



DOCUMENTS DE TRAVAIL DE LA DGTPE

Numéro 2007/10 - Novembre 2007

Quels sont les enjeux, en termes de coût et de risque, de la gestion active de la durée de vie moyenne de la dette ?

Jean-Paul RENNE

Quels sont les enjeux, en termes de coût et de risque, de la gestion active de la durée de vie moyenne de la dette ?

Jean-Paul RENNE

Ce document de travail n'engage que ses auteurs. L'objet de sa diffusion est de stimuler le débat et d'appeler commentaires et critiques.

Au moment de la rédaction de cet article, Jean-Paul RENNE était responsable de la modélisation à l'Agence France Trésor.

Direction Générale du Trésor et de la Politique Économique – Ministère de l'Économie, des Finances et de l'Emploi

Télédoc 647 - 139, rue de Bercy – 7572 Paris Cédex 12 – France – Tél : 33 1 44 87 18 51 – Fax : 33 1 53 18 36 25

E-mail : jean-paul.renne@aft.gouv.fr – Site WEB : <http://www.minefi.gouv.fr>

SOMMAIRE

Synthèse non technique	5
Introduction	7
I- Présentation de la méthodologie	8
II- Précisions sur les stratégies utilisées	10
III- Résultats de simulations « de base »	12
IV- Sensibilité des résultats aux hypothèses du modèle.....	15
V- Exercice de <i>back-testing</i>	19
Références bibliographiques	21
Annexe 1 – Présentation du modèle.....	22
Annexe 2 – Précisions sur les mesures de risque	28

RÉSUMÉ

Depuis 2001, l'Agence France Trésor gère la durée de vie moyenne de la dette. Dans une situation « normale » caractérisée par une courbe des taux pentue, donc des taux longs plus élevés et des taux courts plus faibles mais plus volatils, réduire cette durée moyenne devrait permettre de diminuer la charge d'intérêts moyenne sur longue période, toutes choses égales par ailleurs. En contrepartie, cela entraîne une augmentation de la variabilité de cette charge à court terme. Le pilotage de la durée de vie moyenne doit donc passer par une évaluation quantitative du compromis entre la charge d'intérêt moyenne et la variabilité de celle-ci. Ce document propose une telle évaluation. L'approche repose sur un modèle macro-financier estimé sur données historiques et utilisé pour générer aléatoirement un grand nombre de scénarios futurs envisageables. L'application des différentes stratégies de financement sous ces différents scénarios nous renseigne sur la moyenne des charges d'intérêts (mesure de coût) et la variabilité de celle-ci (mesure de risque) induites par chacune des stratégies.

ABSTRACT

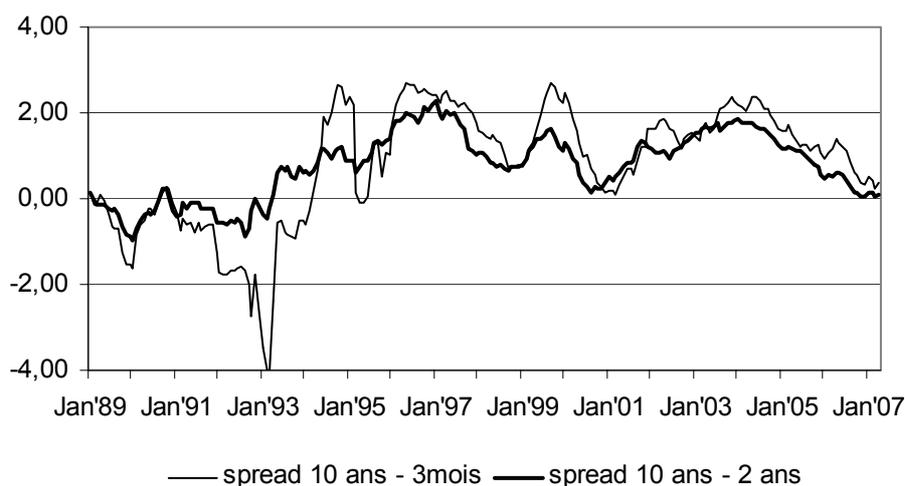
Since 2001, Agence France Trésor has been managing the average maturity of debt. In “normal” circumstances, characterised by a rising rate curve, with higher long rates and weaker but more volatile short rates, reducing this average maturity should make it possible to reduce interest costs on average over a long period, all things being equal. On the other hand, this increases the variability of this expense. Average maturity management therefore requires quantitative assessment of the compromise between average interest payments and payments variability. This paper aims at providing such an assessment. More precisely, the objective of the proposed approach is to compare the performances of financing strategies implying different average debt maturities. A macro-finance model is estimated on historical data and further used in order to stochastically generate future macro-finance scenarios. Each financing strategy is then applied under these scenarios, which provides us with average interest payments (cost measure) and the variability of these payments (risk measure) associated with this strategy.

