



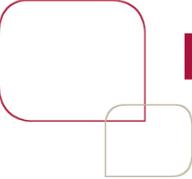
ORSA dans le cas de contrats d'épargne en euro

Version 1.1

Université d'été IA - juillet 2012

Frédéric PLANCHET
fplanchet@winter-associes.fr

Marc JUILLARD
mjuillard@winter-associes.fr



Préambule

L'article 45 de la directive Solvabilité 2 dispose que dans le cadre de son système de gestion des risques, chaque entreprise d'assurance procède à une évaluation interne de ses risques et de sa solvabilité.

↳ Analyse de l'évolution de la **solvabilité** sur la base d'une vision incluant le **plan stratégique** et retenant des hypothèses adaptées à **l'entreprise**.

La mise en place d'un processus d'ORSA nécessite de :

- Projeter **l'évolution des facteurs de risques** (taux, défaut, *spread*, action,...)
- **Définir une métrique** traduisant l'impact de ces risques (SCR simplifié, ANR,..)

On s'intéresse dans cette présentation à la projection du bilan prudentiel (le SCR pouvant être calculé par une formule fermée ou la formule standard).

SOMMAIRE

ORSA
et
contrats d'épargne

1. Contexte
2. Approche basée sur un taux de revalorisation analytique
3. Mise en œuvre concrète d'un processus d'ORSA

1. Contexte

Notion de ruine économique

On se place dans un cadre de calcul de la ruine économique (**hors marge pour risque**) par modèle interne.

Le SCR est le montant de fonds propres minimal de façon à avoir : $P(FP_1 \leq 0) = 0,5\%$

$$\Rightarrow SCR = FP_0 - VaR_{0,5\%}^P \left(FP_1 \times e^{-\int_0^1 r^A(u) du} \right) \approx FP_0 - P(0,1) \times VaR_{0,5\%}^P (FP_1)$$

Aussi, les SCR futurs sont des variables aléatoires.

L'objectif de l'ORSA est donc de **déterminer la distribution des SCR futurs** (et des ratios de couverture associés), ceci **revenant à déterminer la distribution des fonds propres FP_t**

1. Contexte

Notion de ruine économique

On admet l'existence d'un processus Y_t décrivant les risques impactant l'évolution du bilan de la compagnie entre deux arrêts comptables, vérifiant :

- Y_t est un processus markovien ;
- Y_t est lié aux seuls risques financiers (en fonction des modèles retenus, le caractère markovien pourrait être invalidé).

$$V_1 = E_1^{P^A \otimes Q^F} \left(\sum_{j \geq 2} \delta_1(j) \times X_j \right) = E^{P^A \otimes Q^F} \left(\sum_{j \geq 2} \delta_1(j) \times X_j \mid Y_u, u \in [0,1] \right)$$

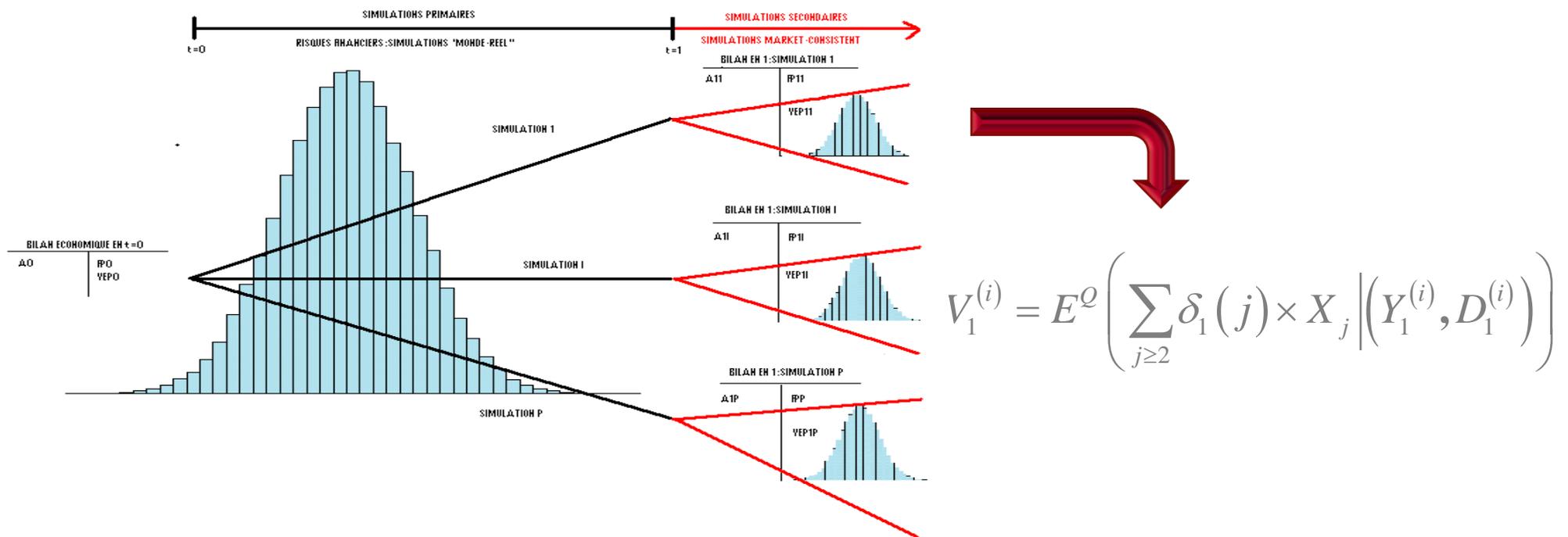
En pratique l'état du bilan dépend de Y et d'un nombre fini de variables d'états, que l'on notera D , également markovien. D décrit l'état des polices.

$$V_1 = E^Q \left(\sum_{j \geq 2} \delta_1(j) \times X_j \mid (Y_1, D_1) \right)$$

1. Contexte

Approche SDS ?

En $t=1$, on simule des réalisations des variables d'état sur la première période puis on valorise le *best estimate* associé à chaque réalisation.



