta_t E_t (L_{t, t+1}), \quad (3)$$

où P_t désigne les primes courantes, $L_{t, t+1}$, le montant des sinistres et des dépenses futurs et δ_t le facteur d'actualisation⁶.

Mathématiquement, les anticipations rationnelles impliquent que la différence entre le montant des sinistres et des dépenses actuels et le montant des sinistres et des dépenses futurs, $u_{t, t+1}$, (l'erreur de prévision du montant des sinistres et des dépenses futurs, à la date $t + 1$, pour l'ensemble des polices souscrites à la date t) est sans biais et non corrélée avec toute l'information, Z_t , disponible à la date t (Cummins et Outreville, 1987) :

$$u_{t, t+1} = L_{t, t+1} - E_t (L_{t, t+1}) \text{ avec } E_t (u_{t, t+1}) = 0 \text{ et } E_t (u_{t, t+1} Z_t) = 0, \quad (4)$$

En substituant l'équation (4) dans (3), nous obtenons :

$$P_t = \delta_t L_{t, t+1} - \delta_t u_{t, t+1}. \quad (5)$$

L'équation (5) montre que le montant des sinistres et des dépenses futurs ainsi que le facteur d'actualisation courant expliquent les primes courantes,

⁶Pour une description détaillée du taux d'actualisation approprié, Voir Cummins (1990, 1991), Fairely (1979), Kraus et Ross (1982).

sans apport informatif de la sinistralité passée (ou de toute autre information disponible à la date t). Cependant, il convient de noter que si les sinistres futurs sont estimés avec erreur et que cette erreur est corrélée avec les sinistres passés, ces derniers peuvent expliquer les primes, même sous l'hypothèse des anticipations rationnelles. Nous retrouvons alors l'hypothèse de la tarification extrapolative de Venezian (1985).

Plusieurs auteurs ont montré que les anticipations rationnelles ne permettent pas de créer des cycles et que, seuls, les facteurs externes au monde de l'assurance peuvent engendrer des mouvements cycliques du fait de l'impossibilité d'ajuster immédiatement les prix en fonction de l'information disponible et anticipée. Parmi ces facteurs, nous citons les taux d'intérêt (Doherty et Kang, 1988; Fields et Venezian, 1989; Smith, 1989; Haley, 1993, 1995; Fung et al., 1998; Meier, 2006; Leng et Meier, 2006; Meier et Outreville, 2006), les rendements des marchés financiers (Cummins et Nye, 1980; Urrutia, 1996) et les fluctuations économiques (Grace et Hotchkiss, 1995; Lamm-Tennant et Weiss, 1997; Chen et al., 1999; Blondeau, 2001).

2.3 L'hypothèse de la capacité contrainte

Selon cette hypothèse, les cycles sont déclenchés par des entraves aux flux de capitaux créant une alternance de périodes d'excès et de périodes d'insuffisance de capitaux. Les chocs exogènes affectant les fonds propres des assureurs telles que les catastrophes naturelles entraînent une raréfaction des capacités, ce qui se traduit par une augmentation des tarifs (SwissRe, 2001). Plusieurs auteurs ont mis en évidence le rôle significatif du capital dont disposent les assureurs dans l'explication des cycles de souscription. C'est dans ce sens que Winter (1988) présente un modèle dans lequel les primes ne sont pas les meilleurs prédicteurs des sinistres futurs. Il suppose que les sinistres sont interdépendants et que, par conséquent, l'offre des assureurs dépend de leurs capitaux. Dans la même ligne de pensée, Gron (1994) trouve une relation négative entre le résultat de souscription et la capacité disponible pour le cas des Etats Unis. Harrington (2000) considère que l'augmentation des primes est due à la réduction du capital qui intervient à la suite d'un événement défavorable en matière d'investissement ou de sinistres. Dans une autre approche du problème, Cummins et Danzon (1997) étudient l'effet du capital disponible sur la tarification et la rentabilité des assureurs, en tenant en compte des risques de solvabilité⁷. Ils trouvent une relation positive entre le capital et l'accroissement des primes et concluent que les assureurs les plus sûrs pratiquent les prix les plus élevés.

2.4 Tests réalisés sur les hypothèses précédentes

Certains auteurs ont testé les hypothèses précédentes sur des données américaines. Niehaus et Terry (1993) sont les premiers à tester, à l'aide des tests de causalité de Granger (1969), l'hypothèse de la tendance extrapolative de

⁷Ce risque de solvabilité étant négligé dans les modèles de Winter et Gron.

Venezian (1985), l'hypothèse des anticipations rationnelles de Cummins et Outreville (1987) et l'hypothèse de la capacité contrainte de Winter (1988) et Gron (1994) pour le secteur d'assurance agrégé sur la période 1946-1988. Leurs résultats empiriques soutiennent les hypothèses de la tendance extrapolative et de la capacité contrainte, et rejettent l'hypothèse des anticipations rationnelles. Ils considèrent que le rejet de cette hypothèse est dû aux erreurs de mesure des sinistres⁸. Fung et al (1993, 1988) reprennent et enrichissent les travaux de Niehaus et Terry (1993) tout en considérant la même période et en menant une analyse par ligne. Ils ajoutent, par ailleurs, cinq hypothèses aux trois hypothèses précédentes⁹. D'un point de vue empirique, ils estiment un modèle vectoriel autorégressif qui permet de décomposer la variance des primes et d'examiner les interactions dynamiques entre les différentes variables à travers l'analyse des fonctions de réponse impulsionnelle. Ils concluent que chaque hypothèse, prise isolément, ne peut pas expliquer les cycles de souscription et qu'elle devient explicative lorsqu'elle est combinée aux autres. Une des limites de ces études est qu'elles considèrent des variables différenciées, ce qui ne permet de capter que les effets de court terme.

Pour le cas de la France, Blondeau (2001) a adopté les techniques de la cointégration multivariée pour tester ces hypothèses sur la période 1963-1999. Bien que cette étude ait détecté la présence des relations de long terme en plus des fluctuations de court terme, elle se limite à l'estimation d'un modèle à correction d'erreur vectoriel. Dans notre étude, nous nous intéressons en plus aux liens de causalité pouvant exister entre les différentes variables, ce qui fournit des indications quand à la significativité et aux sens des liaisons qu'ont les variables entre elles à court et à long terme. En plus, nous vérifions le signe de cette influence par l'analyse des fonctions de réponse impulsionnelle.

Dans la section suivante, nous présentons les spécifications économétriques retenues pour confronter les données françaises aux trois principales hypothèses de la tarification extrapolative, des anticipations rationnelles et de la capacité contrainte.

3 Modèle économétrique

Nous tentons un modèle économétrique qui autorise une identification des fondamentaux des primes, capables d'expliquer les fluctuations de celles-ci et de rendre compte notamment de leurs mouvements cycliques mis en évidence dans d'autres études. Des facteurs explicatifs du niveau des primes peuvent être considérés, à notre sens, comme des fondamentaux, si leur influence est durable. En

⁸Ils considèrent les sinistres payés en t comme proxy des sinistres correspondant aux primes payées en t .