Synthèse non technique

En 2001, sur instruction du ministre des finances et après consultation du Parlement, l'Agence France Trésor a débuté un programme de gestion de la durée de vie moyenne de la dette négociable de l'Etat à l'aide de contrats d'échange de taux d'intérêt (*swaps*). Un avantage de ce type d'instrument est qu'il permet de diminuer la durée de vie moyenne de la dette sans affecter la liquidité des titres les plus longs, dont la demande est croissante¹.

Dans la mesure où la courbe des taux est pentue (en moyenne), payer un taux court pour recevoir un taux long est une stratégie à même de diminuer la charge moyenne de la dette si elle est appliquée sur très longue période. La Figure 1 montre notamment que la pente de la courbe des taux, mesurée par la différence entre le taux des obligations d'Etat à 10 et celui du BTAN à 2 ans, a été positive 78% du temps sur la période 1989-2007 (73% du temps pour la différence entre le taux à 10 ans et le taux à 3 mois) et 100% du temps depuis le passage à l'euro. En revanche, remplacer le paiement d'un même coupon sur 10 ans par un coupon dont la valeur est renouvelée plus souvent est à même d'accroître la variabilité de la charge d'intérêts, ce qui présente des inconvénients pour le pilotage du budget.

Figure 1 – Pentes de la courbe des taux (3 mois / 10 ans et 2 ans / 10 ans)



Si la hausse de la variabilité de la charge de la dette est faible au regard de la baisse de la charge d'intérêt moyenne, il peut être jugé efficace de mettre en œuvre une diminution de la durée de vie moyenne *via* des contrats d'échange de taux. La « prise de risque » induite par cette stratégie doit être mesurée au mieux et laissée à l'appréciation des autorités politiques. Une étude menée en 2001 à l'AFT, basée sur des simulations réalisées à l'aide d'un modèle économétrique, aboutissait ainsi à la préconisation d'une telle stratégie.

¹ La demande grandissante de produits de taux d'intérêt à très long terme provient en partie des sociétés d'assurance-vie et des fonds de pensions européens qui, en réponse aux évolutions réglementaires, sont contraints d'adopter une gestion actif-passif plus stricte qui implique notamment d'allonger la durée de vie moyenne de leur actif afin de mieux répliquer celle de leur passif (cf. notamment BIS, 2007).

Le ministre des finances a proposé en 2001 un cadre d'emploi de cette stratégie, conduisant à suspendre celle-ci lorsque les conditions de taux et de volatilité deviendraient défavorables. En application de ce cadre d'emploi, le ministre des finances a suspendu la diminution de la durée de vie moyenne en juillet 2002. En revanche, les *swaps* « courts » initialement conclus en 2001 et 2002 ont été renouvelés, de manière à limiter l'exposition à des taux à moins d'un an².

Ce document propose une nouvelle quantification des enjeux coût / risque au cœur de la gestion de la durée de vie moyenne de la dette. Un modèle du même type que celui développé par l'AFT en 2001 a été estimé en incluant les données récentes afin de traduire au mieux les conditions actuelles de gestion de la dette. Par ailleurs, quelques points de modélisation ont été revus. Enfin, plusieurs tests de robustesse des résultats ont été réalisés.

Les principaux résultats sont les suivants :

- A partir d'un contexte de taux « moyen », c'est-à-dire lorsque les contrats d'échange de taux sont souscrits à un moment où les taux sont à leur valeur de long terme – estimée historiquement à 4,5% pour les taux courts et 5,5% pour les taux longs –, diminuer d'un an la durée de vie moyenne de la dette à l'aide de contrats d'échange de taux
 - réduit la charge annuelle moyenne de la dette de près d'1 Md €, à comparer avec une charge de la dette de 41 Mds € dans le projet de loi de finance pour 2008 ;
 - accroît sa variation annuelle moyenne d'environ 0,45 Md € (de 1,45 Mds € à 1,9 Mds €) ;
 - augmente le *Cost-at-Risk* – c'est à dire le niveau de la charge d'intérêt que l'on ne dépasse que dans les 10% des cas les plus défavorables – de 0,8 Md €, de 53,6 Mds € à 54,4 Mds € ;
 - n'augmente pas, voire diminue, la variabilité du solde budgétaire (déficit primaire + charge d'intérêts) du fait de la corrélation positive entre déficit cyclique et taux d'intérêt à court terme. L'intuition derrière ce dernier résultat est la suivante : lorsque l'on est en bas de cycle, le déficit se creuse mais les taux d'intérêt courts ont tendance à être moins élevés.
- La robustesse des résultats précédents a été testée en modifiant plusieurs hypothèses :
 - lorsque l'ampleur moyenne des chocs macro-financiers qui impactent l'économie dans les simulations est augmentée, les effets d'une diminution de la durée de vie moyenne de la dette en termes de risque sont dilatés ;
 - les résultats sont relativement peu affectés lorsque l'on modifie la loi de distribution des chocs affectant l'économie ou celle de la forme moyenne de la courbe des taux (à pente 3 mois – 10 ans constante) ;
 - si le modèle est estimé sur une période plus récente (1995-2007 contre 1986-2007 ans pour le modèle de base), les résultats sont relativement plus favorables à une diminution de la durée de vie moyenne de la dette. En effet, dans ce cas, le *Cost-at-Risk* lié à la charge d'intérêts diminue à mesure que la durée de vie de la dette diminue ;
- Les gains, en termes de coût moyen, à attendre de la politique de réduction de la durée de vie moyenne dépendent significativement de l'hypothèse de pente moyenne de la courbe des taux. Naturellement, ces gains diminuent à mesure que la pente moyenne de la courbe des taux diminue. Les effets en terme de risque sont en revanche peu sensibles à l'hypothèse de pente moyenne de la courbe des taux.