Comme en 0, on estime ces termes par simulation, ce qui conduit à poser :

$$\tilde{V}_1^{(i)} \left(K_1^{(i)} \right) = \frac{1}{K_1^{(i)}} \sum_{k=1}^{K_1^{(i)}} \Lambda_1^{(i,k)} = \frac{1}{K_1^{(i)}} \sum_{k=1}^{K_1^{(i)}} \sum_{j \geq 2} \delta^{(i,k)}(j) \times X_j^{(i,k)}$$

1. Contexte

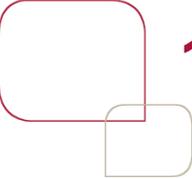
Approche SDS ?

Au-delà du calcul de l'espérance conditionnelle, le calcul de la **variance conditionnelle de la VAN des résultats futurs à un an** est théoriquement nécessaire. En effet, en fonction de la réalisation des variables d'état à 1 an la VAN de résultats futurs sera plus ou moins volatile, et le nombre de simulations à réaliser sera plus ou moins important.

Aussi deux méthodologie sont applicables :

- Soit retenir un très grand nombre de simulations secondaires afin d'obtenir une convergence acceptable en tout point.
- Soit ajuster le nombre de simulations K_i en fonction de la variance conditionnelle :

$$\sigma_1^{(i)} = \sqrt{V^Q \left(\sum_{j \geq 2} \delta_1(j) \times X_j \middle| (Y_1^{(i)}, D_1^{(i)}) \right)} \sim \tilde{\sigma}_1^{(i)}(K_1^{(i)}) = \sqrt{\frac{1}{K_1^{(i)} - 1} \sum_{k=1}^{K_1^{(i)}} \left(\Lambda_1^{(i,k)} - \tilde{V}_1^{(i)}(K_1^{(i)}) \right)^2}$$



1. Contexte

Approche SDS ?

On est alors en mesure de construire un estimateur du SCR qui est un quantile de la variable

$$L = FP_0 - \frac{FP_1}{1+i}$$

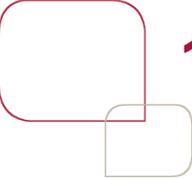
Il suffit donc de trouver un estimateur du quantile d'ordre α de la variable $Z = -FP_1$

On en déduit, par exemple avec le quantile empirique :

$$S\tilde{C}R = \tilde{E}_0 - \frac{\tilde{z}_{(m)}}{1+i}$$

En pratique on est souvent amené à raffiner le calcul du quantile afin d'obtenir d'être résultats stables (*cf.* Planchet et Thérond [2011]).

Il reste alors à examiner les propriétés de cet estimateur et notamment à choisir de manière optimale la valeur de N . Ce dernier choix est délicat dans le sens où **au-delà de la volatilité des facteurs de risques, c'est l'impact de cette volatilité sur la volatilité des fonds propres qui nous intéresse.**



1. Contexte

Approche SDS ?

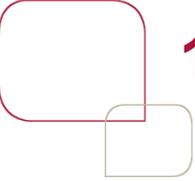
On observe une prise de conscience du caractère peu efficace des approches SdS :

Calculation of economic capital for complex life insurance liabilities requires a nested stochastic approach, but the considerable run-times associated with many asset-liability models can mean that this technique is not always practical. As a result many insurers are seeking next generation modelling solutions to give them fast and accurate results in order to manage their businesses, whilst meeting the growing burden of regulatory compliance.

Barrie & Hibbert

http://www.barrhibb.com/products_and_services/detail/liability_proxy_generator/

Dès lors il convient de proposer des approches alternatives ou complémentaires.



1. Contexte

Quels méthodologies envisageables ?

Deux types de méthodologies sont envisageables :

1. Diminuer le nombre de simulations nécessaires :
 - Nteukam et Planchet [2010] ;
 - Optimisation de l'approche SdS : Devineau et Loisel [2009]).
2. Recourir à des formules fermées :
 - l'algorithme LSM (*cf.* Bauer et *al.* [2010]) ;
 - les approches par portefeuilles de réplication (*cf.* Revelen [2009]);
 - Les approches basées sur un taux de revalorisation analytique (*cf.* Planchet [2012]) ;

1. Contexte

Quels méthodologies envisageables ?

Les méthodes *Curve Fitting*, *LSM* et portefeuille de réplication présentent un inconvénient : le choix des régresseurs.

Bauer et al. [2010]



#	Regression Function	Mean (SCR)
1	$\hat{\alpha}_0^{(N)} + \hat{\alpha}_1^{(N)} \cdot A_1$	1007.3
2	$\hat{\alpha}_0^{(N)} + \hat{\alpha}_1^{(N)} \cdot A_1 + \hat{\alpha}_2^{(N)} \cdot A_1^2$	1165.5
3	$\hat{\alpha}_0^{(N)} + \hat{\alpha}_1^{(N)} \cdot A_1 + \hat{\alpha}_2^{(N)} \cdot A_1^2 + \hat{\alpha}_3^{(N)} \cdot r_1$	1272.6
4	$\hat{\alpha}_0^{(N)} + \hat{\alpha}_1^{(N)} \cdot A_1 + \hat{\alpha}_2^{(N)} \cdot A_1^2 + \hat{\alpha}_3^{(N)} \cdot r_1 + \hat{\alpha}_4^{(N)} \cdot r_1^2$	1276.5
5	$\hat{\alpha}_0^{(N)} + \hat{\alpha}_1^{(N)} \cdot A_1 + \hat{\alpha}_2^{(N)} \cdot A_1^2 + \hat{\alpha}_3^{(N)} \cdot r_1 + \hat{\alpha}_4^{(N)} \cdot r_1^2 + \hat{\alpha}_5^{(N)} \cdot L_1$	1233.2
6	$\hat{\alpha}_0^{(N)} + \hat{\alpha}_1^{(N)} \cdot A_1 + \hat{\alpha}_2^{(N)} \cdot A_1^2 + \hat{\alpha}_3^{(N)} \cdot r_1 + \hat{\alpha}_4^{(N)} \cdot r_1^2 + \hat{\alpha}_5^{(N)} \cdot L_1 + \hat{\alpha}_6^{(N)} \cdot x_1$	1233.9
7	$\hat{\alpha}_0^{(N)} + \hat{\alpha}_1^{(N)} \cdot A_1 + \hat{\alpha}_2^{(N)} \cdot A_1^2 + \hat{\alpha}_3^{(N)} \cdot r_1 + \hat{\alpha}_4^{(N)} \cdot r_1^2 + \hat{\alpha}_5^{(N)} \cdot L_1 + \hat{\alpha}_6^{(N)} \cdot x_1 + \hat{\alpha}_7^{(N)} \cdot A_1 \cdot e^{r_1}$	1241.3
8	$\hat{\alpha}_0^{(N)} + \hat{\alpha}_1^{(N)} \cdot A_1 + \hat{\alpha}_2^{(N)} \cdot A_1^2 + \hat{\alpha}_3^{(N)} \cdot r_1 + \hat{\alpha}_4^{(N)} \cdot r_1^2 + \hat{\alpha}_5^{(N)} \cdot L_1 + \hat{\alpha}_6^{(N)} \cdot x_1 + \hat{\alpha}_7^{(N)} \cdot A_1 \cdot e^{r_1} + \hat{\alpha}_8^{(N)} \cdot L_1 \cdot e^{r_1}$	1244.5
9	$\hat{\alpha}_0^{(N)} + \hat{\alpha}_1^{(N)} \cdot A_1 + \hat{\alpha}_2^{(N)} \cdot A_1^2 + \hat{\alpha}_3^{(N)} \cdot r_1 + \hat{\alpha}_4^{(N)} \cdot r_1^2 + \hat{\alpha}_5^{(N)} \cdot L_1 + \hat{\alpha}_6^{(N)} \cdot x_1 + \hat{\alpha}_7^{(N)} \cdot A_1 \cdot e^{r_1} + \hat{\alpha}_8^{(N)} \cdot L_1 \cdot e^{r_1} + \hat{\alpha}_9^{(N)} \cdot e^{A_1/10000}$	1245.9