⁹Les cinq hypothèses ajoutées sont: H4 : relation inverse entre les primes et les taux d'intérêt. H5 : relation positive entre les primes et les dépenses de souscription. H6 : relation positive entre les primes et l'incertitude. H7 : l'effet des variations des taux d'intérêt est plus important pour les branches longues. H8 : la réponse des primes aux chocs sur les variables telles que les sinistres ou les taux d'intérêt est plus volatile pour les branches longues et hautement réglementées que pour les branches courtes.

d'autres termes, le lien doit pouvoir être caractérisé comme persistant ou, selon une terminologie courante, comme un lien contribuant à une relation de long terme. Il est dès lors naturel de rechercher une relation de cointégration entre les primes et les différentes variables explicatives dont le montant des sinistres et des dépenses, les capitaux propres et les variables financières qui se révèlent toutes non-stationnaires. Dans cette perspective, nous examinons le compte de résultat d'une compagnie d'assurance non-vie afin de justifier le choix des variables dont nous modélisons la dynamique jointe.

3.1 Description des variables retenues

L'analyse du compte de résultat d'une compagnie d'assurance non vie fait apparaître des postes dont les évolutions sont liées de par la contrainte d'équilibre comptable. Le résultat global apparaît mécaniquement lié au solde de souscription et au solde financier¹⁰. Il est dès lors raisonnable de penser que les primes s'ajustent en fonction de ces soldes pour satisfaire l'équilibre. Par conséquent, les primes doivent être influencées non seulement par le montant des sinistres et des dépenses mais aussi, via les placements financiers, par les évolutions des marchés obligataires et des marchés boursiers. Mathématiquement, ces relations se traduisent par cette équation comptable :

$$Y = R_S + R_F = r_S P + r_A A, \quad (6)$$

où Y représente le revenu total, $R_S = P - L$ le solde de souscription, P les primes d'assurance non vie, L le montant des sinistres et des dépenses¹¹, $r_S = \frac{R_S}{P}$ le taux de rendement de souscription, R_F le solde financier, A les placements, r_A le taux de rendement des placements. Si nous supposons que les placements sont essentiellement constitués des primes et des capitaux propres ($A = P + C$) qui sont investis au taux de rendement, r_A , et si nous nous plaçons dans une situation d'équilibre défini par $Y = 0$, L'équation (6) devient :

$$P = L - r_A(P + C), \quad (7)$$

Ce qui implique :

$$P = \frac{L - r_A C}{1 + r_A}. \quad (8)$$

L'équation (8) montre, d'une part, une relation positive entre les primes et le montant des sinistres et des dépenses, et une relation négative entre les primes et les capitaux propres. D'autre part, elle montre une relation inverse entre les primes et le taux de rendement des placements¹².

¹⁰En raison de disponibilité de données, nous ne nous intéressons pas au solde de la réassurance non vie.

¹¹Les dépenses représentent les frais de gestion, les commissions, les frais de fonctionnement et d'administration...

¹²Le calcul de la dérivée montre qu'elle est négative :

$$f'(r_A) = \frac{-C - L}{(1 + r_A)^2}$$

Compte-tenu de la relation précédente, nous retiendrons comme fondamentaux possibles, outre les sinistres et les dépenses, les variables représentatives des produits des placements. Dans le cas français, du fait de contraintes réglementaires, les placements en obligations sont plus importants que les placements en actions. Dans ce sens, nous nous intéressons au taux de rendement des obligations d'Etat à long terme pour étudier l'impact du marché obligataire et au taux de rendement de l'indice des actions pour évaluer l'effet du marché boursier. Enfin, nous introduisons la variable des capitaux propres.

3.2 Présentation du modèle à correction d'erreur vectoriel

Nous postulons d'abord la représentation de la dynamique des variables retenues par un modèle vectoriel autoregressif (VAR, Vectorial Autoregressive) dont l'ordre maximal est déterminé en minimisant les critères d'information d'Akaike et de Schwarz.

Les variables introduites sont non-stationnaires¹³, ce qui est vérifié par les tests usuels de racine unitaire. La question se pose alors de savoir s'il existe une (plusieurs) relation(s) de cointégration, c'est-à-dire une (plusieurs) combinaison(s) linéaire(s) stationnaire(s) des différentes variables. De telles relations entre les variables -prises en niveau- sont interprétées comme des relations de long terme ou relations d'équilibre.

Une relation d'intérêt pour notre étude est une relation qui explique la prime comme combinaison linéaire des autres variables (ses fondamentaux) à une variable résiduelle près (stationnaire). Ce résidu est interprété comme un écart à la relation d'équilibre de long terme (obtenu en écrivant que la prime est exactement la combinaison linéaire considérée). Nous montrons qu'en présence d'une (plusieurs) relation(s) de cointégration, nous pouvons reparamétriser le modèle VAR, sans perte d'information, sous une forme dite à correction d'erreur vectoriel (VECM, Vectorial Error Correcting Model) où les variations courantes des différentes variables sont expliquées non seulement par les variations passées, selon une écriture autorégressive, mais également par les écarts passés à (aux) relation(s) de long terme. Nous parlons de mécanisme à correction d'erreur, lorsqu'un écart passé à l'équilibre de long terme induit une variation des variables qui tend à ramener le système vers l'équilibre.

La reparamétrisation autorise une estimation des paramètres du modèle qui ne fait intervenir que des variables stationnaires et ne souffre donc pas du problème de régressions fallacieuses rencontré en présence de régresseurs non stationnaires.

¹³Une variable X_t est dite non stationnaire si sa moyenne ou sa variance varie au cours du temps, en l'occurrence ici la variance qui est "explosive" avec le temps, en raison de la présence d'une racine unitaire.

3.2.1 Ecriture du modèle vectoriel autoregressif

Plus précisément, nous écrivons d'abord le modèle VAR pour les n variables retenues outre Lpr :

$$Y_t = \begin{pmatrix} Lpr_t \\ X_{1t} \\ \cdot \\ X_{nt} \end{pmatrix} = \sum_{l=1}^P \Phi_l \begin{pmatrix} Lpr_{t-l} \\ X_{1t-l} \\ \cdot \\ X_{nt-l} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{Lpr,t} \\ \varepsilon_{1t} \\ \cdot \\ \varepsilon_{nt} \end{pmatrix} \iff \Phi(L)Y_t = \varepsilon_t$$

où Φ_l désigne une matrice $(n+1) \times (n+1)$, $\varepsilon_t = (\varepsilon_{Lpr,t}, \varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{nt})'$ un processus bruit blanc (faible)¹⁴ et $\Phi(L)$ est l'opérateur autorégressif défini par :

$$\Phi(L) = Id - \sum_{l=1}^P \Phi_l L^l$$

Les variables X_{1t} correspondent aux différents fondamentaux envisagés pour les primes. Nous commençons par analyser le secteur assurance non vie dans son ensemble et nous formons un système à cinq composantes constitué des primes, du montant des sinistres et dépenses, du taux de rendement des obligations, du taux de rendement des actions et des capitaux propres. Puis, nous considérons les deux lignes automobile et transport. En raison de disponibilité de données (capitaux propres manquant par ligne), nous étudions la relation, par ligne, entre les primes, le montant des sinistres, le taux de rendement des obligations et le taux de rendement des actions.

Nous pouvons alors faire intervenir des relations de long terme dans le cadre d'une écriture "à correction d'erreur" de la dynamique.

