

SCOR Papers

Par Catherine Bruneau*,
Professeur,
Université Paris Ouest

(*) Je remercie Nadia Sghaier, doctorante à l'Université Paris Ouest, pour son assistance dans les développements empiriques de cette note.

Un texte paraissant dans SCOR Papers n'engage que son/ses auteur(s). En publiant un article dans SCOR Papers, SCOR ne prend pas position au sujet des opinions exprimées par son auteur et dégage toute responsabilité pour les informations inexactes, erreurs de droit et opinions émises dans SCOR Papers par l'/les auteur(s).

SCOR
Global Risk Center

Étude de l'impact de l'inflation et de la croissance du PIB sur l'évolution des primes en assurance IARD et en assurance Vie sur les 30 dernières années : cas des pays du G7

Dans cette note, nous analysons les fluctuations de l'activité du secteur d'assurance Vie et Non-Vie sur la période 1950-2007 en recherchant des fondamentaux macroéconomiques susceptibles de les expliquer et plus précisément l'inflation et l'activité, mesurée par le PIB.

La note est organisée de la manière suivante. En première section, nous rappelons les principaux modèles proposés dans la littérature pour rendre compte de la cyclicité de l'activité du secteur de l'assurance (principalement IARD). En deuxième section, nous proposons un bref panorama des résultats empiriques obtenus dans la littérature.

En section 3, nous présentons les données utilisées et les résultats que nous avons obtenus concernant la relation entre les fluctuations des primes et l'évolution de l'inflation pour les pays du G7 sur la période 1950-2007, pour les secteurs IARD et Vie. La dernière section est consacrée à l'étude de l'impact de l'activité, mesurée par le PIB, sur l'évolution des primes, dans les deux secteurs.

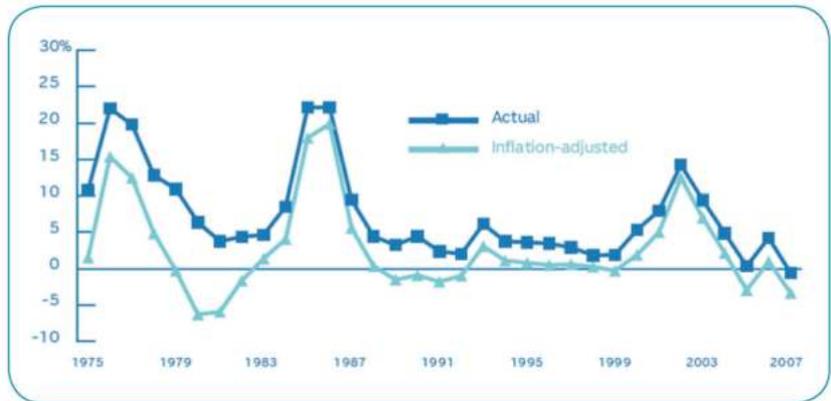
I. Explication des fluctuations de l'activité du secteur de l'assurance Non-Vie

La littérature s'accorde à reconnaître un comportement cyclique de l'activité du secteur de l'assurance Non-Vie.

Il est usuel de distinguer les phases de marchés qui sont « dures » (*hard market*) de celles qui sont « soft » (*soft markets*). Les phases dures correspondent à des primes élevées, associées à une politique d'offre restreinte de la part des assureurs (renouvellement de polices limitées, restrictions des nouvelles souscriptions, franchises plus élevées etc.).

La situation est plus favorable aux consommateurs dans les phases dites *soft* parce que les conditions de souscription sont plus faciles et moins coûteuses, mais dans ce cas, la solvabilité des assureurs est plus fragile.

On pourra se reporter à la figure ci-contre qui montre les successions de phases dures et soft du marché au travers de l'évolution du taux de variation des primes souscrites nettes P/C (nettes signifiant, de réassurance) dans le secteur de l'assurance IARD, avec trois phases dures du marché où les taux de croissance (corrigées de l'inflation) des primes nettes sont de 7,7 % de 1975 à 1978, 10,0 % de 1984 à 1987 et 6,3 % de 2001 à 2004.



Différentes hypothèses et modèles ont été proposés pour expliquer la cyclicité de l'activité du secteur de l'assurance (principalement IARD) telle qu'elle est mesurée au travers du niveau des primes ou des profits.

Certains auteurs prétendent que les cycles observés sont endogènes et s'expliquent par les procédures de tarification des assureurs. Cummins et Outreville (1987) prétendent ainsi que la saisie des données, les règles de comptabilité et les délais réglementaires peuvent être à l'origine d'un comportement autorégressif d'ordre 2 de la série prime/pertes Π (donc l'inverse du ratio de perte). Par ailleurs, s'ils admettent que l'expérience des sinistres passés, le niveau des taux d'intérêt et de l'inflation peuvent influencer le niveau courant des primes, ils supposent aussi que toutes les informations relatives à ces variables sont contenues dans la valeur courante des primes. Il s'agit alors de valider un modèle autorégressif d'ordre 2 avec des coefficients respectivement positif et négatif pour les premier et second retards, convenablement contraints.

D'autres auteurs considèrent que les fluctuations cycliques de primes peuvent être expliquées par des facteurs exogènes, et plus précisément exogènes au secteur de l'assurance. En particulier, l'évolution des primes ou des profits a été mise en relation, entre autres, avec celles des taux de d'intérêt ou de l'activité. Pour justifier le choix des facteurs exogènes, les auteurs font référence à différents types d'hypothèses qui conduisent à différents modèles exprimant la prime sous la forme générale :

$$P = \frac{E(L)}{1+r} + R(S, \sigma, r)$$

où L désigne le montant des sinistres augmentés des dépenses (pertes L, aléatoires), E(L) l'espérance (valeur anticipée des pertes futures), r est le taux d'actualisation (taux d'intérêt) et σ est une fonction positive du surplus S, du taux d'intérêt r et de la volatilité des pertes L.

Dans le modèle le plus simple, dit de *pricing* financier (ou modèle d'arbitrage), on suppose qu'il n'y a pas d'imperfections de marché, de sorte que le surplus s'ajuste facilement par des échanges entre les assureurs et les marchés de capitaux, excluant toute relation entre une variation de capacité et primes (ou marges ou des profits).

Dans ce modèle qui est un modèle de « *pricing* de long terme », supposant que l'assureur est neutre au risque, la prime est égale à la valeur actualisée du montant espéré des sinistres, augmenté des frais de gestion de la police (pertes L):

$$P = \frac{E(L)}{1+r}$$

Dans ce cas, on attend un coefficient positif pour le montant des sinistres et les pertes payées et un coefficient négatif pour le taux d'intérêt lorsqu'on régresse par exemple le taux de croissance de la prime sur les taux de croissance des pertes attendues et le taux d'intérêt.

Une hypothèse usuellement avancée est celle de la capacité contrainte (Gron, 1994a,b ; 1995), Higgins and Thistle, 2000, Winter, 1991, 1994, 1998).

Le modèle dit de la capacité contrainte est considéré comme un modèle de *pricing* à court terme. Par suite de la réglementation, les assureurs ne peuvent développer leur offre de souscriptions que s'ils disposent d'un surplus (réglementaire), ce que l'on écrit $kS \leq pq$ où S, p et q désignent respectivement le surplus, le montant de la prime et le nombre de polices.

Le profit a pour expression $P = pq - c(q) - rS$, où c(q) désigne les dépenses de l'assureur (dont les remboursements des montants des sinistres) inversement reliées au taux d'intérêt. r est le taux d'intérêt ou coût d'opportunité du surplus. La maximisation du profit conduit alors à la fixation de la prime sous la forme : $p = c'(q) - \lambda p$ où λ est le prix implicite de la contrainte de surplus.

Si cette contrainte n'est pas saturée, le coût implicite associé est nul. Cependant, si la demande augmente brutalement ou si un choc défavorable (catastrophe) diminue le surplus, la contrainte de capacité peut devenir active et le prix implicite de la contrainte devient positif ; par ailleurs, comme la dérivée est strictement négative dans le cas où la contrainte est active, une diminution du surplus entraîne une augmentation du prix implicite λ et donc de la prime. Enfin, parce que la demande d'assurance est inélastique, les profits des assureurs augmentent, ce qui exacerbe la contrainte. L'obligation réglementaire de respect de contrainte de surplus conduit alors les assureurs à restreindre leur offre : ils offrent alors $q^* = kS/p$ polices. Par ailleurs, par suite des imperfections des marchés de capitaux, il est généralement admis qu'il est plus avantageux pour les assureurs de recourir au capital interne, obtenu par augmentation des primes, qu'au capital externe pour augmenter leur surplus et desserrer la contrainte.

On peut alors écrire la prime P sous la forme :

$$P = \frac{E(L)}{1+r} + R_s(S, \sigma)$$

où $R_s(S, \sigma)$ est un terme (positif) résultant de l'écart transitoire à la relation d'équilibre de long terme (où la capacité n'est pas contrainte). L'indice S indique que le terme R ne s'ajoute que de manière transitoire (*short term*).

Dans le modèle précédent, il existe un niveau S^* du surplus au dessus duquel le terme R est nul. La valeur S^* est précisément la valeur du surplus pour laquelle la contrainte de capacité devient active, auquel cas, il y a augmentation de la prime. La prime est donc une fonction décroissante du surplus et, de manière équivalente, la variation du ratio pertes/primes est liée positivement à la variation du surplus.