Table 4: Estimated SCR for different choices of the regression function, $K_0 = 1, 500, 000$, $N = 320, 000$, LSM Approach

On propose par la suite une méthode alternative contournant cette problématique en se focalisant sur une vision analytique du modèle ALM.

SOMMAIRE

ORSA
et
contrats d'épargne

1. Contexte
2. Approche basée sur un taux de revalorisation analytique
3. Mise en œuvre concrète d'un processus d'ORSA

2. Taux de revalorisation analytique

Principe sous-jacent

On considère un contrat d'épargne dont la valeur de rachat est donnée par :

$$VR(t) = VR(0) \times \exp\left(\int_0^t r_s(u) du\right)$$

Par définition, on a :

- $BEL(T) = E^{P \otimes Q}(\Lambda) = E^Q(BEL_F)$
- $BEL^F(T) = \int_0^T VR(t) \times S(t) \times \mu(t) \times \delta(t) dt + \delta(T) \times S(T) \times VR(T)$

On pose alors :

$$E^Q(VR(t) \times \delta(t)) = VR(0) \times E^Q\left(\exp\left(\int_0^t (r_s(u) - r(u)) du\right)\right) = VR(0) \times E^Q\left(\exp\left(\int_0^t \omega(u) du\right)\right)$$

2. Taux de revalorisation analytique

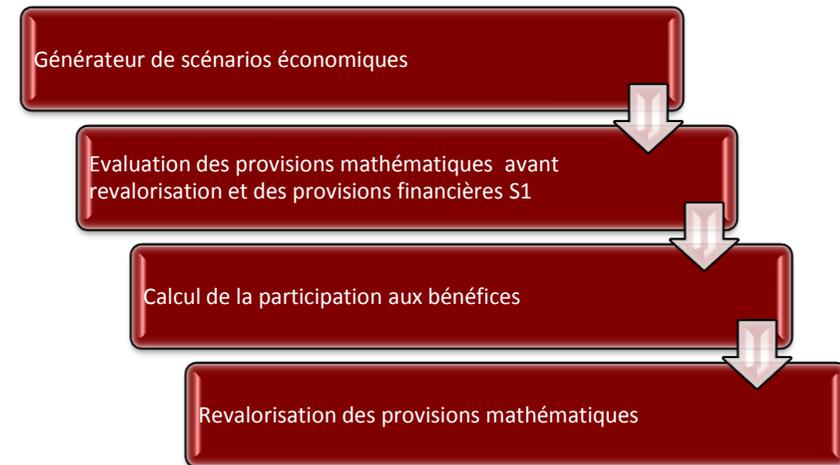
Principe sous-jacent

Dans le cas d'un contrat d'épargne, le point le plus chronophage se situe au niveau du **module** ALM.

Or dans l'optique de minimiser le volume des rachats conjoncturels, la **revalorisation** appliquée est souvent **calée sur le taux court nominal**.

Partant de ce constat, Planchet et *al.* [2012] proposent des **approximations analytiques** du *best estimate* obtenues en considérant que l'écart entre le taux de revalorisation continu et le taux court suit un processus **d'Ornstein-Uhlenbeck** :

$$d\omega(t) = k \times (\omega_\infty - \omega(t)) dt + \sigma_\omega dB(t)$$



2. Taux de revalorisation analytique

Description du modèle

En tant qu'exponentielle de l'intégrale d'un brownien :

$$E^Q \left(\exp \left(\int_0^t (r_s(u) - r(u)) du \right) \right) = \theta(t) = \exp \left(m(t) + \frac{v(t)}{2} \right)$$

avec :

- $m(t) = \omega_\infty \times t + (\omega_0 - \omega_\infty) \frac{(1 - e^{-kt})}{k}$
- $v(t) = \frac{\sigma_\omega^2}{2k^3} (1 - e^{-kt})^2 + \frac{\sigma_\omega^2}{k^2} \left(t - \frac{1 - e^{-kt}}{k} \right)$

On retient par la suite la discrétisation suivante :

$$BEL(T) = VR(0) \times \left(\int_0^T S(t) \mu(t) \theta(t) dt + S(T) \theta(T) \right) \approx VR(0) \times \left(\sum_{t=1}^T \frac{l_{t-1}}{l_0} \times q_{t-1} \times \theta(t) + \frac{l_T}{l_0} \times \theta(T) \right)$$