3.2.2 Ecriture du modèle à correction d'erreur vectoriel équivalent au modèle VAR

Si nous notons $Z_{k,t}$ la variable résiduelle (stationnaire) associée à la relation de long terme $n^o k$, parmi les r (rang de cointégration) qui ont été validées le modèle à correction d'erreur vectoriel prend la forme suivante :

$$\begin{pmatrix} \Delta Lpr_t \\ \Delta X_{1t} \\ \cdot \\ \Delta X_{nt} \end{pmatrix} = \sum_{l=1}^{P-1} \Psi_l \begin{pmatrix} \Delta Lpr_{t-l} \\ \Delta X_{1t-l} \\ \cdot \\ \Delta X_{nt-l} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{Lpr,1} & \cdot & \gamma_{Lpr,r} \\ \gamma_{11} & & \gamma_{1r} \\ \cdot & & \cdot \\ \gamma_{n1} & \cdot & \gamma_{nr} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Z_{1,t-1} \\ Z_{2,t-1} \\ \cdot \\ Z_{r,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{Lpr,t} \\ \varepsilon_{1t} \\ \cdot \\ \varepsilon_{nt} \end{pmatrix}$$

Par exemple, si la première relation de long terme décrit le niveau de référence des primes, fonctions de ses fondamentaux :

$$Z_{1,t-1} = Lpr_{t-1} - (c + \alpha_1 X_{1t-1} + \dots + \alpha_n X_{nt-1})$$

Un écart passé à cette relation $Z_{1,t-1}$ influence ΔLpr_t via le terme $\gamma_{Lpr,1} Z_{1,t-1}$ dans l'équation des primes :

¹⁴Un processus bruit blanc faible est une suite de variables aléatoires indicées par le temps, centrées, de même variance et sans corrélation à des dates différentes.

$$\begin{aligned} \Delta Lpr_t &= \sum_{l=1}^{P-1} \Psi_{Lpr,Lpr,l} \Delta Lpr_{t-l} + \sum_{l=1}^{P-1} \Psi_{Lpr,1,l} \Delta X_{1t-l} + \\ &\dots \sum_{l=1}^{P-1} \Psi_{Lpr,n,l} \Delta X_{nt-l} + \gamma_{Lpr,1} Z_{1,t-1} + \dots \gamma_{Lpr,r} Z_{r,t-1} + \varepsilon_{Lpr,t} \end{aligned}$$

Si le coefficient $\gamma_{Lpr,1}$ est négatif, il y a correction d'erreur¹⁵.

Il est traditionnel de considérer que les liens de causalité qui sont transmis via l'écart à la relation de long terme sont durables (ils correspondent à des liens de causalité dits de long terme) (Granger, 1988), par opposition aux liens de causalité dits de court terme, traduits par des coefficients significatifs affectant les variations retardées. Cette distinction peut être remise en cause (Bruneau et Jondeau, 1999) et nous pouvons montrer qu'une caractérisation précise des liens de causalité de long terme conduit à reconnaître le rôle des variations dans la transmission des effets de causalité durables. Par contre, les relations dites de court terme ne concernent que les variations des variables (hors influence des relations de long terme).

Il est intéressant de mentionner la notion de causalité inverse qui intervient dès qu'une variable courante est définie comme l'anticipation des variables futures. Si la théorie des anticipations rationnelles rappelée précédemment s'applique, la prime courante doit causer le montant des sinistres et des dépenses selon :

$$\begin{aligned} \text{Log } L_{t+1} - \text{Log}(\delta_t) &= \text{Log } P_t + u_{t+1} \\ \text{Log } L_{t+1} - r_t &\approx \text{Log } P_t + u_{t+1} \\ \text{si } \delta_t &= \frac{1}{1 + r_t} \text{ avec } r_t \ll 1 \end{aligned}$$

La connaissance de la prime P_t améliore, en effet, la prévision de L_{t+1} , ce qui est exactement la caractérisation de la causalité unidirectionnelle de P vers L , au sens de Granger (1969). De même, nous attendons un lien de causalité de la prime vers les taux de rendement des placements. Il s'agit des liens de causalité "inverses" de ceux qui sont intuitifs.

Par la suite, nous essaierons de tester cette causalité des primes vers les rendements des placements financiers et les capitaux propres selon une relation étendue :

$$P_t = \delta_t E_t (L_{t,t+1} + \alpha_1 R_{Bt,t+1} + \alpha_2 R_{St,t+1} + \beta CP_{t,t+1})$$

où $R_{Bt,t+1}$ et $R_{St,t+1}$ désignent respectivement le rendement des obligations (bond) et celui des actions (stock) : le terme $\alpha_1 R_B + \alpha_2 R_S$ correspond au rendement des placements financiers de l'assureur.

¹⁵ Si le niveau des primes de la date $t - 1$ est trop élevé pour l'équilibre ($Z_{1,t-1} > 0$) la prime doit diminuer entre les dates $t - 1$ et t :

$$\Delta Lpr_t < 0$$

ce à quoi contribue le terme : $\gamma_{Lpr,1} Z_{1,t-1} < 0$.

Nous attendons un signe a priori négatif pour les coefficients α_1 et α_2 si nous faisons référence à l'équilibre comptable de la société d'assurance et aux modèles financiers d'évaluation des primes¹⁶. De même, nous attendons que l'effet des variables financières soit plus important pour la ligne longue que la ligne courte puisque les primes et les capitaux propres sont placés sur une période plus longue. Enfin, si nous faisons référence à la théorie de la capacité contrainte, nous attendons que les capitaux propres, *CP*, influencent négativement les primes.

Il est important de remarquer que l'étude de la significativité des coefficients des variations ou des variables d'écart à l'équilibre, dans la cadre du VECM, caractérise des composantes des liens de causalité, qui peuvent d'ailleurs s'opposer : nous pouvons trouver un signe positif pour un lien entre deux variations et un signe négatif pour un lien entre les niveaux correspondants des variables. Nous pouvons alors mettre en oeuvre une analyse impulsionnelle pour décider du signe qui prévaut à long terme (lien de causalité entre les niveaux des variables). Ces analyses impulsionnelles sont obtenues par inversion du VECM (Voir Annexe).

4 Résultats empiriques

4.1 Présentation des données

Les données considérées dans notre étude sont annuelles et portent sur les sociétés anonymes et les mutuelles¹⁷. Ils couvrent la période allant de 1963 jusqu'à 2004 pour le secteur agrégé et la période s'étallant de 1982 à 2001 pour la ligne automobile et transport.

Les données agrégées sur les primes d'assurance non vie émises¹⁸, les sinistres, les dépenses et les capitaux propres sur la période 1965-1982 proviennent de l'étude de Blondeau (2001) et sont complétées par les tableaux de synthèse et les rapports d'activité de fin d'année de la commission de contrôle des assurances [CCA, 1983-2001], ainsi que les rapports de la fédération française des sociétés d'assurance [FFSA, 2002-2004].

Pour la collecte des données sur les primes et les sinistres par ligne, nous avons exploité les tableaux de synthèse et les rapports d'activité de fin d'année de la commission de contrôle des assurances [CCA, 1982-2001].

¹⁶Pour une présentation des modèles financiers d'évaluation des primes (Voir Cummins, 1990, 1991).

¹⁷Certains auteurs se limitent aux sociétés anonymes dans leurs analyses (Niehaus et Terry, 1993, Gron, 1994). D'autres, combinent les sociétés anonymes et les mutuelles (Fung et al, 1998; Blondeau, 2001). Dans notre étude, nous considérons les deux types d'entreprises afin de pouvoir analyser tout le marché et comparer nos résultats empiriques à ceux trouvés par Blondeau (2001). De même, pour des raisons de disponibilité de données.

¹⁸En raison de disponibilité de données, nous considérons les primes émises brutes de réassurance plutôt que les primes acquises et/ou nettes de réassurance. Parmi les auteurs qui ont considéré les primes émises dans leurs études, nous citons : Niehaus et Terry (1993), Fung et al. (1993, 1998) et Blondeau (2001).