La conséquence mesurable de l'hypothèse de capacité contrainte est donc la relation négative (transitoire) entre la variation de capacité (ratio Prime/surplus) et la variation du niveau de la prime (ou de la marge).

On trouve un autre type de modèle appelé le modèle de la qualité financière (*financial quality model*) qui a des implications de long terme différentes de celles du modèle d'arbitrage. En effet, on suppose que les assurés sont prêts à payer une prime plus élevée s'ils pensent que la solvabilité des assureurs est meilleure. Dans ce cas, le niveau de surplus (ou de capacité) devient un input de la fonction de demande comme mesure de qualité et les profits à long terme sont liés positivement au niveau de la capacité (Caggle et Harrington, 1995 et Cummins et Danzon, 1997).

Dans ce modèle, on écrit :

$$P = \frac{E(L)}{1+r} + R_s(S, \sigma) + R_L(S, \sigma)$$

où $R_s(S, \sigma)$ est une fonction décroissante de S et $R_L(S, \sigma)$ une fonction croissante de S .

Sur le plan empirique le modèle de « la capacité contrainte » et le modèle de « la qualité financière » s'opposent au modèle de « pricing financier » (« arbitrage ») parce que les profits dépendent de la capacité pour les deux premiers modèles mais non pour le dernier.

Les modèles de « capacité contrainte » et de « qualité financière » se différencient quant à eux par l'impact de long terme du surplus sur la prime (nul dans le premier modèle et positif dans le second)

Enfin, il convient de citer les modèles de type « Pricing d'options ».

Dans ces modèles, les assurés ont une position courte sur une option de vente dont le prix d'exercice est le montant du surplus S , de sorte que la prime est égale à l'espérance des pertes futures attendues – la valeur de l'option de vente $B(S, r, \sigma)$ (afin de compenser le risque d'insolvabilité de l'assureur supporté par les assurés), soit, en notant q le nombre de contrats :

$$P = \frac{E(L)}{1+r} - \frac{B(S, r, \sigma)}{q}$$

Il en résulte que la prime P est une fonction croissante du surplus S et une fonction décroissante de la volatilité σ des pertes, mais la dépendance vis-à-vis du taux d'intérêt r dépend du modèle de pricing considéré. Si on fait référence au modèle de Black et Sholes, la prime est une fonction décroissante du taux d'intérêt.

On peut signaler les modèles dits actuariels qui caractérisent les primes comme la valeur présente des pertes attendues, augmentée d'une composante liée au risque (Buhlmann et Straub, 1970). Dans ce cas, la prime est liée positivement à la variance des pertes et négativement au capital (surplus). C'est ce type de modèle qui a été retenu par le CEIOPS pour évaluer le niveau de solvabilité des assureurs.

Le tableau suivant récapitule l'ensemble des différents modèles, proposés dans la littérature, pour caractériser la dynamique du ratio de perte économique (rapport d'une estimation des pertes actualisées sur le niveau des primes (nettes de dépenses) avec, pour chacun d'eux, les implications mesurables. SR et LR signifient respectivement à court terme et à long terme et un effet ambigu.

Dans la section suivante, nous faisons un bref *Survey* des études empiriques développées dans la littérature.

Table 1. Synthèse des modèles alternatifs de dynamique du ratio de perte économique

Model	Variable					
	Interest Rate		Surplus		Variance	
	SR	LR	SR	LR	SR	LR
Actuarial	+	+	+	0	-	0
Capacity Constraint (CCH)	+	+	+	0	-	0
Economic	+	+	+	+	-	-
Financial	+	+	0	0	0	0
Financial Quality (FQH)	+	+	+	-	+-	+-
Option Pricing (OP)	+-	+-	-	-	+	+

(extrait de Choi et al. (2002))

2 Etudes empiriques des fluctuations de l'activité du secteur de l'assurance

On peut classer les différentes études de la manière suivante :

1°) Les études qui cherchent à valider le caractère **endogène** de la cyclicité observée dans l'activité du secteur de l'assurance, mesurée soit par le niveau des profits (annuels), soit par le niveau des primes, ou des ratios, tels que le ratio des pertes à primes (*Loss ratio*, LR) ou le ratio combiné (CR).

- soit en validant un modèle autorégressif d'ordre 2 vérifiant les contraintes requises pour qualifier un comportement cyclique.

Par exemple Venezian (1985), qui teste l'hypothèse de cyclicité endogène engendrée par l'extrapolation naïve des sinistres futurs à partir des sinistres passés. Il estime un modèle autorégressif d'ordre 2 sur données américaines, confirme la cyclicité des profits en assurance Non-Vie et trouve une durée du cycle égale à 6 ans.

On peut se reporter à l'article de Harrington et Niehaus (2002) qui constitue une bonne revue des analyses menées sur la base des processus AR(2).

- soit, en validant des modèles explicatifs des fluctuations de la variable retenue pour caractériser l'activité, où les facteurs prédictifs sont des variables propres à l'activité du secteur de l'assurance (surplus, capacité etc..) Par exemple, Niehaus and Terry (1993) ont examiné le contenu informationnel des paiements des sinistres et du surplus dans un exercice de prévision du volume des primes. Le caractère prédictif est confirmé. Cummins (1990) a montré que le niveau des primes est expliqué par les anticipations des pertes futures.

2°) Les études qui cherchent à valider l'influence de facteurs « **exogènes** » au secteur de l'assurance, et plus précisément des facteurs caractéristiques de la conjoncture économique dans son ensemble, (activité, inflation) ou financiers (taux d'intérêt, rendements boursiers) en faisant référence à l'un des modèles mentionnés dans la section précédente.

Lorsqu'on fait référence à la détermination du niveau des primes comme valeur actualisée des pertes futures attendues (modèle d'arbitrage par exemple), il est naturel d'attendre un effet des taux d'intérêt (effet de l'actualisation).

Haley (1993) a ainsi montré qu'il existe une relation de long terme entre la marge de souscription et le taux de rendement des obligations du trésor de court terme sur données américaines trimestrielles entre 1930 et 1989 ; Doherty et Kang (1988) établissent quant à eux un lien entre les fluctuations de court terme des taux d'intérêt et l'évolution cyclique des profits du secteur de l'assurance ; Fields et Venezian (1989) estiment une relation significative entre les taux d'intérêt non anticipés et la profitabilité, Fung et al., (1998) entre les changements de taux d'intérêt et le niveau des primes.

Grace et Hotchkiss (1994) établissent plus généralement une relation de long terme (relation de cointégration) entre le niveau du ratio combiné et l'activité (PIB réel), l'inflation et un taux d'intérêt (taux de rendement d'obligations du trésor à trois mois) estimée dans le cadre d'un modèle VAR cointégré, sur données américaines trimestrielles relatives à la période 1974-1990.

Le PIB est introduit comme indicateur de l'évolution des pertes potentielles (et comme variable influençant fortement la demande d'assurance). L'évolution des prix est aussi importante à considérer puisqu'elle se répercute sur le coût des sinistres et tout particulièrement pour les lignes longues. Il est intéressant de signaler que seul l'écart à la relation de long terme a une influence sur la variation du ratio combiné, puisque le taux de croissance du PIB, le taux d'inflation et la variation du taux d'intérêt se révèlent non prédictifs de la variation du ratio combiné. Cette étude tend donc à montrer qu'il existe une influence effective de la sphère économique et financière sur les fluctuations de l'activité du secteur de l'assurance, mais que celle-ci est durable et ne s'inscrit pas exclusivement dans le cycle, avec cependant une influence qui ne s'apparente pas à un mécanisme à correction d'erreur, ce qui est *a priori* problématique.

On peut aussi mentionner l'étude de Cutler (2000) qui étudie le pouvoir prédictif des variables de conjoncture économique ou financière, lorsqu'elles sont ajoutées à des variables propres au secteur de l'assurance, au sein d'une même régression. Il montre en effet que les variables, telles que le taux de croissance du PIB, le taux d'inflation et le taux d'intérêt n'améliorent pas l'explication du taux de croissance du ratio de pertes à primes, lorsque la régression inclut le taux de croissance des profits réels et le taux de croissance du surplus réel. Mais, point important à souligner, cet auteur ne fait pas appel à la théorie de la cointégration et met en oeuvre des régressions faisant intervenir exclusivement les variations ou taux de croissance des différentes variables. Les résultats qu'il obtient ne contredisent donc pas *a priori* les résultats obtenus par Grace et Hotchkiss (1994), concernant l'influence de la sphère économique ou financière sur le secteur de l'assurance, contrairement à ce qu'il prétend.

Enfin, parmi les études faisant intervenir à la fois des facteurs explicatifs « endogènes au secteur de l'assurance » et « exogènes à ce secteur », on trouve les travaux portant sur l'étude de la validité de l'hypothèse de capacité contrainte, puisqu'il s'agit de montrer qu'une variable mesurant la capacité de la compagnie d'assurance (facteur endogène) a un impact négatif – à court terme – sur le niveau des primes, dans un modèle faisant intervenir le niveau du taux d'inflation, du taux d'intérêt etc...