2. Taux de revalorisation analytique

Description du modèle

Afin de prendre en compte l'ensemble des options du contrats, on introduit les rachats conjoncturels en s'appuyant alors sur la formule (assez) générale :

$$\mu(u) = \mu_s(u) + \mu_c(\omega(u)) = \mu_s(u) - \eta \times \omega(u)$$

On obtient alors :

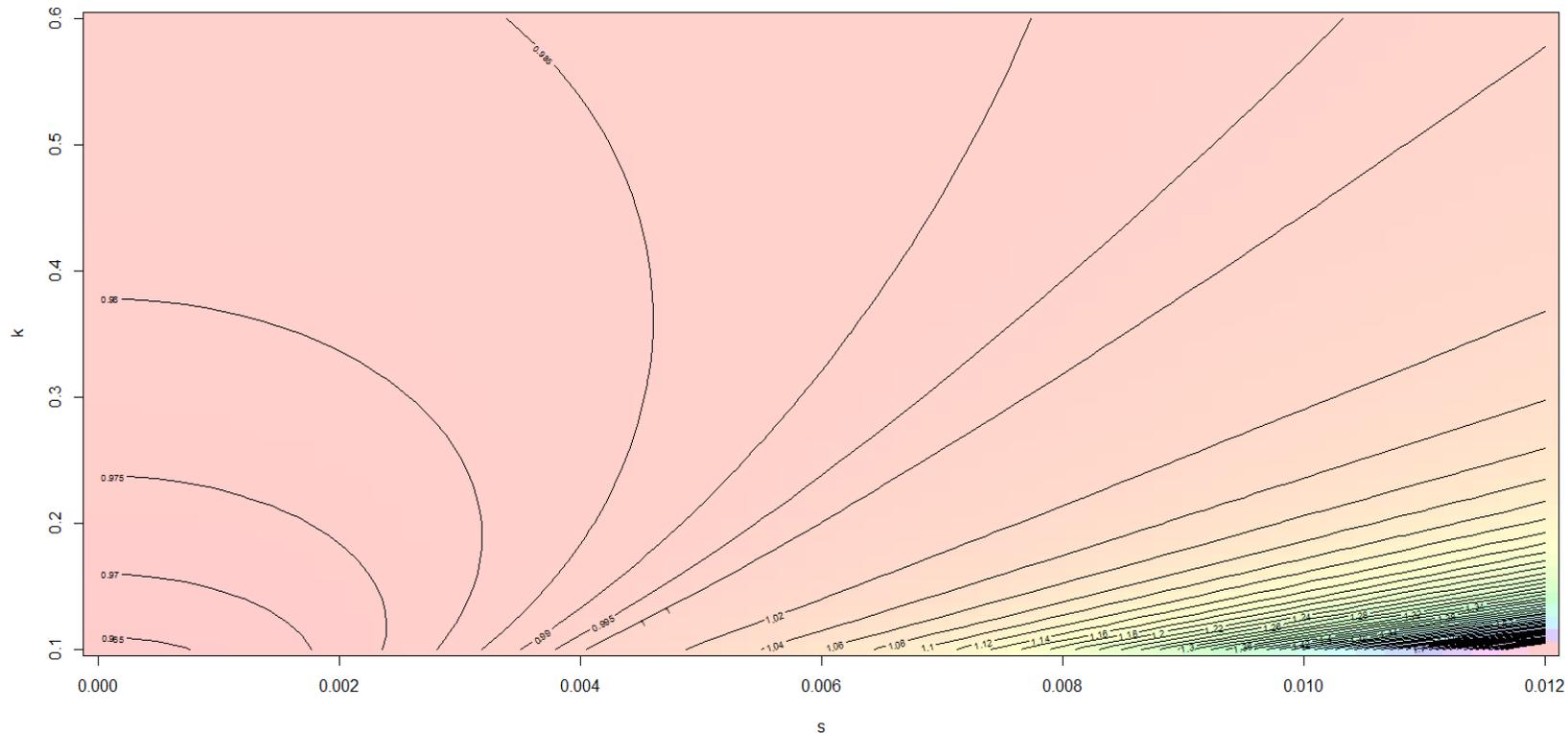
$$\begin{aligned} E^P(\Lambda|F) &= \int_0^T S(t) \mu(t) \theta(t) dt + S(T) \theta(T) \\ &= \int_0^T S_s(t) (\mu_s(t) + \eta \omega(t)) \exp\left(\int_0^t (1 + \eta) \omega(u) du\right) dt + S_s(T) \exp\left(\int_0^T (1 + \eta) \omega(u) du\right) \\ &= \int_0^T S_s(t) (\mu_s(t) \theta_1(t) + \eta \theta_2(t)) dt + S_s(T) (1 + \eta) \theta_1(T) \end{aligned}$$

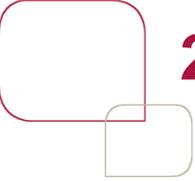
2. Taux de revalorisation analytique

Description du modèle

On obtient des formes analytiques simples pour les différents coefficients.

$$\theta_1(t) = \exp\left((1+\eta) \times m(t) + (1+\eta)^2 \times \frac{v(t)}{2} \right) \theta_2(t) = -\eta \times \left(\frac{d}{dt} m(t) + \frac{(1+\eta)}{2} \times \frac{d}{dt} v(t) \right) \times \theta_1(t)$$





2. Taux de revalorisation analytique

Description du modèle

En synthèse ce modèle analytique présente les caractéristiques suivantes :

- un modèle basé sur le principe de **faibles opportunités d'arbitrage** ;
- un *best estimate* principalement soumis à des **risques financiers** ;
- un modèle présentant un **paramétrage simple** (vitesse de retour à la moyenne, tendance à long termes et volatilité du bruit blanc) ;
- permet d'obtenir une **valorisation du *best estimate* instantanée** pouvant donc être retenue dans une logique d'ORSA.

On notera de plus que la contrainte liée à la dynamique de retour à la moyenne peut facilement être contournée en retenant une simple dynamique auto régressive (dans le cas d'un marché financier particulièrement volatile).