Les données portant sur l'indice des prix à la consommation et sur les taux de rendements des obligations d'Etat à long terme proviennent du FMI (Fond Monétaire International) et celles relatives à l'indice des actions SBF250 sont extraites de la base de données DATASTREAM.

Les traitements effectués sur les variables sont, essentiellement, la transformation des données nominales en données réelles (division des variables par l'indice des prix à la consommation) et la linéarisation par l'application de la fonction logarithmique (sauf pour le taux de rendement des obligations d'Etat à long terme et l'indice des actions SBF250).

4.2 Etude de la stationnarité des variables

La première étape de notre démarche économétrique consiste à tester si les différentes séries considérées présentent ou non une racine unitaire. A cette fin, nous nous proposons d'appliquer les tests de Dickey-Fuller (1979, 1981). Les résultats des tests sur les variables en niveau (Voir Tableau 2.1) montrent que les séries étudiées présentent une racine unitaire alors que les résultats des tests sur les variables en différences premières (Voir Tableau 2.2) révèlent leur stationnarité. Les variables sont donc intégrées d'ordre 1.

Notons que le rendement de l'indice boursier est stationnaire et, à ce titre, il ne peut pas être considéré comme un fondamental, au même titre que d'autres variables cointégrées avec la variable des primes. Nous imposons donc la contrainte de nullité du coefficient de l'indice boursier dans la relation de long terme ($\alpha_{\text{Indice des actions}} = 0$)¹⁹.

4.3 Présence des cycles de souscription

Pour tester la présence d'un phénomène cyclique pour le secteur agrégé, nous estimons un modèle autorégressif d'ordre 2 pour le taux de croissance²⁰ des différentes primes comme le montre l'équation (1) sur les deux périodes 1963-2004 et 1982-2004 (Voir Tableau 3.1). Les conditions reflétant la cyclicité ($a_1 > 0$, $a_2 < 0$ et $a_1^2 + 4 a_2 < 0$) ne sont vérifiées que pour la période 1982-2004. Le calcul de la période est alors déterminé selon l'équation (2). Nous trouvons une période de 7.27 années. Cette période est semblable à celle trouvée par Blondeau (2001) avec le ratio combiné sur la période 1963-1999 et différente de celle trouvée par Meier et Outreville (2006). Ces derniers montrent que le ratio sinistres aux primes suit un processus cyclique sur les périodes 1965-2001 et 1982-2001 dont les périodes sont estimées, respectivement, à 5.36 années et 4.88 années.

Pour les lignes automobile et transport, les conditions reflétant la cyclicité ne sont vérifiées que pour la ligne automobile (Voir Tableau 3.2). Ce qui nous amène à conclure à la présence d'un phénomène cyclique uniquement pour cette

¹⁹Cette restriction n'est pas rejetée au niveau usuel de 5% puisque le test du rapport de vraisemblance donne des valeurs auxquelles sont associées des probabilités critiques supérieures à 5%.

²⁰Nous rappelons que le taux de croissance des primes $\frac{P_t - P_{t-1}}{P_t} \approx \Delta \text{Log} P_t$.

ligne. Sa période est estimée à 5.18. Cette période est proche de celle trouvée par Lamm-Tennant et Weiss (1997) sur la période 1965-1987; elles trouvent, en effet, que le ratio sinistres aux primes de la ligne automobile suit un processus cyclique dont la période est estimée à 5.38 années²¹.

Après avoir testé la présence des cycles de souscription, nous cherchons à tester les hypothèses avancées pour expliquer ce phénomène tout en analysant la relation entre les primes, le montant des sinistres et des dépenses, les capitaux propres et les variables financières. Nous considérons, d'abord, la période 1963-2004 puis nous nous limitons à la période 1982-2004.

4.4 Tests des hypothèses sur la période 1963-2004

D'après les critères d'information, nous retenons un VAR d'ordre 2 pour le système composé de primes, sinistres, capitaux propres et variables financières. Pour déterminer le rang de cointégration, nous appliquons les tests de la trace et de la valeur propre maximale²² proposés par Johansen (1988). Ces tests fonctionnent par exclusion d'hypothèses alternatives quant au nombre de relations de cointégration r . Nous testons, d'abord, l'hypothèse nulle $H_0 : r = 0$ contre l'hypothèse alternative $H_1 : r > 0$ avec $r < k$ (k désignant le nombre de variables du VAR). Si H_0 n'est pas rejetée, la procédure du test s'arrête, sinon nous passons à l'étape suivante ($k = r + 1$).

Il est utile de signaler que ces tests dépendent de la spécification considérée (absence/présence de constante et/ou de trend dans les relations de cointégration/dans le VECM). La spécification que nous adoptons est l'absence de tendance et la présence d'une constante dans les relations de cointégration et dans le VECM pour tenir en compte de la tendance linéaire présente dans les données en plus de la tendance stochastique. Nous validons la présence d'au plus une relation de cointégration caractérisant l'équilibre de long terme entre les primes, le montant des sinistres et dépenses, les capitaux propres et les taux de rendement des placements financiers. Cette relation est donnée par l'équation suivante :

$$LPR_t = 0.833 LSR_t - 0.158 LCP_t + 2.468 INTR_t + 6.715 + u_t \quad (9)$$

[11.849]
[3.656]
[4.901]

L'analyse de la relation de long terme montre que l'élasticité des primes par rapport au montant des sinistres et dépenses est positive et proche de 1. Ce qui traduit le fait que les primes sont constituées pour indemniser les sinistres et les dépenses. Par ailleurs, nous notons une élasticité négative entre les primes et les capitaux propres, ce qui reflète que les capitaux propres supportent une partie

²¹Cummins et Outreville (1987) ont trouvé que le ratio primes aux sinistres de la ligne automobile suit un processus cycle dont la période est estimée à 8.20 années.

²²Les statistiques de ces tests sont calculées à partir des valeurs propres, λ_i , de la matrice définissant les relations de long terme du modèle et leurs lois ont été tabulées à l'aide des simulations de Johansen et Juselius (1990).

des sinistres. Le coefficient du taux d'intérêt, par contre, est contre-intuitif, puisqu'il est positif. En effet, une augmentation des produits de placements financiers augmente les revenus des assureurs et exerce a priori une pression à la baisse sur les primes. Kessler (2003) propose une explication en évoquant l'augmentation de la richesse due à la croissance économique, qui provoquerait une augmentation de l'aversion au risque et donc de la demande de l'assurance. Globalement, ces résultats sont semblables à ceux trouvés par Blondeau (2001).

Les fluctuations de court terme autour de la relation d'équilibre sont données par le VECM (Voir Tableau 4.1). Nous commentons les résultats de l'estimation des équations de chacune des variables du système, en cherchant à les interpréter en référence aux principales hypothèses mentionnées précédemment pour expliquer la cyclicité.

Dans l'équation relative aux primes, nous constatons que le terme à correction d'erreur est négatif et significatif, ce qui révèle la présence d'un mécanisme de retour vers l'équilibre de long terme. Par ailleurs, les primes sont durablement et positivement influencées par les sinistres passés, cette influence transitant uniquement par le mécanisme à correction d'erreur. Ce qui semble confirmer l'hypothèse de la tarification extrapolative de Venezian (1985). De même, nous constatons aussi que, via le mécanisme à correction d'erreur, les primes sont durablement et négativement influencées par les capitaux propres. Ce qui semble supporter l'hypothèse de la capacité contrainte de Winter (1988) et Gron (1994).