² Le programme de *swaps* faisait intervenir des *swaps* receveurs 10 ans / payeurs 6 mois (*swaps* « longs ») et des *swaps* receveurs 6 mois / payeurs 2 ans (*swaps* « courts »).

Introduction

Depuis 2001, l'Agence France Trésor gère la durée de vie moyenne de la dette. Dans une situation « normale » caractérisée par une courbe des taux pentue, donc des taux longs plus élevés et des taux courts plus faibles mais plus volatils, réduire cette durée moyenne devrait permettre de diminuer en moyenne, sur longue période, la charge d'intérêt, toutes choses égales par ailleurs. En contrepartie, cela entraîne une augmentation de la variabilité de cette charge. Le pilotage de la durée de vie moyenne doit donc passer par une évaluation quantitative du compromis entre la charge d'intérêt moyenne et la variabilité de celle-ci.

Ce document propose un cadre d'analyse quantitatif visant à évaluer, sur longue période, les performances de la mise en œuvre de stratégies de financement. Alors que l'approche présentée est suffisamment générale pour évaluer une grande variété de stratégies, elle est ici appliquée à l'analyse spécifique des enjeux de la gestion de la durée de vie moyenne de la dette.

L'utilisation de la modélisation pour l'évaluation prospective de stratégies de gestion de la dette publique s'est rapidement répandue au cours de la dernière décennie. Les potentialités de ces approches pour améliorer l'appréhension des enjeux associés à la gestion de la dette publique sont notamment soulignées par la Banque Mondiale et le FMI³. Les modèles développés par les gestionnaires de la dette publique de plusieurs pays ont donné lieu à diverses publications. On note en particulier les contributions de Bolder (2002 et 2003) pour le Canada, de Bergström et Holmlund (2000), Bergström, Holmlund et Lindberg (2002) pour la Suède ou encore celle de Pick et Anthony (2006) pour le Royaume-Uni. Par ailleurs, dans sa publication annuelle *Danish Government Borrowing and Debt*, la banque centrale du Danemark présente les résultats de simulations. La Dutch State Treasury Agency (2007) a en outre récemment présenté son nouveau modèle d'analyse du risque. Ces analyses reposent sur la simulation de charges de la dette pour les années futures⁴. En général, les simulations sont issues d'un modèle reproduisant les dynamiques liées des variables macroéconomiques et financières qui importent pour la gestion de la dette publique.

La suite du document est organisée de la manière suivante : une première partie décrit l'approche de façon générale⁵. Une seconde partie détaille les stratégies qui sont comparées à l'aide du modèle. Une troisième partie présente les résultats des simulations réalisées à l'aide du modèle « de base ». Une quatrième partie analyse l'influence de plusieurs hypothèses sur les résultats. Enfin, une cinquième partie propose un exercice de simulation rétrospective (*back-testing*).

³ Cf. notamment *Guidelines for Public Debt Management*, FMI et Banque Mondiale (2001) ou Valendia (2002).

⁴ Pour une présentation spécifique de la méthode d'évaluation de stratégies de financement par simulations, on pourra se référer à Black et Telmer (2000).

⁵ L'Annexe 1 présente plus en détail le modèle macro-financier.

I- Présentation de la méthodologie

En répondant à trois questions portant respectivement sur (1) les stratégies de financement, (2) les scénarios simulés et (3) les mesures de performance des stratégies, cette partie a pour objectif d'explicitier les fondements de l'approche.

I-1 Qu'appelle-t-on stratégie de financement ?