2. Taux de revalorisation analytique

Mise en œuvre

1

- Ajustement d'un jeu de paramètres à chaque pas de projection historique
- Validation de la qualité du modèle (minimisation de l'écart quadratique).

2

- Analyse des facteurs de risque Y_i expliquant l'évolution des jeux de paramètres. On cherchera à exprimer ces facteurs sur la base de grandeurs issues des comptes statutaires.

3

- Projection de N valeurs de marché de l'actif, de la valeur de rachat et des facteurs de risque.
- Estimation de N de jeux de paramètres du modèle

4

- Transformation des N valeurs de rachat en *best estimate*;
- Calculs des métriques d'appétit pour le risque (quantile empirique du ratio de couverture,)

2. Taux de revalorisation analytique

Mise en œuvre

Il reste à introduire une modélisation de l'actif du bilan (sous la probabilité historique) afin de décrire la dynamique des fonds propres.

La dynamique retenue afin de projeter les variables financières est un processus de Vasicek pour les taux courts, un modèle de Black & Scholes pour l'actif de la compagnie :

$$dr(t) = k_r \times (r_\infty - r(t)) dt + \sigma_r dB_r(t)$$

$$dr_A(t) = \mu_A dt + \rho \sigma_A dB_r(t) + \sqrt{1 - \rho^2} \sigma_A dB_A(t)$$

$$d\omega(t) = k_\omega \times (\omega_\infty - \omega(t)) dt + \frac{\rho_{s,a} \sigma_\omega}{\sqrt{1 - \rho^2}} dB_A(t) + \sqrt{\frac{1 - \rho_{s,a}^2 - \rho^2}{1 - \rho^2}} \sigma_\omega dB_\omega(t)$$

On retient un modèle de Hull & White pour la projection risque neutre.

2. Taux de revalorisation analytique

Mise en œuvre

On déduit alors aisément une équation d'évolution des fonds propres :

$$FP_{t+1} = e^{r(t)} \times \left(\begin{array}{l} A(t) \times e^{\mu_A - r(t) + \rho \sigma_A \varepsilon_r(t+1) + \sqrt{1-\rho^2} \sigma_A \varepsilon_A(t+1)} \\ - PM(t) \times e^{-r(t)} \times \left(1 - (1 - q_s(t)) \times e^{\eta \times \omega(t)} \right) \\ - PM(t) \times e^{(1+\eta)\omega(t)} \times \left(1 - q_s(t) \right) \times \rho(t+1, T, \omega(t+1)) \end{array} \right)$$

qui conduit à une expression (relativement) explicite du SCR de l'année :

$$SCR_t \approx FP_t - VaR_t \left(\begin{array}{l} A(t) \times e^{\mu_A - r(t) + \rho \sigma_A \varepsilon_r(t+1) + \sqrt{1-\rho^2} \sigma_A \varepsilon_A(t+1)} \\ - PM(t) \times e^{-r(t)} \times \left(1 - (1 - q_s(t)) \times e^{\eta \times \omega(t)} \right) \\ - PM(t) \times e^{(1+\eta)\omega(t)} \times \left(1 - q_s(t) \right) \times \rho(t+1, T, \omega(t+1)) \end{array} \right)$$

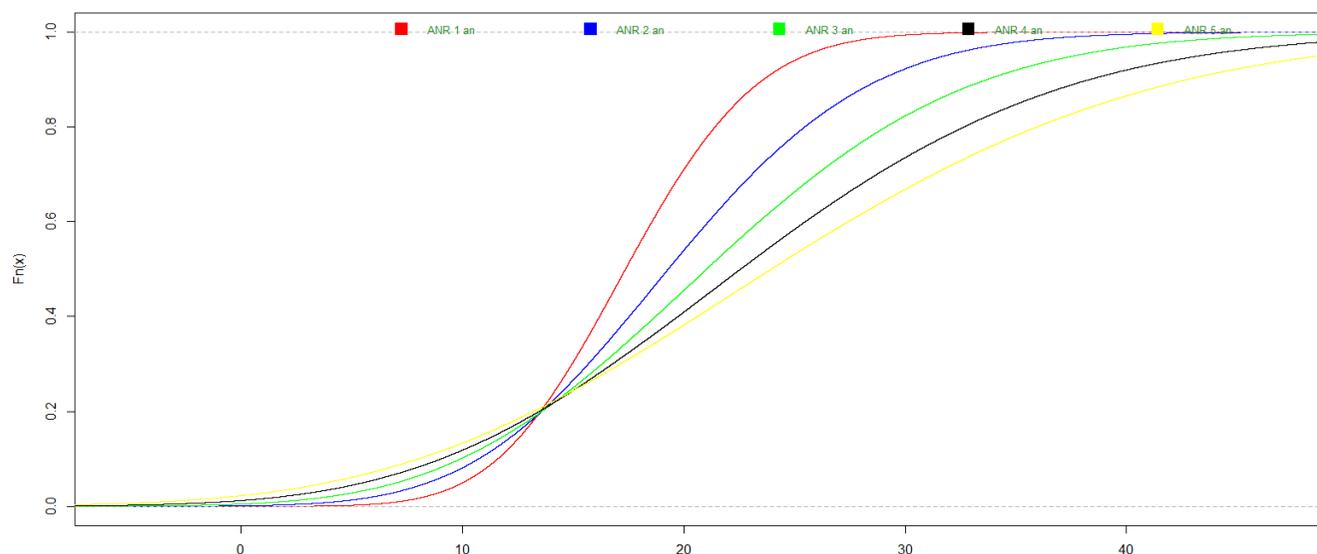
2. Taux de revalorisation analytique

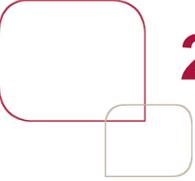
Mise en œuvre

Sur cette base la projection des variables d'intérêt est effectuée sur les 5 prochaines années. Ces variables sont :

- la valeur de la provision mathématique ;
- les flux de prestation ;
- la valeur de marché de l'actif ;
- la réalisation des variables financières.