Concernant l'influence des variables financières sur les primes, nous constatons, comme Blondeau (2001), que les variations du taux d'intérêt passées influencent négativement les variations des primes courantes, ce que nous trouvons dans les modèles financiers usuels d'évaluation des primes. Par contre, via le mécanisme à correction d'erreur, le taux d'intérêt a un effet positif sur les primes. D'après l'analyse des fonctions de réponse impulsionnelle, nous constatons que l'effet du taux d'intérêt est négatif au cours des deux premières périodes et qu'il devient positif à partir de la troisième période.

Nous ne trouvons pas de lien de causalité direct du rendement de l'indice boursier vers les primes. De plus, la fonction de réponse impulsionnelle montre que le rendement de l'indice boursier n'influence pas négativement les primes au cours de la première période. Par contre, à partir de la deuxième période, cette influence devient positive. Ceci peut être dû à la relation inverse entre les rendements des actions et des obligations, d'une part. D'autre part, au fait que l'indice boursier reflète l'activité.

Dans l'équation relative au montant des sinistres et des dépenses, nous remarquons que le terme à correction d'erreur n'est pas significatif, ce qui ne correspond pas à un mécanisme de retour à l'équilibre. Nous ne retrouvons pas le lien de causalité inverse des primes vers le montant des sinistres et des dépenses, ce qui nous amène à rejeter l'hypothèse des anticipations rationnelles de Cummins et Outreville (1987). Niehaus et Terry (1993) ont expliqué que le rejet de cette hypothèse peut être dû à une erreur de mesure sur les sinistres puisque les sinistres payés considérés sont calculés à partir d'une base calendaire plutôt que sur la base de la durée annuelle de la police. En outre, nous obser-

vons que les sinistres et les dépenses sont influencés par le rendement de l'indice boursier passé, ce qui n'a pas d'interprétation directe sauf à dire qu'une augmentation du rendement de l'indice boursier peut être un signe d'une activité économique plus forte, ce qui induit une sinistralité accrue.

Dans l'équation relative aux capitaux propres, nous trouvons que les primes influencent durablement et négativement les capitaux propres, cette influence transite via le mécanisme à correction d'erreur. De même, nous notons la présence d'un lien de causalité inverse des primes vers les capitaux propres. Ce qui est conforme à l'idée selon laquelle l'anticipation d'une hausse des capitaux propres permet aux assureurs de baisser les primes ou encore que l'augmentation des primes est due essentiellement à la réduction du capital causée par les événements défavorables en matière de sinistres ou d'investissement (Harrington, 2000).

Concernant l'influence des sinistres, nous constatons que les sinistres influencent positivement les capitaux propres à travers le mécanisme à correction d'erreur. Ce résultat est a priori contre-intuitif. Nous pouvons cependant trouver une explication à ce fait, en supposant que l'augmentation des sinistres de l'année passée entraîne l'augmentation des capitaux propres de l'année courante.

Dans l'équation relative au taux d'intérêt, nous constatons que les primes influencent durablement et négativement le taux d'intérêt, ce qui est conforme à l'hypothèse des anticipations rationnelles étendue. Par ailleurs, nous constatons que les sinistres et les dépenses influencent positivement le taux d'intérêt, cette influence transite uniquement à travers le mécanisme à correction d'erreur mais l'influence est positive (les sinistres augmentent, donc, conjointement l'activité, ce qui entraîne une réduction des taux d'intérêt, par intervention des autorités monétaires). En outre, nous observons que les capitaux propres influencent positivement les taux d'intérêt.

Dans l'équation relative à l'indice boursier, nous remarquons l'absence d'un mécanisme de retour à l'équilibre. Nous ne retrouvons pas le lien de causalité inverse des primes vers les rendements des actions conformément à l'hypothèse des anticipations rationnelles étendue. Nous observons également un lien de causalité négatif des sinistres vers le rendement de l'indice boursier, ce qui s'explique par le fait qu'une sinistralité accrue aurait une influence négative sur la bourse.

4.5 Tests des hypothèses sur la période 1982-2004

L'analyse de la relation entre les primes, le montant des sinistres et des dépenses, les capitaux propres et les variables financières conduit à conclure à l'absence d'une relation de cointégration entre les variables. Par rapport à ce résultat, nous avons estimé un VAR sur les variables différenciées afin d'analyser les fluctuations de court terme. Les résultats de l'estimation sont reportés dans le tableau 4.2

Dans l'équation relative aux primes, nous constatons que les variations des primes dépendent positivement de ses variations passées et des variations passées du montant des sinistres et des dépenses. Ce qui nous permet de valider

l'hypothèse de la tarification extrapolative de Venezian (1985). Cependant, nous ne retrouvons pas de relation significative entre les variations des primes et les variations des taux d'intérêt. Ce résultat est semblable à celui trouvé par Meier et Outreville (2006) sur la période 1982-2001 et traduit l'instabilité de l'effet des variations du taux d'intérêt sur les variations des primes (Venezian, 2002). De même, nous remarquons que les variations des capitaux propres n'influencent pas les variations des primes. Ce qui semble rejeter l'hypothèse de la capacité contrainte de Winter (1988) et de Gron (1994) sur la période 1982-2004.

Dans l'équation relative au montant des sinistres et des dépenses, nous ne notons pas la présence d'un lien de causalité inverse des variations des primes vers les variations des sinistres et des dépenses, ce qui ne valide pas de nouveau l'hypothèse des anticipations rationnelles. Par ailleurs, nous retrouvons que les variations du rendement de l'indice boursier influencent les variations des sinistres et des dépenses.

Dans l'équation relative aux capitaux propres, nous retrouvons le lien de causalité inverse des variations des primes vers les variations des capitaux propres. Toutefois, nous ne retrouvons pas le lien de causalité des variations des taux d'intérêt vers les variations des primes mais nous remarquons que les variations de l'indice boursier passés influencent négativement les variations des capitaux propres courantes.

Dans l'équation relative au taux d'intérêt, aucun coefficient n'est significatif.

Dans l'équation relative à l'indice boursier, nous retrouvons le lien de causalité inverse des sinistres et des dépenses vers l'indice boursier avec un signe négatif.

4.6 Tests des hypothèses par ligne

L'étude des relations entre les primes, les sinistres et les variables financières conduit à conclure à la présence d'une relation de cointégration entre les trois variables pour chacune des lignes automobile et transport. Ces relations sont données, respectivement, par les deux équations suivantes :

$$LPAR_t = 0.828 LSAR_t + 3.826 INTR_t + 3.304 + u_t \quad (10)$$

[9.749] [2.727]

$$LPTR_t = 0.225 LSTAR_t - 4.156 INTR_t + 14.351 + u_t \quad (11)$$

[2.505] [1.810]

Nous constatons, d'après les équations (10) et (11) une élasticité positive entre les primes et les sinistres pour les lignes automobile et transport. Par ailleurs, nous remarquons que l'effet du taux d'intérêt n'est significatif et négatif que pour la ligne transport. Ce qui semble confirmer les résultats de Haley

(1993) qui a montré que l'effet du taux d'intérêt varie selon les lignes et les résultats de Chung et al (1998) qui ont montré que cet effet est plus important pour les lignes longues (transport) que les lignes courtes (automobile).

Les fluctuations de court terme autour de la relation d'équilibre sont décrites par les VECM (Voir Tableau 5.1 et 5.2).

Pour la ligne automobile, nous remarquons que le terme de correction d'erreur de l'équation relative aux primes est significatif et négatif, ce qui permet à cette variable un retour à l'équilibre. En outre, nous constatons que les variations des sinistres passés influencent négativement les primes et que par contre, les sinistres influencent positivement les primes à travers le mécanisme à correction d'erreur. D'après l'analyse impulsionnelle, nous retenons un lien de causalité durable des sinistres vers les primes. Ce qui nous amène à soutenir l'hypothèse de la tarification extrapolative de Venezian (1985).