A chaque période, l'Etat doit emprunter sur les marchés financiers pour couvrir son besoin de financement. Pour s'endetter, il a le choix entre émettre plusieurs titres (BTF, BTAN, OAT) qui diffèrent par leur maturité ou par la nature – réelle ou nominale – de leur remboursement. Ainsi, l'encours de dette négociable au 30/09/2007 se répartissait entre 89,2 Mds € de BTF, 196,9 Mds € de BTAN et 647,3 Mds € d'OAT.

Par *stratégie de financement*, on entend une « règle » que le gestionnaire de la dette se propose de suivre sur une période donnée. Plus précisément, cette stratégie traduit la façon dont le gestionnaire de la dette répartit, à chaque nouvelle période, le besoin de financement sur les différents titres à sa disposition. Les stratégies les plus simples, retenues ici, consistent à répartir le besoin de financement sur les titres selon une clé de répartition constante dans le temps. L'utilisation systématique de telles stratégies fait converger le portefeuille de dette vers une répartition propre à chaque stratégie. Par exemple, si la stratégie consiste à n'émettre que des OAT de maturité 10 ans pour couvrir les besoins de financement, quelle que soit la structure initiale du portefeuille de dette, elle convergera naturellement vers un portefeuille ne comprenant que des OAT 10 ans.

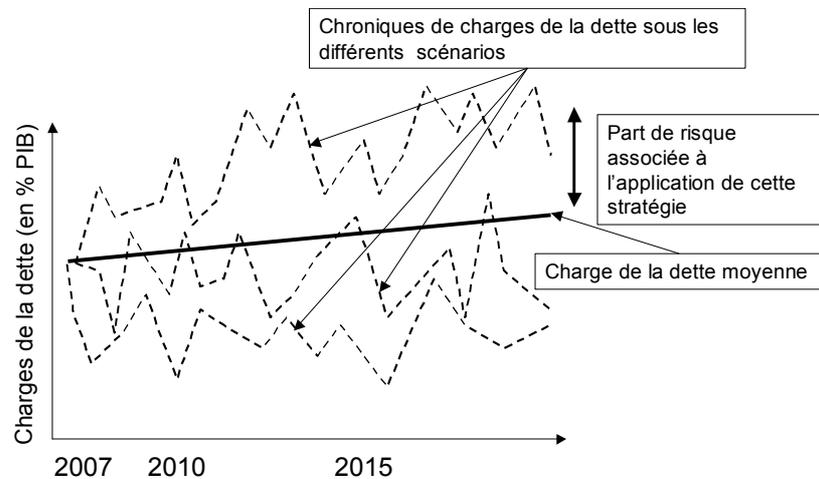
I-2 Comment mesurer les performances de ces stratégies ?

Tout d'abord, il faut remarquer que les stratégies ne peuvent être comparées que conditionnellement à des scénarios d'évolution des conditions macro-financières. Ainsi, il est possible d'observer quelle serait, pour chaque stratégie, la chronique de charges de la dette qui se matérialiserait si les conditions macro-financières suivaient *un* scénario central, par exemple celui proposé par le *Consensus Forecast*. Toutefois, sous un autre scénario, les performances des stratégies et la hiérarchisation de celles-ci pourront être différentes. Aussi, plutôt que d'évaluer les performances des stratégies sous *un seul* scénario donné – même central –, il est préférable d'observer les performances de chaque stratégie sous *un ensemble* de scénarios envisageables traduisant l'« étendue des scénarios macro-financiers possibles » pour les années à venir. Parallèlement, en appliquant chacune des stratégies sous tous ces scénarios, on dispose d'un ensemble de chroniques de charges de la dette donnant une image de l'« étendue des charges de la dette possibles » associées à cette stratégie de financement. Il est alors possible de dériver de cet ensemble de trajectoires des mesures de coût et de risque.

La Figure 1 illustre cette démarche. Supposons que nous étudions une stratégie donnée. Après avoir appliqué cette stratégie sous chacun des scénarios futurs envisagés, nous disposons d'autant de chroniques de charges de la dette associées. Il est alors possible de calculer la trajectoire moyenne. Cette dernière nous renseigne sur le coût moyen espéré à attendre de l'application systématique de cette stratégie.

En outre, la façon dont les chroniques de charges de la dette sont dispersées nous renseignent sur le risque associé à cette stratégie : une stratégie sera en effet dite « risquée » si, parmi les chroniques de charges de la dette simulées, certaines s'éloignent significativement de la trajectoire moyenne, ou encore si elles présentent d'importantes variations d'une année sur l'autre (ces deux concepts de risque, « instantané » et « cumulé » sont précisés en Annexe 2).

Figure 1 – Notions de coût et de risque associées à une stratégie de financement



I-3 Quels scénarios futurs prendre en compte ?