Ceci nous permet de projeter une évolution sur les 5 ans à venir de l'ANR :





2. Taux de revalorisation analytique

Mise en œuvre

Sur la base de la distribution du bilan de la compagnie sur les 5 prochaines années, on met en place un processus d'ORSA basé sur le quantile annuel à 5 % (i.e. pour la $j^{\text{ème}}$ année on se positionnera sur le quantile de niveau $1-0,95^j$).

Pour chaque année de projection, le processus est mené en deux étapes :

- Sur la base de la connaissance de la distribution du bilan relative à la $j^{\text{ème}}$ année, on sélectionne la trajectoire correspondant au quantile empirique à $1-0,95^j$;
- Conditionnellement à l'information relative à la trajectoire sélectionnée, on calcule empiriquement le quantile à 0,5 % de l'ANR relatif à l'année $j+1$.

2. Taux de revalorisation analytique

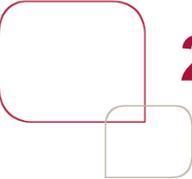
Mise en oeuvre

Le fait de retenir un quantile basé sur la seule valeur de l'ANR conduit à des résultats instables.

En effet dans la problématique qui nous intéresse, l'ANR est la synthèse imparfaite des deux principales variables d'intérêt à savoir l'actif et le passif.

De ce fait, les deux étapes présentées ci-avant sont réalisées cent fois, puis on retient *in fine* la moyenne empirique des différents quantiles simulés. On trouve alors l'évolution des ratios de couverture suivante :

En 0	A 1 an	A 2 ans	A 3 ans	A 4 ans	A 5 ans
176%	146 %	152 %	158 %	166 %	174 %



2. Taux de revalorisation analytique

Mise en œuvre

Le fait de disposer de « formules de transitions » analytiques pour passer de la provision mathématique au *best estimate* permet d'envisager la mise en place d'un processus d'ORSA pour des portefeuilles d'épargne de manière (relativement) simple.

Toutefois, cette approche exploite peu la finesse du modèle ALM développé dans le cadre du pilier 1 et peut apparaître de ce fait trop simplifiée.

On présente ci-après, après un bref retour sur le cadre de l'ORSA, une approche alternative exploitant explicitement l'existant.

SOMMAIRE

ORSA
et
contrats d'épargne

1. Contexte
2. Approche basée sur un taux de revalorisation analytique
3. Mise en œuvre concrète d'un processus d'ORSA

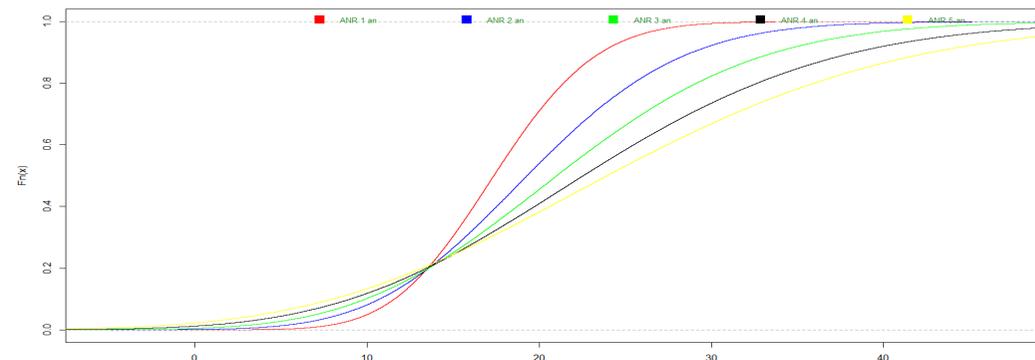
3. Mise en œuvre ORSA

Au-delà du modèle quels sont les impératifs de l'ORSA ?

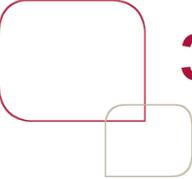
Au-delà de la mise en place du modèle probabiliste, l'ORSA doit vérifier les principes suivants :

- Être compréhensible par le plus grand nombre possible ;
- Permettre d'allouer le capital risque par facteur de risque.

In fine les modèles totalement intégrés ne répondent pas forcément le mieux au problème lié à l'ORSA.



On propose une synthèse d'un modèle d'ORSA permettant de répondre à ces deux besoins tout en tirant partie de la puissance des modèles par formules fermées : travailler sur une sélection de trajectoires défavorables.



3. Mise en œuvre ORSA

Principe du modèle

Les interactions actifs-passifs ainsi que les nombreux facteurs de risques (aléa financiers, TMG, rachats conjoncturels, écarts de duration et de convexité) empêchent de déterminer avec exactitude les scénarios adverses au-delà de 1 an.

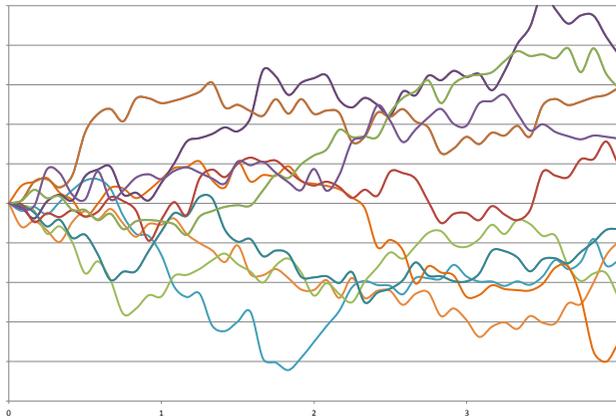
Aussi, une méthodologie mélangeant simulations dans les simulations et sélection de trajectoire pourra être retenue :

1. projeter un grand nombre de valeurs du bilan en normes françaises (ainsi que la valeur de marché de l'actif) sur la durée du plan stratégique ;
2. sélectionner, *via* des indicateurs de risques, les trajectoires défavorables ;
3. calcul des ratios de couverture relatifs à ces trajectoires défavorables.