Concernant l'influence du taux d'intérêt, nous constatons, via le mécanisme à correction d'erreur, un lien de causalité durable des taux d'intérêt vers les primes avec un signe positif. Par ailleurs, nous remarquons que les rendements de l'indice boursier passé influence positivement les primes. Ce qui peut être expliqué par le fait que le rendement de l'indice boursier reflète l'activité. En outre, nous notons la présence d'un lien de causalité inverse des primes vers le rendement de l'indice boursier avec un signe négatif.

Pour la ligne transport, nous constatons que le terme de correction d'erreur de l'équation relative aux primes est significatif et négatif, ce qui permet à cette variable un retour à l'équilibre de long terme. Nous remarquons que les variations des primes courantes ne dépendent pas des variations passées des autres variables par contre, à travers le mécanisme à correction d'erreur, les sinistres influencent positivement les primes et les taux d'intérêt influencent négativement les primes.

Globalement, ces résultats conduisent à conclure que les causes de la cyclicité varient selon les lignes, en particulier la validité des différentes hypothèses invoquées et que les liens entre l'activité de l'assureur et les variables financières dépendent fortement des lignes.

5 Conclusion

L'objectif de ce papier était double. Le premier était de tester la présence d'un phénomène cyclique. Le second était de tester la validité des principales hypothèses avancées dans la littérature économique pour expliquer les causes de la cyclicité pour le secteur assurance non vie agrégé et pour deux lignes dont une longue (Transport) et une courte (Automobile).

L'estimation d'un processus autorégressif d'ordre 2 du taux de croissance des primes nous a conduit à conclure à la présence d'un phénomène cyclique pour le secteur agrégé, sur la période 1982-2004, dont la période est égale à 7.27 années et pour la ligne automobile uniquement. Sa période est égale à 5.18 années.

L'analyse du compte de résultat d'une compagnie d'assurance non vie a montré que la prime d'assurance non vie est une variable faisant l'objet d'ajustement

pour équilibrer le résultat global. C'est dans ce sens que nous nous sommes intéressées à la modélisation des primes en fonction de ses fondamentaux.

Les tests de racine unitaire montrent que les séries sont non stationnaires, ce qui a orienté notre choix méthodologique vers la théorie de la cointégration qui nous a permis de mettre en évidence des relations d'équilibre de long terme et des liens de causalité durables entre les variables. Ces liens ont été caractérisés conjointement par des analyses impulsionnelles.

Dans une première étape, nous avons considéré le secteur dans son ensemble. Sur la période 1963-2004, nous avons validé une relation d'équilibre de long terme entre les primes, les sinistres, les capitaux propres et les variables financières alors que, sur la période 1963-2004, nous avons rejeté la présence d'une relation de cointégration.

Les dynamiques telles qu'elles sont caractérisées dans un modèle à correction d'erreur donnent des résultats globalement conformes aux développements théoriques et permettent de valider les hypothèses de la tarification extrapolative et de la capacité contrainte seulement. En particulier, nous constatons que les résultats varient selon les périodes. Ces dynamiques ont été supposées linéaires. Une étude ultérieure caractérisée par la présence de changements de régimes peut être envisagée mais nécessite de faire appel aux développements récents en théorie de cointégration portant sur les dynamiques non linéaires ou fractionnaires .

Dans une deuxième étape, nous avons étudié la relation entre les primes, les sinistres et les variables financières pour chacune des deux lignes prises individuellement. Les dynamiques de court terme préconisés par les modèles à correction d'erreur conduisent à conclure que les causes des cycles et notamment la validité des différentes hypothèses invoquées pour expliquer la cyclicité dépendent des lignes.

L'économétrie des séries temporelles nous a permis de mettre en évidence des différences entre les lignes, mais nous envisageons de poursuivre l'exploration en faisant appel à l'économétrie des données de panel afin de mieux capter les similitudes et différences qui peuvent exister.

Cette étude pourra par ailleurs être complétée par l'introduction d'autres variables, telles que les primes de réassurance, afin de mieux expliquer l'évolution des primes et la présence des cycles.

References

- [1] Blondeau, C. (2001), Evolution de l'Assurance en France et Cyclicité des Résultats en Assurances de Dommages, *Thèse de doctorat*, Université de Lille 2.
- [2] Blondeau, C. (2001), Les Déterminants du Cycle de l'Assurance de Dommages en France, *papier présenté aux XIXe Journées Internationales d'Économie Monétaire et Bancaire*, Lyon, 6 et 7 juin 2002, pp.1-35.
- [3] Bruneau, C. et Jondeau, E. (1999), Causalité de long-terme et amélioration de la prévision: une application à l'étude des courbes de taux, *Annales d'Économie et Statistiques*, No.54, pp.24-45.
- [4] Bruneau, C. et Jondeau, E. (1999), Long Run Causality with an Application to International Links between Long-Term Interest Rates, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 61, No.4, pp.545-568.
- [5] Chen, R., Wong, K.A. et Lee, H.C. (1999), Underwriting Cycles in Asian, *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 66, No.1, pp.29-47.
- [6] Chung, R.K., Fung, H.G., Lai, G.C. et Witt, R.C.(1993), Causal Relationship Between Premiums and Losses, and Causes of the Underwriting Cycles, *Working paper*, Department of Finance, University of Texas at Austin, pp.1-18.
- [7] Cummins, J.D. (1990), Multi-Period Discounted Cash Flow Ratemaking Models in Property-Liability Insurance, *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 66, No.1, pp.79-109.
- [8] Cummins, J.D. (1991), Statistical and Financial Models of Insurance Pricing and the Insurance Firm, *Journal of Risk and Insurance*, Vol.58, No.2, pp.261-302.
- [9] Cummins, J.D. et Danzon, P.M. (1997), Price, Financial Quality and Capital Flows in Insurance Markets, *Journal of financial intermediation*, Vol.6, No.1, pp.3-38.
- [10] Cummins, J.D. et Nye, J.D. (1980), The Stochastic Characteristics of Property-Liability Insurance Company Underwriting Profits, *Journal of Risk and Insurance*, Vol.47, No.1, pp.61-77.
- [11] Cummins, J.D. et Outreville, J.F. (1987), An International Analysis of Underwriting Cycles in Property-Liability Insurance, *Journal of Risk and Insurance*, Vol.54, No.2, pp.246-262.
- [12] Cummins, J.D. et Phillips, R.D. (1999), Applications of Financial Pricing Models in Property-Liability Insurance, *The Handbook of Insurance Economics* (Boston: Kluwer Academic Publishers) Edited by Georges Dionne.