Grøn (1994a,b) a ainsi examiné les effets de capacité contrainte sur la fixation des primes et estime un modèle décrivant l'évolution des profits, effectivement compatible avec l'hypothèse de capacité, puisqu'il met en évidence une influence négative significative de la variable de capacité sur le niveau de la marge mais il convient de noter que les régressions sont menées sans considération des problèmes de non stationnarité des variables pouvant engendrer des problèmes de régressions fallacieuses.

La variable expliquée est la marge qui semble non stationnaire, d'après les graphes fournis et les variables explicatives sont la capacité relative (détrendée), le taux d'inflation anticipé, la variation de ce taux anticipé, l'écart entre l'inflation anticipée et l'inflation constatée (pour lesquelles un coefficient négatif est attendu) et l'écart entre le taux d'inflation anticipé et le taux d'intérêt nominal (également anticipé) qui doit être associé à un coefficient positif. Les signes attendus sont confirmés, mais la significativité n'est pas toujours acquise. Par ailleurs, la valeur élevée du R^2 (0.81) conforterait la suspicion d'un problème de régression fallacieuse.

Doherty and Garven (1991) font également référence à l'hypothèse de capacité contrainte, lorsqu'ils mettent en évidence un effet d'un changement du niveau des taux d'intérêt sur le niveau des profits, tout en contrôlant les effets des changements du taux de capital externe et de la valeur des actions de la compagnie d'assurance. Ces auteurs montrent que des chocs défavorables sur le niveau du surplus (résultant d'un changement du niveau des taux d'intérêt) entraînent effectivement un accroissement des prix.

Les études empiriques précédentes reposent toutes sur des modèles de régression linéaire. C'est pourquoi il est intéressant de signaler l'étude de Higgins et Thistle, 2000 qui étudient la validité de l'hypothèse de « capacité contrainte » et celle du modèle de « qualité financière » à partir d'un modèle non linéaire autorisant deux types de dynamique des profits selon le niveau de capacité (ratio primes/surplus).

Le taux de variation de la variable profit est ainsi modélisé selon un modèle STAR (*smooth transition autoregressive model*) d'ordre 2 augmenté de la variation du taux d'intérêt (retardée), autorisant une variation des paramètres selon le niveau de la capacité, qui est la variable de transition à l'origine du changement de régime. Le modèle autorégressif d'ordre 2 cyclique n'est validé que dans le régime où la capacité n'est pas contrainte. On note que les auteurs ne réussissent pas à trouver un impact significatif de la variation du taux d'intérêt, quel que soit le régime, ce qui exclut la validation de l'hypothèse de capacité contrainte ou du modèle de la « qualité financière » sur lesquels se sont focalisés les auteurs.

Comme on le remarquera, l'impact de l'inflation sur l'évolution des primes et ou profits (ou pertes) est rarement étudié explicitement en assurance IARD, bien que l'évolution du niveau des prix ait à l'évidence une incidence sur le coût des sinistres, en particulier pour les lignes longues.



L'étude de Grace et Hotchkiss (1994) a été mentionnée, qui tend à montrer que les primes répondent positivement à une variation positive de l'indice des prix.

On peut aussi citer l'étude de Meier (2006b) qui étudie la dynamique du rapport de primes à pertes selon une écriture à correction d'erreur estimée sur la période 1957-1997 pour trois pays (USA, Japon et Allemagne de l'Ouest), et montre que le niveau des prix influence positivement l'évolution du rapport primes /pertes via la relation de long terme, ce qui implique une influence (positive) persistante.

Dans les sections suivantes, nous développons une analyse économétrique de l'influence de l'inflation et de l'activité sur l'évolution des primes pour les pays du G7 sur la période 1950-2007

Nous considérons des séries de primes nominales prises en logarithme sur la période 1950-2007 pour un ensemble de 16 pays, pour les secteurs de l'assurance IARD et de l'assurance Vie.

Nous étudions d'abord l'influence de l'inflation en considérant la série du logarithme de l'indice des prix à la consommation, puis nous examinons l'impact du niveau de l'activité, mesuré à partir du PIB.

3 Influence de l'inflation sur l'évolution du niveau des primes

Dans cette partie, nous examinons l'influence de l'inflation sur la tarification. Nous distinguons les secteurs de l'assurance IARD et de l'assurance Vie. Nous proposons d'abord une caractérisation linéaire de la dynamique selon un modèle à correction d'erreur avant d'examiner la possibilité d'un changement de régime dans un cadre de modélisation non-linéaire.

Il n'est pas surprenant en effet de rencontrer des difficultés à valider un seul et même modèle pour toute la période d'étude parce que la dynamique de l'inflation n'est pas la même sur toute la période, comme le montre l'évolution de la pente des courbes représentant l'évolution des logarithmes des indices de prix à la consommation (voir Annexe). Des tests de stabilité des moyennes des taux de croissance de primes et des prix à la consommation révèlent également une instabilité au cours du temps. Voir tableau A1 en annexe.

Nous avons donc adopté deux approches : une étude linéaire limitée sur la période la plus récente commençant autour de 1985, puis une étude non-linéaire sur une période plus longue (1965-2007) autorisant un changement de régime.

Nous présentons d'abord les résultats de l'analyse portant sur la période la plus récente (1986-2007).

III.1 Modélisation linéaire à correction d'erreur

Les séries de prix à la consommation, comme les primes d'assurance – prise en logarithme – sont persistantes ; en d'autres termes, un choc sur ces séries a des effets plusieurs années plus tard.

Les séries sont dites intégrées, parce que si on les différencie, on obtient leurs taux de croissance qui sont stationnaires ou encore à mémoire courte : ce qui signifie que l'effet d'un choc sur un taux de croissance s'évanouit rapidement.

Pour bien caractériser la dynamique d'un ensemble de séries intégrées, il importe de vérifier s'il existe, ou non, des relations de cointégration et d'examiner les mécanismes à correction d'erreur associés.

Deux séries intégrées peuvent être cointégrées, lorsqu'elles partagent une tendance commune¹. Celle-ci peut alors être éliminée par combinaison linéaire : une combinaison linéaire stationnaire de séries intégrées correspond à une relation de cointégration entre ces séries.

Nous étudions ici la propriété de cointégration sur l'ensemble de la période retenue, en essayant de valider la stationnarité du résidu $e(t)$ de la régression faisant intervenir les séries de (Log) prix :

$$\text{Ln Prime}_t = c_0 + c_1 \text{LnCPI}_t + e_t$$

La variable $e(t)$ est interprétée comme variable d'écart à la relation dite de long terme :

$$\text{Ln Prime}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{LnCPI}_t$$

(1) Si $X_t = aT_t + bC_{X,t}$ et $Y_t = cT_t + dC_{Y,t}$ où $T_t = \sum_s \varepsilon_s C_{X,t}$, $C_{Y,t}$ sont respectivement une marche aléatoire et deux composantes cycliques stationnaires, les deux séries sont cointégrées : la combinaison linéaire $cX_t - aY_t = Z_t$ définit une série stationnaire.

Cette dernière relation, théorique, n'est jamais vérifiée strictement mais de manière approximative, avec un écart $e(t)$ centré et stationnaire qui résulte des fluctuations de court terme.

On peut ensuite estimer l'équation dite à correction d'erreur décrivant la dynamique des primes, qui s'écrit, par exemple, dans le cas simple où on peut se limiter à un retard d'ordre 1, sous la forme :

$$d\text{Ln Prime}(t) = a_0 + a_1 d\text{Ln Prime}(t-1) + \gamma_1 e(t-1)$$

Dans cette équation, on voit l'intervention de la variable d'écart à la relation de long terme, $e(t-1)$. Dans le cas où les coefficients β_1 et γ_1 sont significatifs et respectivement positif et négatif, on parle de mécanisme à correction d'erreur. Supposons en effet que $e(t-1)$ soit strictement positif ; ce cas correspond à la situation où le niveau des primes de la date $t-1$, LnPrime_{t-1} est trop élevé par rapport à son niveau d'équilibre : $\beta_0 + \beta_1 \text{LnCPI}_{t-1}$; le terme $\gamma_1 e(t-1)$ est alors strictement négatif et influence à la baisse la variation $d\text{LnCPI}_t$ de façon à ce que la relation de long terme puisse être vérifiée à la date t .

Nous ne pouvons pas valider l'existence d'une relation durable entre prix et primes sur toute la période d'étude (1950-2007) mais nous pouvons montrer, pour un certain nombre de pays, qu'il existe une relation de cointégration unique sur la période 1965-2007. Lorsqu'on se limite à la période la plus récente au-delà de 1985-1986, la présence d'une relation de cointégration est validée, sauf pour l'Italie et le Canada, dans le cas de l'assurance Vie pour ce dernier pays.

III.1.1 Cas du secteur IARD

Concernant l'influence de l'inflation sur l'évolution des primes dans le secteur Non-Vie, nous obtenons des résultats relativement homogènes sur l'ensemble des pays du G7, sauf pour le Japon et l'Italie (ce dernier pays a été finalement exclu du panel) à savoir :

- L'influence de l'inflation sur l'évolution des primes ne peut être mise en évidence au travers des fluctuations de court terme que sur une période récente (environ après 1985) : autrement dit, lorsqu'on effectue une régression du taux de croissance des primes sur ses valeurs passées et sur les valeurs passées du taux d'inflation, le taux d'inflation retardé (d'une période d'un an) est associé à un coefficient significatif seulement sur une période récente.