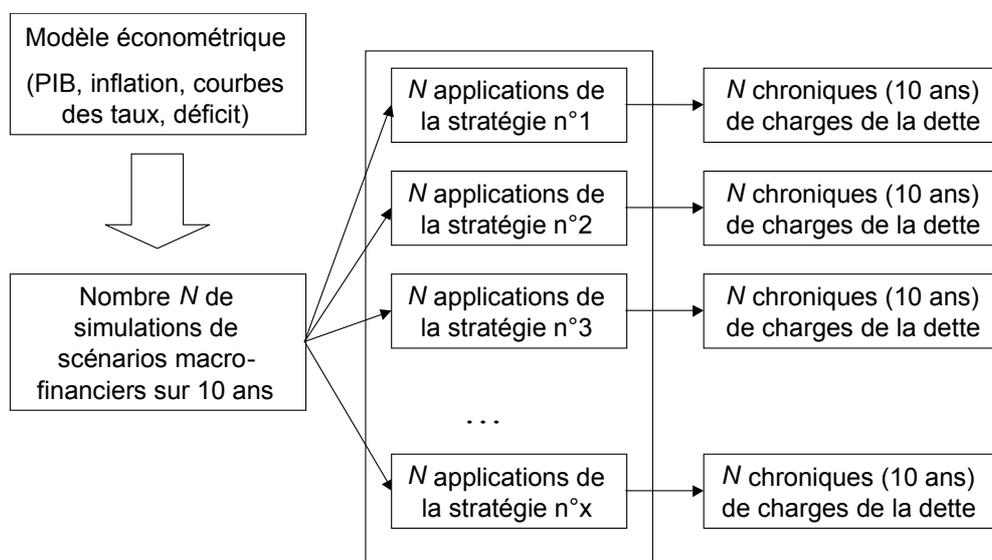
Les stratégies de financement doivent être appliquées sous un ensemble de scénarios macro-financiers envisageables pour le futur. Quels scénarios retenir ? Une possibilité serait de retenir quelques scénarios clé (un scénario central, un scénario bas et un scénario haut). Cependant, de telles trajectoires seraient nécessairement « lisses » sur les décennies à venir et ne pourraient donc traduire le fait que le contexte macro-financier est soumis à chaque période à des chocs imprévisibles à l'avance. Cette dernière caractéristique est pourtant nécessaire à prendre en compte pour analyser la façon dont une stratégie répercute ces chocs dans la charge de la dette (c'est précisément ce qui définit la performance en termes de risque de la stratégie).

Une solution alternative, retenue dans ce document, consiste à simuler un très grand nombre de scénarios dans lesquels les grandeurs macro-financières sont affectées aléatoirement et à chaque période par des chocs dont les caractéristiques (écarts-type et corrélations) correspondent à ce que l'on peut estimer historiquement⁶. Certains éléments de modélisation peuvent cependant être modifiés par rapport aux estimations si l'on pense que des ruptures se sont matérialisées récemment. Il faut ensuite simuler un grand nombre de scénarios afin de « balayer » suffisamment l'ensemble des situations envisageables. La Figure 3 propose une vision schématique de l'approche.

Il convient de noter que pour les mêmes raisons, tester une stratégie avec les valeurs des variables économiques observées sur le passé (« *back-testing* ») n'est en aucune manière un guide pour le futur puisque la trajectoire passée de l'économie n'est qu'une réalisation, parmi d'autres possibles, et la probabilité est infime qu'elle se produise à nouveau dans l'avenir (voir partie V).

⁶ La façon dont les chocs sont tirés aléatoirement est un point important de l'approche. En conséquence, les lois (distributions) utilisées pour tirer les chocs doivent faire l'objet de tests de robustesse. Ces derniers font l'objet de la partie IV. Dans les simulations de base, les chocs sont tirés parmi les chocs estimés dans le passé (technique de *bootstrap*).

Figure 2 – Principe de l’approche



Lecture : Le modèle est utilisé pour simuler un grand nombre ($N = 10\,000$) de scénarios macro-financiers sur une période de 10 ans. Chaque stratégie est appliquée sous chacun de ces scénarios. Aussi, pour chaque stratégie, dispose-t-on, à l'issue des simulations, de N chroniques de 10 ans de charges de la dette, dont on tire une mesure de coût (moyenne des charges d'intérêt) et de risque (variabilité des charges de la dette).

II- Précisions sur les stratégies utilisées

Comme il a été mentionné plus tôt, seules des stratégies simples sont considérées ici. Ces stratégies consistent à répartir systématiquement les besoins de financement sur les titres à la disposition du gestionnaire de la dette selon une clé de répartition fixe sur la période de simulation⁷. Chacune de ces stratégies est donc parfaitement définie par cette clé de répartition. Même dans cette catégorie – réduite – de stratégies, il en existe une infinité : autant que de façons de répartir 100% sur les huit titres considérés par le modèle⁸. Naturellement, seules quelques-unes de ces stratégies peuvent être étudiées.