- [13] Dickey, D.A et Fuller, W.A. (1981), The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, Vol. 49, pp.1057-1072.
- [14] Dickey, D.A. et Fuller, W.A. (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, pp.427-431.
- [15] Dionne, G. (1998), Offre d'assurance non vie: une revue de la littérature récente, *Cahier de recherche HEC Montréal*, 98-01, pp.1-28.
- [16] Doherty, N.A. et Garven, J.R. (1995), Insurance Cycles: Interest Rates and the Capacity Constraint Model, *Journal of Business*, Vol.65, No.3, pp. 383-404.
- [17] Doherty, N.A. et Kang, H.B. (1988), Interest Rates and Insurance Price Cycles, *Journal of Banking and Finance*, Vol.12, pp.199-215.
- [18] Fields, J. et Venezian, E.C. (1989), Interest Rates and Profit Cycles: A Disaggregated Approach, *Journal of Risk and Insurance*, Vol.56, No.2, pp.312-319.
- [19] Fung, H.G., Lai, G.C., Patterson, G.A. et Witt, R.C. (1998), Underwriting Cycles in Property and Liability Insurance: An Empirical Analysis of Industry and by Line, *Journal of Risk and Insurance*, Vol.65, No.4, 539-562.
- [20] Grace, M. et Hotchkiss, J.L. (1993), External Impacts on the Property-Liability Insurance Cycle, *Journal of Risk and Insurance*, Vol.62, No.4, pp.738-754.
- [21] Granger, C. (1969), Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, *Econometrica*, Vol. 37, pp. 424-438.
- [22] Granger, C. (1988), Some Recent Developments in the Concept of Causality, *Journal of Econometrics*, 39, pp. 199-211.
- [23] Gron, A. (1994), Capacity Constraints and Cycles in Property-Casualty Insurance markets, *Rand Journal of Economics*, Vol.25, No.1, pp.110-127.
- [24] Haley, J.D. (1993), A Cointegration Analysis of the Relationship Between Underwriting Margins and Interest Rates: 1930-1989, *Journal of Risk and Insurance*, Vol.60, No.3, pp. 480-493.
- [25] Haley, J.D. (1995), A by-line Cointegration Analysis of Underwriting Margins and Interest Rates in the Property-Liability Insurance Industry, *Journal of Risk and Insurance*, Vol.62, No.4, pp.755-763.
- [26] Harrington, S.E. (2000), Les cycles de l'assurance vont-ils disparaître?, *Risques*, No.4, pp.63-66.

- [27] Harrington, S.E. (2004), Tort Liability, Insurance Rates and the Insurance Cycle, *Paper Prepared for the Brookings-Wharton Conference on Public Policy Issues Confronting the Insurance Industry*, Washington,VD.C.
- [28] Harrington, S.E. et DANZON, M. (1994), Price Cutting in Property-Liability Insurance, *Journal of Business*, Vol. 67, pp.511-538.
- [29] Johansen, S. (1988), Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, pp.231-254.
- [30] Johansen, S. (1991), Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, Vol. 59, No.6, pp.1551-1580.
- [31] Johansen, S. et Juselius, K. (1990), Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, pp.169-210.
- [32] Kessler, D. (2003), Conférence d’ouverture des Entretiens de l’assurance du 9 décembre 2002, *Risques*, No.53.
- [33] Lamm-Tennant, J. et Weiss, M.A. (1997), International Insurance Cycles: Rational Expectations/Institutional Intervention, *Journal of Risk and Insurance*, Vol.64, No.3, pp. 415-439.
- [34] Leng, C.C. et Meier, U.B. (2006), Analysis of Multinational Underwriting Cycles in Property-Liability Insurance, *Journal of Risk Finance*, Vol. 7, No. 2, pp.146-159.
- [35] Meier, U.B. (2006), Multinational Underwriting Cycles in Property-Liability Insurance, Part 1, *Journal of Risk Finance*, Vol. 7, No. 1, pp. 64-82.
- [36] Meier, U.B. (2006), Multinational Underwriting Cycles in Property-Liability Insurance, Part 2, *Journal of Risk Finance*, Vol. 7, No. 2, pp. 83-97.
- [37] Meier, U.B. et Outreville, J.F. (2006), Business Cycles in Insurance and Reinsurance: the Case of France, Germany and Switzerland, *Journal of Risk Finance*, Vol.7, No.2, pp.160-176.
- [38] Myers, S.C. et Cohn, R.A. (1987), Insurance Rate Regulation and the Capital Asset Pricing Model, in J.D. Cummins and S.A Harrington, eds, *Fair Rate of Return in Property-Liability Insurance* (Norwell, MA: Kluwer Academic Publishers).
- [39] Niehaus, G. et Terry, A. (1993), Evidence on the Times Series Properties of Insurance Premiums and Causes of the Underwriting Cycle: New Support for the Capital Market Imperfection Hypothesis, *Journal of Risk and Insurance*, Vol.60, No.3, pp. 466-479.

- [40] Risques (2000), Assurance: La fin du cycle?, *Risques*, issue containing several short papers, No. 41.
- [41] Smith, M.L. (1989), Investment Returns and Yields to Holders of Insurance, *Journal of Business*, Vol. 62, No.1, pp.81-98.
- [42] Swiss RE (2001), Profitability of the Non-life Insurance Industry: It's Back-to-Basics Time, *Sigma*, No. 5/2001, Zurich, Switzerland.
- [43] Uruttia, J.L. (1996), What Triggers the Underwriting Cycle?, *International Journal of Finance*, Vol.8, pp.1-14.
- [44] Venezian, E. (1985), Ratemaking Methods and Profit Cycles in Property and Liability Insurance, *Journal of Risk and Insurance*, Vol.52, No.3, pp. 477-500.
- [45] Venezian, E. (2002), Empirical Analyses on The Underwriting Cycle: An Evaluation, *Assurance*, Vol.70, No.2, pp.295-314.
- [46] Winter, R.A. (1988), The liability Crisis and the Dynamics of Competitive Insurance Markets, *Yale Journal on Regulation*, Vol.5, pp. 455-499.
- [47] Winter, R.A. (1991), The Liability Insurance Market, *Journal of Economic Perspectives*, Vol.5, No.3, pp.115-136.

Annexes

1. Rappels sur le principe d'une analyse impulsionnelle déduite d'un VECM

Soit un processus n-dimensionnel $Y_t = (Y_{1t}, \dots, Y_{nt})'$ intégré d'ordre 1. Il admet la décomposition en composantes tendancielle :

$$Y_t = \frac{H(1)}{1-L} \varepsilon_t + R(L) \varepsilon_t$$

la matrice $H(1)$ n'ayant aucune ligne égale à 0. Chacune des composantes a donc une variance "explosive" qui tend vers l'infini comme T , lorsque la longueur de la trajectoire T tend vers l'infini. Cependant, il peut exister des combinaisons linéaires de ces composantes stationnaires. De telles combinaisons linéaires s'écrivent :

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i Y_i = \lambda' Y$$

et doivent vérifier :

$$\lambda' H(1) = 0$$

où λ' un vecteur n-dimensionnel $\lambda' = (\lambda_1, \dots, \lambda_n)$ représentant le vecteur cointégrant.

Il existe r et au plus r combinaisons du type précédent, elles correspondent aux r relations de cointégration linéairement indépendantes. r est le rang de cointégration et correspond à la dimension du noyau de $H'(1)$.

La matrice $H(1)$ peut alors être décomposée de la manière suivante :

$$H(1) = AB'$$

où A et B sont des matrices $n \times r$ et la matrice B a pour colonnes les vecteurs définissant les relations de cointégration (linéairement indépendantes).

La représentation moyenne-mobile de Y_t peut donc être réécrite comme :

$$\begin{aligned} Y_t &= A(B' \sum_{s=1}^t \varepsilon_s) + R(L) \varepsilon_t \\ &= AT_t + R(L) \varepsilon_t \end{aligned}$$

T_t désigne le vecteur n-r des tendances du système représentées par des marches aléatoires :

Lorsque nous mettons en oeuvre une analyse impulsionnelle, nous partons de la décomposition moyenne mobile des différences premières de Y :

$$\Delta Y_t = H(L) \varepsilon_t = \sum_{s=0}^{\infty} H_s \varepsilon_{t-s}$$

Si la première composante de Y_t correspond à la variable Prime et si la troisième composante $\varepsilon_{3,t-s}$ de ε_{t-s} représente l'innovation de la série Sinistre, la réponse de la variable Prime à la date t à un choc sur les sinistres intervenant à la date $t-s$ est mesurée par l'élément 1,3 de la matrice $H_{13,s}$. La fonction de réponse correspondante est la fonction qui à chaque s associe $H_{13,s}$. Les coefficients des matrices H_s sont déduits des coefficients du VECM, par inversion.