- Il en est de même lorsqu'on introduit les niveaux des (log) prix et (log) primes dans le modèle, en estimant une relation de cointégration entre ces variables. On peut mettre en évidence une influence persistante des prix à la consommation sur le niveau des primes en même temps qu'une influence transitoire sur une période récente – en général au-delà de 1985.

- Il est intéressant de noter que les estimations du coefficient du LOG(CPI) dans la relation de long terme, lorsqu'elle existe, ont des valeurs du même ordre de grandeur pour les différents pays (autour de 2) : 2,03 (US), 2,27 (UK), 2,84 (France), 1,96 (Allemagne), (2,9) (Canada),

- Enfin, si on se concentre sur cette période récente, où on observe un impact de court terme et/ou un impact de long terme du niveau des prix à la consommation sur le niveau des primes, on peut valider une sur-réaction du taux de croissance des primes à un choc d'inflation, sauf dans le cas de l'Allemagne.

On détaille les cas de la France sur la période 1986-2007, avant de donner les résultats obtenus pour les autres pays du G7. Les résultats sont détaillés en annexe, dans le tableau A2.

Dans le cas de la France, on trouve, sur la période 1986-2007 :

- une relation de long terme avec un coefficient de long terme du Log(CPI) égal à 2,31

$$\text{lpnvfr}_t = 15,78 + 2,31 \text{ lcpifr}_t + \varepsilon_t$$

- et une équation à correction d'erreur :

$$d\text{lpnvfr}_t = 0,93 * d\text{lpnvfr}_{t-1} + 0,80 * d\text{lcpifr}_{t-1} + 0,53 * \varepsilon_{t-1} + u_t$$

On constate un double impact des prix sur les primes : un impact persistant, transmis par la relation de long terme et caractérisé par un coefficient égal à $0,53 \times 2,31$, ainsi qu'un impact de court terme, avec un coefficient égal à 0,80. Ce qui donne un effet total mesuré par le coefficient : $0,53 \times 2,31 + 0,80 = 2,02$ qui est supérieur à 1, traduisant une sur-réaction des primes à l'inflation.

Les résultats obtenus dans le cas des autres pays sont résumés dans le tableau 1 suivant. Dans la deuxième colonne, on donne la relation de cointégration, lorsqu'elle a été validée et, dans les deuxième et troisième colonnes, le coefficient de long terme et le coefficient de court terme, lorsqu'ils sont significatifs. Ces coefficients mesurent respectivement les effets de long terme et les effets de court terme des prix à la consommation sur les primes. La mesure de l'impact total est reportée dans la dernière colonne.

Il est intéressant de noter que les estimations du coefficient du LOG(CPI) dans la relation de long terme, lorsqu'elle existe, ont des valeurs du même ordre de grandeur pour les USA (2,02) Royaume Uni (2,34), France (2,31), Allemagne (1,99) et des valeurs plus fortes (3,08 et 5,03) pour le Canada et le Japon respectivement. Enfin, pour tous les pays considérés, on observe un impact persistant du niveau des prix à la consommation sur le niveau des primes, se traduisant par plus précisément une sur-réaction du taux de croissance des primes à un choc d'inflation. Il était donc important d'étudier la relation entre les niveaux des prix et des primes pour mettre en évidence ce mécanisme de sur-réaction.

Tableau 1 : Impact de l'inflation sur le taux de croissance des primes IARD sur la période 1986-2007

Pays	Effet de long terme	Effet de court terme	Effet global
France	2,31 x 0,53	0,80	2,02
Allemagne	1,99 x 0,70	0	1,37
Royaume-Uni	2,34 x 0,49	0	1,47
Canada	3,08 x 0,71	0	2,87
Japon	5,03 x 0,30	2,05	3,56
États-Unis	2,04 x 0,24	1,31	1,96

Considérons maintenant le secteur de l'assurance Vie.

III.1.2 Cas du secteur de l'assurance Vie

Les résultats obtenus pour le secteur de l'assurance Vie sont assez comparables, avec toujours un impact persistant (sauf dans le cas du Canada) et très rarement un impact transitoire des prix sur les primes.

Nous détaillons les résultats obtenus dans le cas des États-Unis, où l'effet global des prix sur les primes résulte d'effets persistants et d'effets transitoires. En effet, pour ce pays on trouve, sur la période 1985-2007 :

1°) une relation de long terme (unique) :

$$\ln p_{nvus,t} = 15,86 + 2,35 \ln c_{pus,t} + e(t)$$

2°) avec, dans le modèle à correction d'erreur,

$$d \ln p_{nvus,t} = 0,4122 * d \ln p_{nvus,t-1} + 0,840 * d \ln c_{pus,t-1} - 0,326 * e_{t-1} + u_t$$

avec un coefficient égal à -0,326 pour la variable d'écart à l'équilibre e_{t-1} et un coefficient de 0,840 pour la valeur du taux d'inflation, retardée d'une période $d \ln c_{pus,t-1}$ ce qui donne un effet total de : $2,35 \times 0,326 + 0,840 = 1,60$

Pour les autres pays, les résultats obtenus sont résumés dans le tableau 2 suivant. On observe, pour l'ensemble des pays, le mécanisme de sur-réaction des taux de croissance des primes d'assurance Vie à l'inflation, sauf pour le Canada, où l'inflation semble n'avoir aucun impact, que ce soit à court ou à long terme.

Pour compléter l'analyse précédente, menée sur un échantillon de taille limitée, il est intéressant d'examiner les résultats qui peuvent être obtenus sur une période plus longue, en autorisant un changement de régime.

Tableau 2 : Impact de l'inflation sur le taux de croissance des primes ; secteur Assurance Vie, période récente

	Effet de long terme	Effet de court terme	Effet global
France 1983-2007	4,64 x 0,47	0	2,19
Allemagne	2,79 x 0,764	0	2,13
Royaume-Uni	3,23 x 0,34	0	1,10
Japon	7,85 x 0,35	0	2,74
USA	2,35 x 0,326	0,84	1,60

III. 2 Modèle à correction d'erreur avec changement progressif de régime

Nous adoptons un modèle décrivant un changement de régime progressif avec relation de long terme et mécanisme à correction d'erreur (STECM : smooth transition error correcting model). La dynamique admet une seule et même relation de long terme estimée sur toute la période d'étude (ici, 1967-2007), mais l'intensité du mécanisme à correction d'erreur est différente selon le régime considéré. De plus la transition d'un régime à l'autre est progressive.

Plus précisément la spécification STECM est la suivante :

$$d \ln p_{nvus,t} = (a_0 + a_1 d \ln p_{nvus,t-1} + a_2 d \ln c_{pi,t-1} + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}) + F(d \ln c_{pi,t-2})(b_0 + b_1 d \ln p_{nvus,t-1} + b_2 d \ln c_{pi,t-1} + \gamma_2 \varepsilon_{t-1}) + u_t$$

$$\text{où } F(z) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(z-s))} \text{ avec } \gamma > 0$$

ε_{t-1} désigne toujours la variable d'écart à la relation de long terme.

La fonction F décrit un mode de changement progressif d'un régime à l'autre $0 \leq F(z) \leq 1$; la transition est régie par une variable z qui est choisie, parmi d'autres variables, comme celle qui explique le mieux la transition ; on verra que cette variable est le taux d'inflation retardé deux périodes dans notre cas. Lorsque la variable de transition z dépasse franchement un seuil s, $(z - s)$ prend une valeur positive élevée et F(z) tend vers 1 ; la dynamique obéit alors au deuxième régime. Au contraire, si la variable de transition z devient très inférieure au seuil s, $(z - s)$ devient très négatif et F(z) tend vers 0 et la dynamique obéit au premier régime.

On considère d'abord les résultats obtenus dans le cas du secteur IARD.

On détaille d'abord les résultats obtenus dans le cas des États-Unis, avant de commenter les principaux résultats obtenus pour les autres pays. Tous les résultats sont consignés dans le tableau A3 de l'annexe.

Dans le cas des États-Unis, on trouve, sur la période 1965-2007 :

- la relation de cointégration :

$$l_{pnvus_t} = 19,23^* + 1,64 l_{ncpus_t} + \varepsilon_{t-1}$$

- l'équation à correction d'erreur :

$$dl_{pnvus_t} = 0,83^* dl_{pnvus_{t-1}} + 0,36^* dl_{ncpus_{t-1}} - 0,12^* \varepsilon_{t-1}$$

- l'équation avec changement de régime :

$$dl_{pnvus_t} = (0,41^* dl_{pnvus_{t-1}} + 1,41^* dl_{cpius_{t-1}} - 0,20^* \varepsilon_{t-1}) + F(dl_{cpius_{t-2}})(1,51 dl_{pnvus_{t-1}} - 0,24 dl_{cpius_{t-1}} - 0,12 \varepsilon_{t-1}) + u_t$$

où le coefficient γ intervenant dans la caractérisation de la fonction de transition vaut 28 et le seuil s est égal à 0,06.

Le coefficient du résidu ε_{t-1} n'est significatif que dans le premier régime (soit - 0,20) traduisant donc un mécanisme à correction d'erreur dans ce régime, qui correspond à la période la plus récente (le taux d'inflation est inférieur à 0,06). De même, le coefficient de court terme associé au taux d'inflation, soit 1,413, n'est significatif que dans le premier régime.