Dans cette étude, on se restreint à une famille de stratégies ne différant qu'à travers les parts ciblées de BTF, de BTAN 2 ans et d'OAT 10 ans. Plus précisément, on suppose qu'en première période, des contrats d'échange sur ces trois types de taux sont mis en place afin d'obtenir instantanément la structure de dette, et donc la durée de vie moyenne, souhaitée. Les contrats d'échange de taux sont ensuite renouvelés systématiquement à mesure qu'ils arrivent à terme. Ainsi, alors que les parts de BTAN 1 an, de BTAN 5 ans,

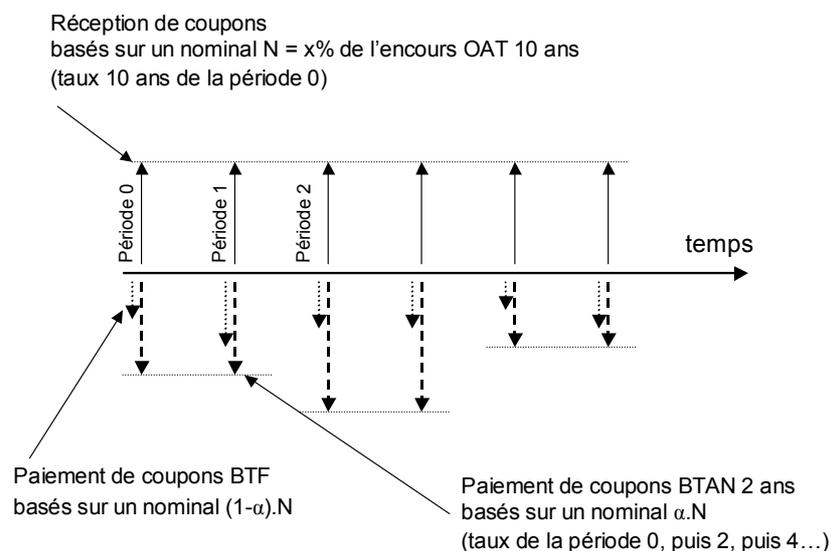
⁷ Les amortissements sont toutefois financés par émissions des mêmes titres que ceux arrivant à échéance (autrement dit, seul le déficit public est financé selon la répartition cible), ceci afin d'éviter que la dette soit progressivement dominée par les titres les plus longs (cf. Bolder, 2003).

⁸ Les huit titres considérés dans le modèle sont : le BTF 3 mois, les BTAN 1 an, 2 ans et 5 ans, les OAT 10 ans (nominales et indexées sur l'inflation), les OAT 30 ans (nominales et indexées). Introduire les OAT à 15 ans et à 50 ans ne modifierait probablement pas les résultats.

d'OAT 30 ans et d'indexées des différentes stratégies étudiées sont maintenues à leur niveau actuel, les parts des trois autres titres modélisés décrivent l'ensemble ainsi défini :

- la part d'OAT à 10 ans varie entre 60% et 110% de sa part actuelle⁹ ;
- cette variation est financée en changeant l'exposition au BTF et au BTAN 2 ans ; la répartition relative de ces derniers va du « tout-BTF » au « tout-BTAN » (la part de BTAN 2 ans est notée α).

Figure 3 – Application de la politique de swaps



Il faut noter que certaines de ces stratégies sortent du cadre de la politique initiale de *swaps* de l'AFT qui se traduit schématiquement par le paiement de coupons de maturité proche de 2 ans et l'encasement de coupons de maturité proche de 10 ans : dans ce cas, la Figure 3 ne présente pas de coupons BTF ($\alpha = 1$), la position est dite « couverte ». Les *swaps* permettant d'obtenir directement ces flux (receveur 10 ans / payeur 2 ans) n'étant pas traité de manière standard sur le marché, l'AFT conclut deux types d'opérations :

- d'une part, des *swaps* receveur 10 ans / payeur Euribor 6 mois (*swaps A* ci-dessous) ;
- d'autre part, des *swaps* receveur Euribor 6 mois / payeur 2 ans (*swaps B* ci-dessous).

Dans le cadre de la politique de *swaps* mise en œuvre en 2001, les montants nominaux sont identiques, les coupons Euribor 6 mois s'annulent et l'AFT est receveur de coupons 10 ans et payeur de coupons 2 ans¹⁰.

Le second axe de différenciation des stratégies (répartition BTF / BTAN) ne calque donc pas exactement la politique de *swaps* de l'AFT telle que présentée ci-dessus (receveur 10 ans et payeur 2 ans). En effet, on teste ici des stratégies basées sur des montants nominaux de *swaps A* et *B* qui peuvent être différents. Toutefois, cette distinction est intéressante car, d'une part, elle permet d'évaluer dans quelle mesure la modification de la durée de vie moyenne de la dette a des effets qui dépendent de la façon dont elle est mise en œuvre¹¹.