3. Mise en œuvre ORSA

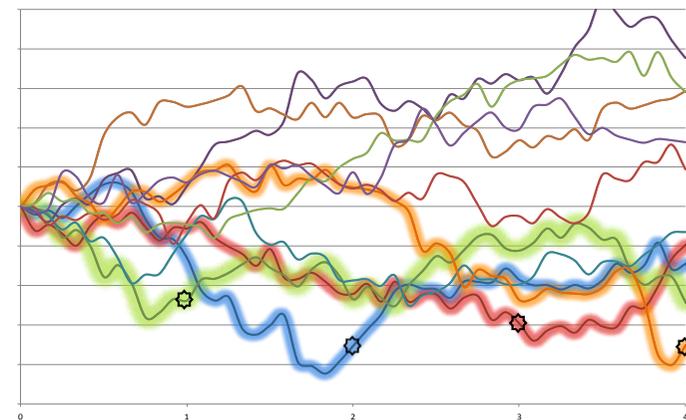
Principe du modèle

1. Projection sous l'univers historique



2. Sélection des trajectoires défavorables

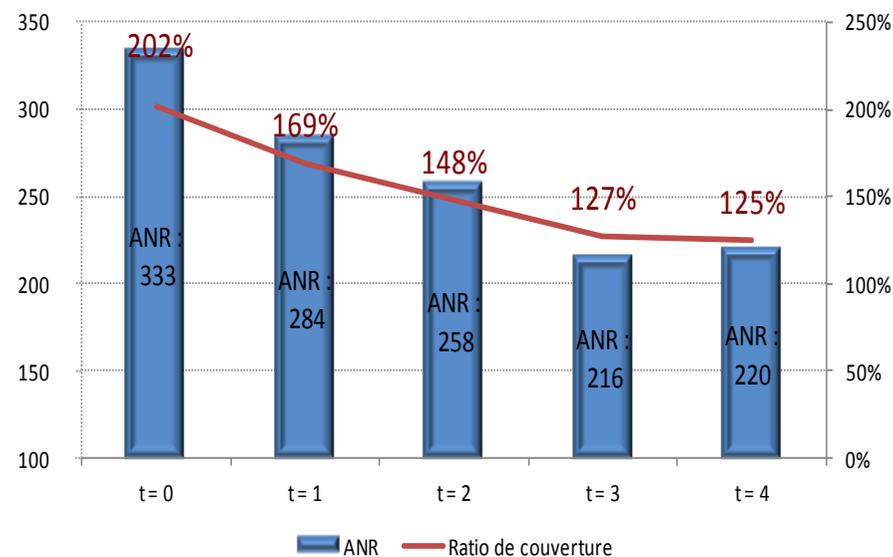
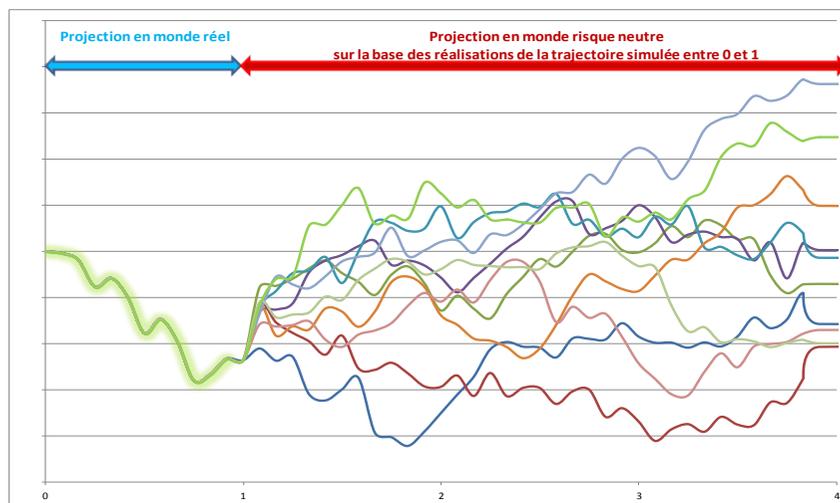
via les indicateurs de risques de type richesse latente, obtenus en appliquant le modèle par revalorisation analytique.



Puis calcul du bilan S2 et du ratio de couverture pour les trajectoires retenues.

3. Mise en œuvre ORSA Principe du modèle

3. Calcul du ratio de couverture à chaque point d'intérêt.





3. Mise en œuvre ORSA

Appétit suivi par la compagnie

La compagnie veut que dans 95% des cas :

- ❖ son ratio de couverture à un an soit de 180 %;
- ❖ son ratio de couverture sur les 4 prochaines années ne passe pas en deçà de 130 %.

Ainsi le plan stratégique actuel conduit à un ratio de couverture de 169 % contre une cible de 180 %. Il convient donc d'augmenter le ratio de couverture de 11 % (et de s'assurer *in fine* du respect des contraintes à long terme).

Ceci correspond au capital que la compagnie va chercher à économiser en définissant sa tolérance aux risques.

3. Mise en œuvre ORSA

Tolérance et limites opérationnelles

La compagnie effectue son « économie » de fonds propres sur la base de son profil de risque financier (en conservant fixe sa répartition *corporate* - Etat).

Compte tenu du profil de risque initiale et d'un bénéfice de diversification de 86 %, l'augmentation du ratio de couverture de 11 % sera ventilée de la manière suivante :

	Obligations	Actions	Immobilier	Total
	72%	21%	7%	100,00%
Evolution RC	9,06%	2,71%	0,90%	12,67%

Les limites opérationnelles sont obtenues sur la base d'abaques indiquant l'évolution du ratio de couverture dans le cas d'une évolution marginale de l'allocation stratégique :