Ainsi, lorsque l'inflation (retardée de 2 périodes) est faible (inférieure à $s = 0,06$) ce qui correspond à la période la plus récente ($t > 1984$), l'inflation a un impact significatif sur le niveau des primes, à court et à long terme : $0,1984 \times 1,64 + 1,41$ qui est supérieur à 1 indiquant le phénomène de sur-réaction déjà observé dans l'estimation du modèle limitée à une sous période récente (1986-2007).

4. Étude de l'influence de l'activité mesurée par le PIB

des primes, dans le cas du secteur de l'assurance Non-Vie. L'étude est concentrée sur les États-Unis et la France. Le système est limité aux deux séries de PIB et Primes, prises en logarithme.

On considère d'abord le cas de l'Assurance IARD.

IV.1 Assurance IARD

On étudie d'abord la période 1967-2007, avant de se concentrer sur la période la plus récente. Les résultats sont reportés en Annexe dans le tableau A5. On ne valide une relation de cointégration que pour deux pays, la France et les États-Unis.

Pour les autres pays, les principaux résultats sont les suivants : pour le Canada et l'Allemagne, on ne peut pas valider de spécification STECM et pour le Royaume-Uni, il n'y a pas de relation de long terme sur toute la période d'étude, mais on montre que l'inflation a un impact de court terme significatif sur la période la plus récente exclusivement. De plus, on observe que, dans ce cas, les primes sur-réagissent à l'évolution des prix (coefficient $1,533 > 1$). Par contre l'inflation n'a aucun impact sur la variation des primes sur la période la plus ancienne.

Pour le Japon, on a bien sur-réaction des primes à l'inflation sur la période la plus récente, mais un impact négatif persistant sur la période la plus ancienne. Pour la France, en autorisant un trend déterministe dans la relation de long terme, on observe un mécanisme de sur-réaction. Il reste à commenter brièvement les résultats obtenus dans le cas de l'assurance Vie.

On ne valide l'existence d'une relation de long terme que pour les États-Unis, le Canada et le Japon et une spécification STECM pour les États-Unis seulement. Pour ce pays, l'impact des prix sur les primes n'est significatif que sur la période la plus récente, mais on ne valide pas le mécanisme de sur-réaction observé lorsqu'on limite l'estimation du modèle à correction d'erreur sur la période la plus récente. On se reportera au tableau A4 de l'annexe, pour le détail des résultats.

Dans la section suivante, nous examinons l'impact de l'activité mesurée par le PIB sur l'évolution du niveau des primes.

On examine maintenant l'influence du PIB sur l'évolution

Dans le cas des États-Unis, on trouve une relation de cointégration sur la période 1965-2007 :

$$L_{nprus_t} = 4,256 + 1,043 L_{pibus_t} + e_t$$

avec l'équation à correction d'erreur :

$$dL_{nprus_t} = 0,763^{(**)} dL_{nprus_{t-1}} - 0,377^{(**)} e_{t-1} + u_t$$

correspondant à un R^2 égal à 0,72.

Dans le cas de la France, on trouve également une relation de cointégration sur la même période :

$$L_{nprf_t} = 1,902 + 0,95 L_{pibf_t} + e_t$$

avec l'équation à correction d'erreur :

$$dL_{nprf_t} = 0,461^{(**)} dL_{nprf_{t-1}} - 0,299^{(**)} e_{t-1} + u_t$$

associée à un R^2 de 0,819.

Pour les autres pays, il n'y a donc pas de cointégration mais un effet du PIB sur les primes, relayé par la seule dynamique dite de court terme, c'est-à-dire celle des taux de croissance des deux séries. On remarque que l'effet autorégressif n'apparaît que dans le cas de l'Allemagne. Les coefficients R^2 ont des valeurs sensiblement plus faibles que précédemment, sauf dans le cas du Canada. Les résultats sont consignés dans le tableau suivant.

Tableau 3 : Effet du PIB sur l'évolution des primes dans le secteur de l'assurance IARD

Variable	Canada	Japon	Royaume-Uni	Allemagne
$dlpn_{t-1}$	0,137 (0,880)	0,162 (1,006)	-0,015 (-0,094)	0,475 (3,366)
$dlpib_{t-1}$	0,683 (2,076)	0,879 (3,512)	0,937 (3,057)	0,382 (2,525)
c	0,022 0,7591	0,010 (0,614)	0,022 (0,795)	0,012 (1,326)
R^2	0,759	0,497	0,220	0,554

L'estimation d'un modèle STECM, lorsque cette spécification est validée, c'est-à-dire pour les États-Unis, le Japon, l'Allemagne et la France, montre un effet renforcé du PIB sur les primes sur le régime 1, c'est-à-dire la période la plus récente (la variable de transition restant le taux d'inflation retardé de deux périodes). Les résultats détaillés sont reportés en annexe dans le tableau A5.

IV.2 Assurance Vie

Pour le secteur de l'assurance Vie, toujours sur la période 1965-2007, on valide une relation de cointégration pour tous les pays sauf le Japon et le Royaume-Uni. Les résultats détaillés sont consignés dans le tableau A6 de l'annexe. Les résultats de l'estimation des coefficients des relations de cointégration sont les suivants :

Variable	États-Unis	Canada	Japon	Royaume-Uni	Allemagne	France
$lpib_t$	1,058	1,089	-	-	1,143	0,940
c	4,379	5,787	-	-	1,143	-

En ce qui concerne les équations décrivant la dynamique du taux de croissance des primes, on observe un mécanisme à correction d'erreur, lorsqu'il existe une relation de cointégration. Dans ce cas, l'effet du PIB sur les primes est exclusivement transmis par la relation de long terme. L'effet est systématiquement positif, comme attendu. Par exemple, pour la France, on trouve comme équation à correction d'erreur :

$$d \ln p r_t = -0,076(**) e_{t-1} + u_t$$

$$e_t = \ln p r_t - 0,940 \ln p i b r_t$$

Les résultats des estimations sont donnés dans le tableau suivant :

Variable	États-Unis	Canada	Japon	Royaume-Uni	Allemagne	France
z_{t-1}	-0,089 (-1,956)	-0,310 (-4,241)	-	-	-0,274 (-4,741)	-0,076 (-2,973)
$dlpn_{t-1}$	0,255 (1,801)	0,066 (0,438)	0,269 (1,717)	0,158 (1,022)	-0,187 (-1,425)	0,233 (1,621)
$dlpib_{t-1}$	-0,111 (-0,227)	(-0,269) (-0,781)	0,606 (2,387)	0,649 (1,952)	0,0686 (0,243)	-0,837 (-1,339)
c	0,242 (-0,227)	-	0,025 (1,164)	0,046 (1,302)	0,400 (0,243)	-
R^2	0,242	0,321	0,292	0,127	0,401	0,201
AIC	-3,136	-2,935	-1,982	-1,933	-3,074	-1,984
BIC	-3,010	-2,810	-1,857	-1,808	-2,948	-1,859

On conclut donc qu'il existe un effet systématiquement positif des taux de croissance du PIB sur les taux de croissance des primes, sans qu'il y ait systématiquement une relation de long terme exerçant une force de rappel vers un état d'équilibre de long terme, comme on l'a observé lorsqu'on a étudié l'impact de l'inflation sur la croissance des primes. Lorsqu'on estime un modèle STECM, il est validé pour trois pays, États-Unis, Japon et Allemagne ; l'effet positif du PIB apparaît renforcé sur la période récente (régime 1) et s'oppose à un effet négatif observé sur le deuxième régime (voir tableau A6).

Conclusion

Dans cette note, nous avons étudié les fluctuations des primes sur la période 1965-2007 pour un ensemble de six pays, France, Allemagne, États-Unis, Royaume-Uni, Canada, Japon, dans les secteurs IARD et Vie. Nous avons recherché des déterminants macroéconomiques, hors variables caractéristiques du secteur de l'Assurance, et plus particulièrement les prix à la consommation et le PIB. Toutes ces séries, prises en logarithme, présentent des tendances stochastiques, quand on les examine sur la période 1950-2007, ce qui indique un caractère persistant de leur dynamique. Nous avons alors recherché des relations durables entre elles, sous la forme de relations de cointégration, encore interprétées comme des relations de long terme. Ce faisant, nous nous inscrivons dans une littérature restreinte, puisque la plupart des études développent des analyses empiriques sur la base des taux de croissance, afin de mener les estimations dans un cadre stationnaire, où l'inférence est usuelle.

Nous avons d'abord étudié l'impact de l'évolution des prix sur celle des primes. On constate alors qu'il n'est pas possible de valider l'existence de relations de long terme sur toute la période d'étude, mais, pour la plupart des spécifications, sur une période plus récente 1965-2007 et quasi systématiquement sur la période 1986-2007. De fait, si l'existence d'une relation de long terme est acquise, la force du mécanisme de force de rappel vers l'équilibre correspondant n'est vraiment significative que sur la période la plus récente. Sur cette dernière période, on observe de plus une sur-réaction des taux de croissance des primes à l'inflation, résultant des effets transitoires et persistants. Il se trouve que l'inflation n'a pas eu le même comportement avant et après une date qui se situe autour de 1985. Ce changement de régime a pu être validé à partir d'un modèle adapté, non-linéaire, autorisant une modification progressive de l'intensité de la force de rappel selon la proximité plus ou moins forte à l'un ou l'autre de deux régimes extrêmes.