⁹ Par exemple, une part d'OAT 10 ans de 80% signifie que des contrats d'échange de taux sont mis en place de sorte à réduire le paiement de taux fixe 10 ans sur un montant nominal égal à 20% de l'encours d'OAT 10 ans.

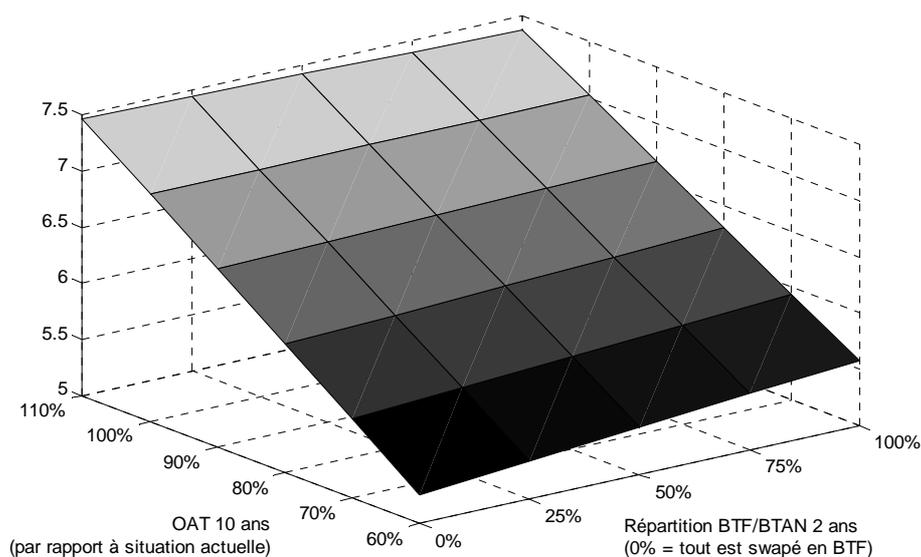
¹⁰ En pratique, les positions sur Euribor 6 mois peuvent être laissées ouvertes le temps d'être renouvelées.

¹¹ En effet, il est possible de diminuer la durée de vie moyenne du portefeuille de dette de plusieurs façons : en l'occurrence, une première façon peut consister à diminuer la proportion d'OAT 10 ans par rapport aux BTAN 2 ans et une seconde à diminuer la proportion de BTAN émise à la faveur des BTF.

D'autre part, elle permet de déterminer l'influence de l'adossement imparfait entre *swaps* longs et *swaps* courts.

Ces stratégies aboutissent à des portefeuilles de dette dont les durées de vie moyenne s'échelonnent entre 5,3 ans et 7,5 ans (à comparer avec une durée de vie moyenne d'environ 7,0 ans, après *swaps*, au 30 septembre 2007). La Figure 4 donne les durées de vie moyenne des stratégies étudiées en fonction des deux degrés de liberté définis ci-dessus.

Figure 4 – Durée de vie moyenne des stratégies testées



III- Résultats de simulations « de base »

Chaque jeu de simulations est issu d'un modèle et dépend donc des hypothèses sous-jacentes. Les résultats présentés dans cette partie sont ceux relatifs au modèle « de base ». Ce modèle et son estimation sont présentés plus en détails en annexe 1. La sensibilité de ces résultats à plusieurs des hypothèses de modélisation est étudiée dans la partie suivante.

Les valeurs stationnaires retenues sont de 2% pour la croissance annuelle du PIB ainsi que pour l'inflation, de 4,5% pour le taux court et de 5,5% pour le taux à 10 ans¹². Ces valeurs sont également celles qui sont utilisées comme conditions initiales des simulations.

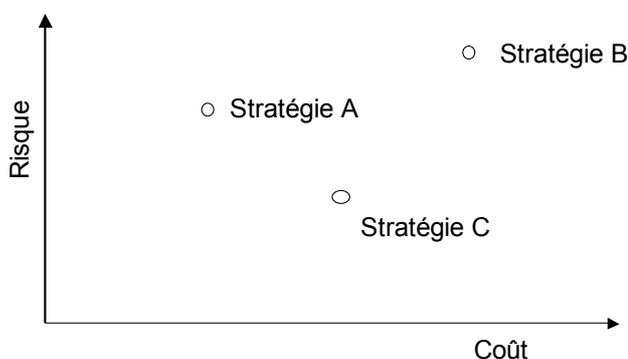
Les simulations (10 000 scénarios de 10 ans chacun) permettent de dériver pour chaque stratégie des mesures de coût et de risque. Ces deux mesures sont utilisées comme coordonnées pour placer les différentes stratégies dans un plan coût/risque. L'encadré 1 détaille ce mode de présentation des résultats et son interprétation.