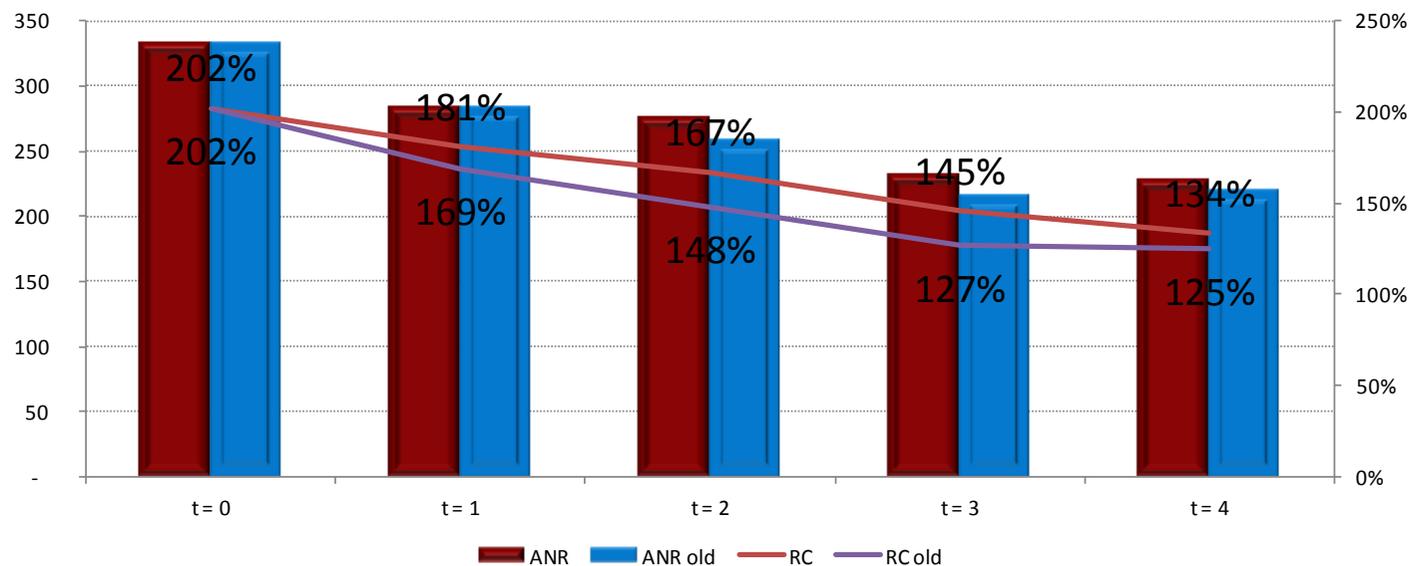
Actions	Immobilier	Obligations	Monétaire	RC	Evolution
10%	5%	70%	15%	169%	s.o.
9%	5%	70%	16%	176%	7,0%
9%	4%	70%	17%	177%	1,1%
9%	4%	69%	18%	179%	2,3%

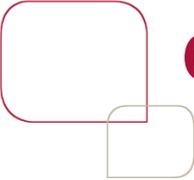
3. Mise en œuvre ORSA

Tolérance et limites opérationnelles

La cible de 2,71 % relative aux actions conduit à diminuer l'allocation action de 0,39 %

	Obligations	Actions	Immobilier	Total
	72%	21%	7%	100,00%
Evolution RC	9,06%	2,71%	0,90%	12,67%
Evolution allocation	-4,00%	-0,39%	-0,83%	-5,22%





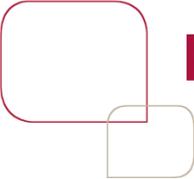
Conclusion

Dès lors que des visions prospectives du SCR sont requises, et donc typiquement dans le cadre de l'ORSA, les approches uniquement basées sur la simulations deviennent inefficaces.

On doit alors se tourner vers des méthodes d'optimisation des processus de calcul. Ces approximations peuvent notamment concerner :

- le calcul du *best estimate* proprement dit ;
- la sélection des trajectoires critiques à considérer.

Leur utilisation conduit au surplus à des modèles auditables et qu'il est plus aisé de présenter à des dirigeants.



Références bibliographiques

- AGENOS X. [2010] « Appétit pour le risque et gestion stratégique d'une société d'assurance non-vie », Mémoire d'actuaire, CEA.
- BAUER D., BERGMANN D., REUSS A. [2010] « Solvency II and Nested Simulations – a Least-Squares Monte Carlo Approach », *Proceedings of the 2010 ICA congress*.
- CAJA A., PLANCHET F. [2010] « La mesure du prix de marché du risque : quels outils pour une utilisation dans les modèles en assurance ? », *Assurances et gestion des risques*, Vol.78 (3/4).
- DEVINEAU L., LOISEL S. [2009] « Construction d'un algorithme d'accélération de la méthode des simulations dans les simulations pour le calcul du capital économique Solvabilité II », *Bulletin Français d'Actuariat*, vol. 9, n°17.
- GUIBERT Q., JUILLARD M., PLANCHET F. [2010] « Un cadre de référence pour un modèle interne partiel en assurance de personnes », *Bulletin Français d'Actuariat*, vol. 10, n°20.
- LONGSTAFF F.A. ; SCHWARTZ E.S. [2001] « Valuing American Options by Simulation: A Simple Least-Squares Approach », *Review of Financial Studies*, 14, 1, 113–147.
- NTEUKAM O., PLANCHET F. [2010] « Stochastic Evaluation of Life Insurance Contract: Model Point on Asset Trajectories & Measurement of the Error Related to Aggregation », *Les cahiers de recherche de l'ISFA*, WP2118.
- PLANCHET F., JUILLARD M., BONNIN F. [2012] « Calculs de *best estimate* de contrats d'épargne par des formules fermées - Application à l'ORSA », *Les cahiers de recherche de l'ISFA*, 2012.5.
- PLANCHET F., THÉRON P.E., JUILLARD M. [2011] *Modèles financiers en assurance*, seconde édition, Paris : Economica.
- PLANCHET F., THÉRON P.E. [2011] « Model risk and determination of economic capital in the Solvency 2 project », *International Review of Applied Financial Issues and Economics*, Vol. 3, Issue 2.
- REVELEN J. [2009] « Replicating Portfolio et capital économique en assurance vie », Mémoire d'ingénieur, ISFA / Ecole Centrale de Lyon.

Frédéric PLANCHET

fplanchet@winter-associes.fr

Marc JUILLARD

mjuillard@winter-associes.fr

WINTER & Associés

Bureau de Paris
43-46 avenue de la Grande
Armée
F-75 116 Paris
+33-(0)1-45-72-63-00

Bureau de Lyon
55 avenue René CASSIN
F-69 009 Lyon
+33-(0)4-37-37-80-90

<http://www.winter-associes.fr>
<http://www.ressources-actuarielles.net>
<http://blog.ressources-actuarielles.net>