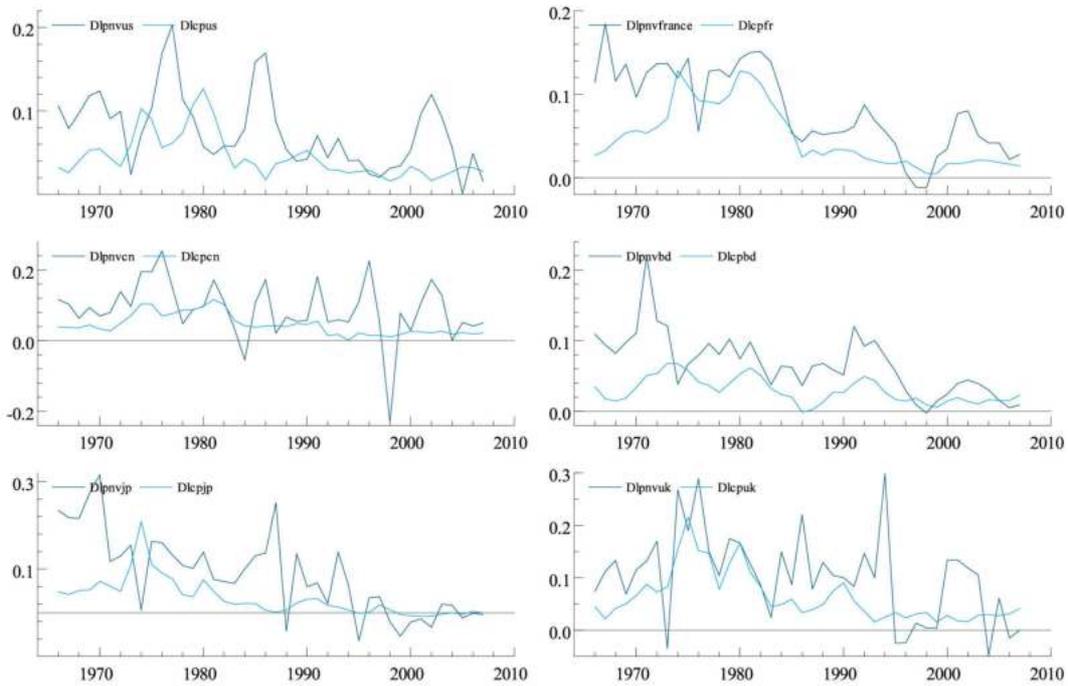
L'un des régimes correspond précisément à la période la plus récente, puisqu'on montre qu'il est actif lorsque le taux d'inflation est suffisamment faible. En ce qui concerne l'effet du PIB sur le niveau des primes, il est confirmé, positif et significatif, sur la période 1965-2007, mais la validation de l'existence d'une relation de long terme entre les séries PIB et Primes, prises en logarithme, est moins systématique que dans le cas des séries Primes et Prix. Le pouvoir explicatif de l'inflation est généralement plus élevé que celui du PIB dans les modèles linéaires à correction d'erreur, et, pour un même fondamental, Prix ou PIB, la performance explicative du modèle est sensiblement plus élevée pour le secteur IARD, lorsqu'on la compare à celle qui est obtenue pour le secteur de l'assurance Vie. La comparaison des différents modèles montre l'importance d'intégrer les relations entre les niveaux des variables lorsque ces relations sont suffisamment stables, c'est-à-dire lorsque les séries sont cointégrées, car la performance explicative du modèle est très sensiblement augmentée.

Bibliographie

- H. Buhlmann, H. et E. Straub, 1970, "Glaubwürdigkeit für Schadensätze. Mitteilungen der Vereinigung Schweizerischer Versicherungsmathematiker".
- Choi, S., Hardigree, D. et P. Thistle, 2002, "The Property-Liability Insurance Cycle: A Comparison of Alternative Model", *Southern Economic Journal*, 68, pp. 530-548.
- Cummins, J.D. et J.F. Outreville. 1987, "An International Analysis of Underwriting Cycle", *Journal of Risk and Insurance*, 54, pp. 246-262.
- Cummins, J.D. et P. Danzon, 1991, "Price Shocks and Capital Flows in Liability Insurance" in *Cycles and Crises in Property/Casualty Insurance: Causes and Implications for Public Policy*, eds. J. D. Cummins, S.E. Harrington et R. W. Klein, Association of Insurance Commissioners Publications, 71.
- Doherty, N.A. et J.R. Garven, 1991, "Capacity and the Cyclicity of Insurance Markets" in *Cycles and Crises in Property/Casualty Insurance: Causes and Implications for Public Policy*, eds. J. D. Cummins, S.E. Harrington et R. W. Klein, Association of Insurance Commissioners Publications, 71.
- Doherty, N.A. et H.B. Kang, 1988, "Interest Rates and the Insurance Price Cycle", *Journal of Banking and Finance*, pp.199-215.
- Fung, H.G., Lai, G., Patterson, G. et R. Witt., 1988, "Underwriting Cycle in Property and Liability Insurance: an Empirical Analysis of Industry and by Line Data", *Journal of Risk and Insurance*, 65:539-562.
- Grace, M.F. et J. L. Hotchkiss, 1995, "External Impacts on the Property Liability Insurance Cycle", *Journal of Risk and Insurance*, pp. 738-54.
- Gron, A., 1994a, "Capacity Constraint and Cycle in Property- Casualty Insurance Markets", *RAND Journal of Economics*, 25.
- Gron, A., 1994b, "Evidence of Capacity Constraint and Cycle in Insurance Markets", *Journal of Law and Economics*, 37.
- Gron, A., 1995, "Collusion, Costs or Capacity? Evaluating Theories of Insurance Markets", Working Paper, Northwestern University.
- Haley, J.D., 1993, "A Cointegration Analysis of Relationship between Underwriting Margins and Interest Rates: 1930-1989", *Journal of Risk and Insurance*, pp. 480-493.
- 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*, pp. 755-763.
- Harrington, S.E. et P.M. Danzon, 1991, "Price Cutting in Liability Insurance" in *Cycles and Crises in Property/Casualty Insurance: Causes and Implications for Public Policy*, eds. J. Cummins, D., S.E. Harrington, S.E. et R.W. Klein, Association of Insurance Commissioners Publications, 71.
- Higgins, M. et P. Thistle, 2000, "Capacity Constraints and the Dynamics of Underwriting Profits", *Economic Inquiry*, 38, pp.442-457.
- Leng, C. et U. Meier, 2006, "Analysis of Multinational Underwriting Cycles in Property-Liability Insurance", *The Journal of Risk Finance*, 7, pp.146-159.
- Niehaus, G. et A. Terry, 1993, "Evidence on the Time-Series Properties of Insurance Premiums and Causes of the Underwriting Cycle: New Support for the Capital Market Imperfections Hypothesis", *Journal of Risk and Insurance*, pp. 466-79.
- Venezian, E., 1985, "Ratemaking Method and Profit Cycles in Property and Liability Insurance", *Journal of Risk and Insurance*, 52, pp.477-500.
- Winter, R., 1988, "The Liability Crisis and the Dynamics of Competitive Insurance Markets", *Yale Journal on Regulation*, pp. 455-499.
- Winter, R., 1991, "Solvency Regulation and the Property - Liability Insurance Cycle", *Economic Inquiry*, 29, pp. 458-471.
- Winter, R., 1994, "The Dynamics of Competitive Insurance Markets", *Journal of Financial Intermediation*, 3, pp.379-415.

Annexe

Relation DLog primes_DLog cpi (Assurance IARD)



Évolution des logarithmes des indices de prix pour les pays du G7

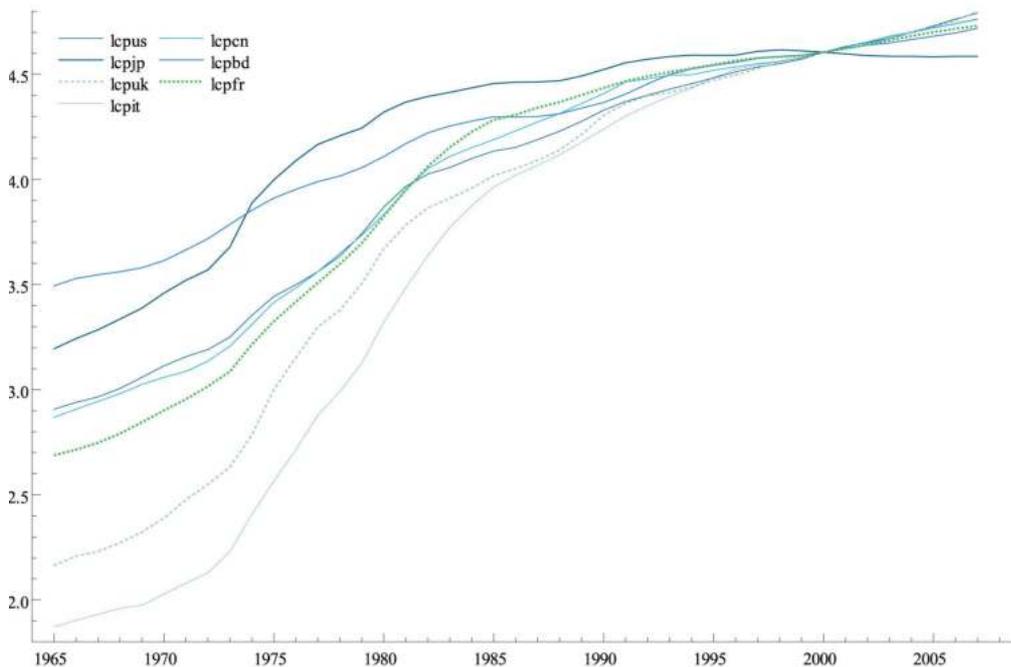


Tableau A1 : Étude de la stabilité de la moyenne des séries et détermination des dates de ruptures structurelles