2. Résultats des tests de racine unitaire et Etude de la cyclicité

Tableau 2.1 : Tests de racine unitaire sur les variables en niveau

Variables	Stat ADF	Valeur Critique ADF
LPR	-2.570	-2.936
LPAR	2.933	-1.962
LPTR	0.488	-1.960
LSR	3.010	-1.949
LSAR	1.483	-1.961
LSTR	0.697	-1.961
LCR	2.327	-1.949
INTLTR	-0.968	-1.949
IAR	-0.305	-1.949

(-3.56) est la valeur critique du modèle avec tendance et constante au seuil de 5%, (-2.96) est la valeur critique du modèle avec constante au seuil de 5% et (-1.95) est la valeur critique du modèle sans tendance ni constante au seuil de 5%.

Tableau 2.2 : Tests de racine unitaire sur les variables en différence première

Variables	Stat ADF	Valeur Critique ADF
DLPR	-2.254	-1.949
DLPAR	-2.811	-1.962
DLPTR	-3.028	-1.961
DLSR	-3.427	-1.949
DLSAR	-2.386	-1.961
DLSTR	-3.936	-1.961
DLCR	-2.737	-1.949
DINTLTR	-6.992	-1.949
DIAR	-4.650	-1.949

3. Etude de l'existence d'une cyclicité

Tableau 3.1 : Modélisation AR(2) de DLPR pour le secteur agrégé

	C	DLPR _{t-1}	DLPR _{t-2}	R ²	R ² ajusté	a ₁ ² +4a ₂	Période
Sur la période 1963-2004	0.010 [1.500]	0.382* [2.552]	0.271** [1.846]	0.40	0.37		
Sur la période 1982-2004	0.013* 2.073	0.798* 3.728	-0.377* -1.772	0.44	0.37	-0.871	7.27

Tableau 3.2 : Modélisation AR(2) de DLPR par ligne

	C	DLPR _{t-1}	DLPR _{t-2}	R ²	R ² ajusté	a ₁ ² +4a ₂	Période
Automobile	0.011* [2.117]	0.494* [2.365]	-0.495* [-2.377]	0.36	0.28	-1.735	5.18

4. Etude de la relation Primes, Sinistres et Dépenses, Capitaux propres et Variables financières pour le secteur agrégé

Tableau 4.1 : Estimation du modèle à correction d'erreur vectoriel sur la période 1963-2004

	DLPR _t	DLSR _t	DLCR _t	DINTR _t	DIAR _t
coint	-0.283* [- 4.625]	0.056 [0.373]	-0.497* [- 3.100]	-0.057* [- 1.869]	-0.001 [-0.007]
DLPR _{t-1}	0.270* [2.281]	0.401 [1.377]	-0.579* [- 1.868]	-0.158* [- 2.670]	-0.133 [-0.360]
DLSR _{t-1}	0.012 [0.159]	0.066 [0.336]	-0.171 [-0.813]	-0.011 [-0.292]	-0.670* [- 2.667]
DLCR _{t-1}	-0.081 [-1.410]	-0.141 [-0.997]	0.328* [2.170]	-0.029 [-1.008]	0.026 [0.145]
DINTR _{t-1}	-1.032* [- 3.548]	-0.112 [-0.125]	-0.640 [-0.666]	-0.222 [-1.208]	0.778 [0.680]
DIAR _{t-1}	-0.006 [-0.125]	0.293* [2.282]	-0.033 [-0.247]	-0.006 [-0.250]	0.323* [1.983]
C	0.031* [3.780]	0.032 [1.587]	0.072* [3.361]	0.008* [2.102]	0.038 [1.509]
R ²	0.65	0.17	0.42	0.21	0.31
R ² ajusté	0.59	0.02	0.32	0.07	0.18

Tableau 4.2 : Estimation du modèle autorégressif vectoriel sur la période 1982-2004

	DLPR _t	DLSR _t	DLCR _t	DINTR _t	DIAR _t
DLPR _{t-1}	0.561* [2.690]	0.862 [1.446]	-1.625* [-1.941]	0.022 [0.232]	-1.296 [-1.298]
DLSR _{t-1}	0.217* [2.760]	-0.235 [-1.043]	0.414 [1.308]	-0.010 [-0.283]	-1.106* [-2.934]
DLCR _{t-1}	0.038 [0.851]	-0.051 [0.395]	0.476* [2.624]	0.023 [1.139]	-0.073 [-0.341]
DINTR _{t-1}	-0.283 [-0.622]	0.033 [0.025]	2.477 [1.359]	-0.293 [-1.413]	1.466 [0.675]
DIAR _{t-1}	-0.002 [-0.046]	0.467* [3.200]	-0.341* [-1.669*]	0.021 [0.909]	0.286 [1.173]
C	0.000 [0.058]	0.013 [0.634]	0.073* [2.458]	-0.003 [-0.884]	0.091* [2.569]
R ²	0.61	0.41	0.44	0.23	0.52
R ² ajusté	0.49	0.22	0.27	0.00	0.37

5. Etude de la relation Primes, Sinistres et Dépenses et Variables financières par ligne

Tableau 5.1 : Automobile

	DLPAR _t	DLSAR _t	DINTR _t	DIAR _t
coint	-0.314* [-5.979]	-0.015 [-0.133]	0.019 [0.526]	0.464 [1.176]
DLPAR _{t-1}	0.404* [3.126]	-0.313 [-1.067]	-0.057 [-0.649]	-1.628* [-1.674]
DLSAR _{t-1}	-0.517* [-3.663]	0.248 [0.774]	0.064 [0.662]	-0.759 [-0.716]
DINTR _{t-1}	0.214 [0.581]	0.259 [0.309]	-0.443** [-1.746]	-0.190 [-0.068]
DIAR _{t-1}	0.280* [5.281]	0.026 [0.222]	-0.007 [-0.216]	-0.503 [-1.261]
C	0.001 [0.330]	0.014 [1.427]	-0.000 [-0.123]	0.094 [2.847]
R ²	0.79	0.18	0.27	0.36

Tableau 5.2 : Transport

	DLPTR _t	DLSTR _t	DINTR _t	DIAR _t
coint	-0.494**	-0.273	-0.018	-0.298
	[-1.708]	[-1.023]	[-0.820]	[-1.094]
DLPTR _{t-1}	0.440	0.274	-0.002	-0.159
	[1.370]	[0.924]	[-0.100]	[-0.528]
DLSTR _{t-1}	0.252	-0.039	-0.009	-0.407
	[0.824]	[-0.138]	[-0.404]	[-1.412]
DINTR _{t-1}	-0.263	-2.041	-0.473*	-1.300
	[-0.078]	[-0.661]	[-1.818]	[-0.414]
DIAR _{t-1}	-0.047	-0.433	-0.012	-0.573
	[-0.099]	[-0.985]	[-0.330]	[-1.283]
C	0.018	0.039	0.000	0.069*
	[0.509]	[1.186]	[0.095]	[2.084]
R ²	0.36	0.13	0.26	0.22