(Test de Bai et Perron (1998, 2003))

Taux de croissance des primes assurance Non-Vie	\hat{T}_1, \hat{T}_2	δ_1	δ_2	δ_3
$dlpnvus_t$	1987	0,100	0,050	-
$dlpnvcn_t$	-	-	-	-
$dlpnujp_t$	1987	0,150	0,016	-
$dlpnuvk_t$	1994	0,133	0,036	-
$dlpnuvd_t$	1995	0,085	0,021	-
$dlpnuvr_t$	1984	0,128	0,044	-
Taux de croissance des primes assurance Vie				
$dlpnvus_t$	-	-	-	-
$dlpnvcn_t$	1990	0,107	0,057	-
$dlpnujp_t$	1993	0,145	-0,006	-
$dlpnuvk_t$	-	-	-	-
$dlpnuvd_t$	1987	0,098	0,046	-
$dlpnuvr_t$	1994	0,163	0,065	-
Taux d'inflation				
$dlpnvus_t$	1973, 1981	0,043	0,090	0,032
$dlpnvcn_t$	1973, 1982	-	-	-
$dlpnujp_t$	1973, 1981	-	-	-
$dlpnuvk_t$	1973, 1981	-	-	-
$dlpnuvd_t$	1983	-	-	-
$dlpnuvr_t$	1973, 1984	0,050	0,104	0,022
Taux de croissance du PIB				
$dlpnvus_t$	1984	0,089	0,055	-
$dlpnvcn_t$	1981, 1989	-	-	-
$dlpnujp_t$	1980, 1991	-	-	-
$dlpnuvk_t$	1992	-	-	-
$dlpnuvd_t$	1973, 1981, 1990	-	-	-
$dlpnuvr_t$	1984	0,118	0,043	-

Tableau A2 : Étude de la relation Log primes_Log cpi sur la période 1986-2007

Assurance Non-Vie

Estimation de la relation de long terme

Variable	États-Unis	Canada	Japon	Royaume-Uni	Allemagne (1988-2007)	France
lcp_t	2,046	3,077	5,035	2,345	1,987	2,308
c	17,463	10,167	6,957	13,660	16,549	-15,784

Estimation du VECM

Variable	États-Unis	Canada	Japon	Royaume-Uni	Allemagne	France
z_{t-1}	-0,237 (-2,930)	-0,714 (-2,501)	-0,297 (2,028)	-0,487 (-1,838)	-0,700 (-3,912)	-0,531 (-5,379)
$dlpn_{t-1}$	0,785 (3,992)	0,317 (1,278)	-0,433 (-2,142)	0,443 (1,956)	0,676 (2,972)	0,933 (7,395)
$dlpn_{t-2}$		-0,035 (-0,136)		0,408 (1,662)	0,079 (0,328)	
$dlcp_{t-1}$	1,318 (2,082)	-0,140 (-0,072)	2,051 (2,167)	-1,668 (-1,342)	-0,554 (-0,737)	0,796 (2,808)
$dlcp_{t-2}$		-0,874 (-0,450)		1,779 (1,251)	0,695 (1,207)	
c	-0,032 (-1,268)	0,074 (1,607)				
R^2	0,522	0,406	0,349	0,453	0,846	0,830
AIC	-4,646	-1,865	-3,115	-2,234	-5,217	-5,862
BIC	-4,447	-1,567	-2,966	-1,986	-4,970	-5,713
σ_t						

Tableau A3 : Étude de la relation Log primes_Log cpi sur 1965-2007

Assurance Non-Vie

Estimation de la relation de long terme

Variable	États-Unis	Canada	Japon	Royaume-Uni	Allemagne	France
lcp_t	1,640	-	0,748	-	-	1,160
c	19,230	-	26,795	-	-	21,270

Estimation du VECM

Variable	Etats-Unis	Canada	Japon	Royaume-Uni	Allemagne	France
z_{t-1}	-0,120 (-2,360)	-	-0,108 (-4,920)	-	-	-0,089 (-3,980)
$dlpn_{t-1}$	0,831 (8,143)	0,114 (0,683)	0,015 (0,103)	-0,034 (-0,197)	0,711 (4,940)	0,371 (2,616)
dcp_{t-1}	0,358 (2,289)	0,731 (1,612)	-0,295 (-0,989)	0,751 (2,550)	-0,043 (-0,129)	0,264 (1,716)
c	-	0,044 (1,860)	-	0,059 (2,642)	0,019 (1,799)	-
R^2	0,505	0,110	0,606	0,170	0,480	0,751
AIC	-3,928	-2,170	-2,739	-2,176	-4,007	-4,434
BIC	-3,802	-2,044	-2,614	-2,051	-3,882	-4,309
σ_t						

Estimation du STECM

	Variable	États-Unis	Canada	Japon	Royaume-Uni	Allemagne	France
Régime 1	z_{t-1}	-0,198 (-3,483)	-	-0,349 (-2,534)	-	-	-0,053 (-1,782)
	$dlpn_{t-1}$	0,412 (3,487)	-	-0,770 (-2,031)	0,237 (1,22)	-	0,431 (2,476)
	dcp_{t-1}	1,413 (3,008)	-	2,542 (1,247)	1,533 (2,67)	-	0,293 (1,608)
	c	0,0028 (0,105)	-	-0,058 (-1,881)	-	-	
Régime 2	z_{t-1}	-0,115 (-0,494)	-	0,276 (1,854)	-	-	-0,1523 (-2,507)
	$dlpn_{t-1}$	1,506 (2,634)	-	0,880 (1,547)	-0,862 (-2,123)	-	-0,547 (-1,731)
	dcp_{t-1}	-0,240 (-0,196)	-	-2,871 (-1,374)	0,363 (0,492)	-	
	c	-0,161 (-1,206)	-	0,094 (1,835)	-	-	
	Υ	28		20,97	99		86
	s_t	$dcp_{t-2} = 0,060$		$dcp_{t-2} = 0,016$	$dcp_{t-2} = 0,069$		$dcp = 0,06$
	R^2	0,707		0,689	0,214		0,790
	AIC	-6,911		-5,487	-4,890		-7,328
	BIC	-6,489		-5,065	-4,637		-7,033
	σ_{NL}	0,0284		0,058	0,081		0,024

Tableau A4 : Étude de la relation Log primes_Log cpi sur 1965-2007

Assurance Vie

Estimation de la relation de long terme

Variable	États-Unis	Canada	Japon	Royaume-Uni	Allemagne	France
lcp_t	1,571	1,745	1,563	-	-	-
c	20,003	16,349	24,361	-	-	-

Estimation du VECM

Variable	États-Unis	Canada	Japon	Royaume-Uni	Allemagne	France
z_{t-1}	-0,091 (-3,302)	-0,170 (-3,463)	-0,105 (-3,816)	-	-	-
$dlpn_{t-1}$	0,227 (1,609)	0,161 (1,044)	0,116 (0,786)	0,165 (1,045)	-0,119 (-0,740)	0,182 (1,140)
$dldap_{t-1}$	-0,212 (-0,570)	0,173 (0,438)	-0,419 (-0,968)	0,435 (1,434)	1,350 (2,439)	0,817 (2,103)
c				0,0744 (2,625)	0,042 (2,204)	0,067 (2,384)
R^2	0,259	0,112	0,428	0,088	0,135	0,167
AIC	-3,159	-2,668	-2,195	-1,890	-2,708	-1,943
BIC	-3,033	-2,542	-2,069	-1,765	-2,582	-1,817
σ_L						

Estimation du STECM

	Variable	États-Unis	Canada	Japon	Royaume-Uni	Allemagne	France
Régime 1	z_{t-1}	-0,162 (-2,977)	-	-	-	-	
	$dlpn_{t-1}$	0,106 (0,566)	-	-	-	-	-0,263 (-0,881)
	$dldap_{t-1}$	-0,099 (-0,277)	-	-	-	-	3,954 (1,769)
	c	-0,046 (-1,587)	-	-	-	-	
Régime 2	z_{t-1}	-5,315 (-0,099)	-	-	-	-	
	$dlpn_{t-1}$	-5,852 (-0,1137)	-	-	-	-	0,872 (2,589)
	$dldap_{t-1}$	-5,140 (-0,040)	-	-	-	-	-3,102 (-1,369)
	c	-6,106 (-0,107)	-	-	-	-	
	Υ	2,648					2397
	s_t	$dldap_{t-3} = 0,137$					$dldap_{t-2} = 0,020$
	R^2	0,533					0,222
	AIC	-6,045					-4,671
	BIC	-5,619					-4,417
	σ_{NL}						

Tableau A5 : Étude de la relation Log primes_Log pib sur 1965-2007

Assurance Non-Vie

1 Estimation de la relation de long terme

Variable	États-Unis	Canada	Japon	Royaume-Uni	Allemagne	France
$Lpib_t$	1,043	-	-	-	-	0,951
c	4,256	-	-	-	-	1,902

2 Estimation de l'équation à correction d'erreur

Variable	États-Unis	Canada	Japon	Royaume-Uni	Allemagne	France
z_{t-1}	-0,377 (-4,688)	-	-	-	-	-0,299 (-5,153)
dln_{t-1}	0,763 (6,050)	0,137 (0,880)	0,162 (1,006)	-0,015 (-0,094)	0,475 (3,366)	0,461 (4,512)
dln_{t-2}	-0,012 (-0,079)	-	-	-	-	-
dln_{t-1}	0,118 (0,528)	0,683 (2,076)	0,879 (3,512)	0,937 (3,057)	0,382 (2,525)	0,078 (0,635)
dln_{t-2}	-0,253 (-1,257)	-	-	-	-	-
c	-	0,022 0,7591	0,010 (0,614)	0,022 (0,795)	0,012 (1,326)	-
R^2	0,720	0,759	0,497	0,220	0,554	0,819
AIC	-4,369	-2,211	-2,493	-2,238	-4,16	-4,752
BIC	-4,158	-2,085	-2,368	-2,113	-4,037	-4,627
σ_{NL}						

3. Estimation du STECM

	Variable	États-Unis	Canada	Japon	Royaume-Uni	Allemagne	France
Régime 1	z_{t-1}	-0,301 (-2,907)	-	-	-	-	-0,272 -2,837
	$dlpn_{t-1}$	0,383 (1,588)	-	0,015 (0,069)	-	0,494 (2,449)	0,224 (1,234)
	$dlpn_{t-2}$	0,032 (0,154)	-	-	-	-	-
	$dlpib_{t-1}$	0,679 (2,412)	-	1,506 (4,638)	-	0,805 (3,659)	-0,174 (-0,449)
	$dlpib_{t-2}$	0,052 (0,190)	-	-	-	-	-
	C	-0,026 (-1,239)	-	-0,002 (-0,166)	-	-	-
Régime 2	z_{t-1}	-1,056 -3,156	-	-	-	-	-0,087 (-0,438)
	$dlpn_{t-1}$	-0,639 (-1,638)	-	-0,728 (-0,735)	-	0,138 (0,562)	-0,529 (-1,549)
	$dlpn_{t-2}$	0,693 (1,566)	-	-	-	-	-
	$dlpib_{t-1}$	0,484 (0,536)	-	-2,465 (-1,259)	-	-0,644 (-2,358)	0,045 (0,061)
	$dlpib_{t-2}$	0,564 (0,754)	-	-	-	-	-
	c	-0,22 (-1,673)	-	0,326 (0,745)	-	-	0,097 (0,881)
	Υ	923,1		122,2		57	7
	s_t	$dlcp_t = 0,055$		$dlcp_{t-1} = 0,0718$		$dlcp_{t-1} = 0,037$	$dlpib_{t-1} = 0,0954$
	R^2	0,8154		0,675		0,687	0,85497
	AIC	-7,137					
	BIC	-6,540					
	σ_{NL}	0,0246					

Tableau A6 : Étude de la relation Log primes_Log pib sur la période 1965-2007
Assurance Vie

1. Estimation de la relation de long terme

Variable	États-Unis	Canada	Japon	Royaume-Uni	Allemagne	France
$lpib_t$	1,058	1,089	-	-	1,143	0,940
c	4,379	5,787	-	-	5,945	-

2. Estimation de l'équation à correction d'erreur

Variable	États-Unis	Canada	Japon	Royaume-Uni	Allemagne	France
z_{t-1}	-0,089 (-1,956)	-0,310 (-4,241)	-	-	-0,274 (-4,741)	-0,076 (-2,973)
$dlpn_{t-1}$	0,255 (1,801)	0,066 (0,438)	0,269 (1,717)	0,158 (1,022)	-0,187 (-1,425)	0,233 (1,621)
$dlpib_{t-1}$	-0,111 (-0,227)	(-0,269) (-0,781)	0,606 (2,387)	0,649 (1,952)	0,0686 (0,243)	-0,837 (-1,339)
c	0,242 (-0,227)	-	0,025 (1,164)	0,046 (1,302)	0,400 (0,243)	-
R^2	0,242	0,321	0,292	0,127	0,401	0,201
AIC	-3,136	-2,935	-1,982	-1,933	-3,074	-1,984
BIC	-3,010	-2,810	-1,857	-1,808	-2,948	-1,859
σ_t						

3. Estimation du STECM

	Variable	États-Unis	Canada	Japon	Royaume-Uni	Allemagne	France
Régime1	z_{t-1}	0,069 (0,917)	-	-	-	-0,477 (-6,337)	-
	$dlpn_{t-1}$	-0,259 (-0,551)	-	0,101 (0,572)	-	-1,585 (-5,364)	-
	$dlpib_{t-1}$	2,296 (1,948)	-	3,412 (2,696)	-	0,752 (1,209)	-
	c		-		-		-
Régime2	z_{t-1}	-0,390 (-3,813)	-	-	-	0,313 (2,463)	-
	$dlpn_{t-1}$	0,4351 (0,738)	-	0,4821 (1,381)	-	1,854 (3,745)	-
	$dlpib_{t-1}$	-4,593 (-3,625)	-	-3,035 (-2,385)	-	-0,629 (-0,934)	-
	c		-		-		-
	Υ	5,761		8,754		99	
	s_t	$dlpib_{t-1} = 0,057$		$dlpib_{t-1} = 0,052$		$dlpib_{t-1} = 0,050$	
	R^2	0,559		0,400		0,669	
	AIC						
	BIC						
	σ_{NL}						

Essai d'un système à 3 séries Log primes_Log cpi_Log pib sur 1965-2007

Assurance Non-Vie

1. Estimation de la relation de long terme

Variable	États-Unis	Canada	Japon	Royaume-Uni	Allemagne	France
lcp_t	0,345	-	-2,651	-	1,073	-0,818
$lpib_t$	0,848	-	3,109	-	0,613	1,465
c	0,086	-	62,719	-	3,829	13,646

2. Estimation de l'équation à correction d'erreur

Variable	États-Unis	Canada	Japon	Royaume-Uni	Allemagne	France
z_{t-1}	-0,350 (-4,905)		0,137 (1,837)		-0,215 (-1,734)	-0,298 (-6,186)
$dlpn_{t-1}$	0,807 (7,505)		-0,090 (-0,469)		0,576 (3,620)	0,301 (2,777)
$dldap_{t-1}$	0,112 (0,562)		-0,412 (-0,974)		-0,116 (-0,380)	0,595 (2,839)
$dlpib_{t-1}$	0,198 (0,874)		0,968 (2,314)		0,360 (2,382)	-0,531 (-2,398)
c	-0,006 (-0,450)		0,040 (1,778)		0,009 (0,996)	0,068 (5,373)
R^2	0,677		0,559		0,590	0,853
AIC	-4,258		-2,526		-4,150	-4,859
BIC	-4,049		-2,317		-3,940	-4,650
σ_{NL}						

3. Estimation du STECM

	Variable	États-Unis	Canada	Japon	Royaume-Uni	Allemagne	France
Régime 1	z_{t-1}	-0,382 (-5,956)	-	-	-	-	-0,373 (-1,556)
	$dlpn_{t-1}$	0,327 (3,543)	-	-	-	-	0,5628 (1,274)
	$dlcp_{t-1}$	0,732 (2,665)	-	-	-	-	-0,167 (-0,099)
	$dlpib_{t-1}$	0,378 (1,728)	-	-	-	-	0,4765 (0,751)
	c	-0,005 (-0,447)	-	-	-	-	0,0360 (0,8946)
	Régime 2	z_{t-1}	-1,074 (-1,556)	-	-	-	-
$dlpn_{t-1}$		1,331 (3,564)	-	-	-	-	-0,675 (-1,429)
$dlcp_{t-1}$		1,842 (1,363)	-	-	-	-	0,572 (0,337)
$dlpib_{t-1}$		0,143 (0,249)	-	-	-	-	-0,436 (-0,649)
c		-0,336 (-2,081)	-	-	-	-	0,027 (0,615)
Y		21					59
s_t	$dlcpus_{t-2} = 0,074$					$dlcpfr_t = 0,019$	
	R^2	0,832					0,875
	AIC	-3,370					-7,597
	BIC	-6,863					-7,090
	σ_{NI}	0,022					0,020

On ne valide pas de relation de cointégration pour le Canada et pour le Royaume-Uni.

Dans le cas des États-Unis, on continue à observer des impacts positifs du PIB et des prix sur l'évolution des primes, avec un renforcement de ces effets sur le régime 1, donc sur la période la plus récente.

Dans le cas de l'Allemagne et du Japon, le bilan des impacts de court et de long terme donne un effet globalement positif des deux variables, mais la spécification STECM n'est pas validée.

Il reste le cas de la France, où les effets du PIB et des prix semblent se neutraliser.



Les SCOR Papers, édités par SCOR, sont l'une des composantes du SCOR Global Risk Center. Le SCOR Global Risk Center rassemble et analyse les ressources les plus pertinentes sur le risque. Il comporte à la fois des documents internes et des ressources externes sélectionnées par SCOR. Pour l'accès au SCOR Global Risk Center : www.scor.com ou www.scorglobalriskcenter.com