¹² Les valeurs stationnaires correspondent aux valeurs moyennes des séries que l'on obtiendrait si l'on simulait le modèle sur très longue période. Cf. Annexe 1.A pour des précisions sur le choix de ces valeurs.

Encadré 1 – Mode de présentation des résultats

Afin de faciliter la comparaison des différentes stratégies, une approche graphique est utilisée. Les stratégies sont placées dans un repère dont les axes correspondent respectivement au coût moyen à attendre de l'application de cette stratégie et le risque associé à celle-ci.

Figure 6 – Interprétation du plan coût-risque



La figure ci-dessus donne un exemple de répartition de stratégies dans le plan coût-risque. Par rapport aux stratégies A et C, la stratégie B n'est pas efficace puisqu'elle est à la fois plus coûteuse (en moyenne) et plus risquée. En revanche, il n'est pas possible de dire si la stratégie A est préférable à la stratégie C. En effet, C présente un niveau de risque moins élevé mais est également plus coûteuse en moyenne. Pour pouvoir trancher entre deux stratégies telles que A et C, il faut savoir quel niveau de risque on est prêt à accepter pour alléger le coût moyen, ce que l'on appelle l'aversion au risque. De tels choix ne peuvent être faits par le gestionnaire de la dette mais sont de nature politique.

Pour conclure, ce genre de représentation ne permet pas de définir *la* stratégie optimale de gestion de la dette mais élimine des stratégies dominées par d'autres (dont le coût moyen *et* le risque sont moindres). L'ensemble des stratégies qui ne sont pas dominées par d'autres – dans cet exemple simple, la droite AC – est appelé *frontière d'efficacité*.

En ce qui concerne le coût moyen, les simulations montrent que la charge moyenne de la dette croît avec sa durée de vie moyenne. En particulier, entre la durée de vie moyenne la plus faible étudiée (5,3 années) et la plus élevée (7,5 années), on évalue une différence moyenne de charge de la dette de 0,13 point de PIB annuels. Ainsi, diminuer la durée de vie de la dette d'une année via des contrats d'échange de taux réduirait en moyenne la charge d'intérêt annuelle de près de 1 Md € sur les dix premières années.

Concernant l'impact d'une baisse de la durée de vie moyenne en termes de risque, les résultats sont qualitativement différents selon que le risque est compris comme *variabilité de la charge d'intérêt* ou *variabilité du solde budgétaire* (ajoutant le solde primaire à la charge d'intérêt). En effet, en ce qui concerne l'impact d'une baisse de la durée de vie moyenne de la dette, à ratio BTF / BTAN 2 ans constant, l'étude des plans coût-risque de la Figure 15 aboutit aux conclusions suivantes :

- **Une baisse de la durée de vie moyenne de la dette engendre une hausse de la variabilité des charges d'intérêt.**

Les simulations suggèrent ainsi qu'une diminution d'une année de la durée de vie moyenne de la dette augmente la variation annuelle moyenne de la charge d'intérêt d'environ 30% (plus de 0,45 Md €, soit de

1,45 Mds € à 1,9 Mds €) et le *Cost-at-Risk*¹³ de 0,04 point de PIB, soit 0,8 Md € (le *Cost-at-Risk* passant de 53,6 Mds € à 54,4 Mds €).

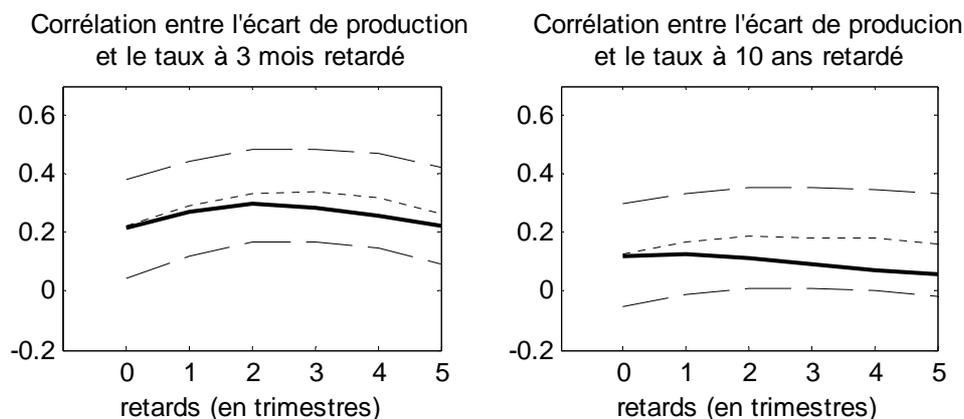
- **En revanche, une baisse de la durée de vie moyenne de la dette – entre 7,5 et 5,3 années – n’a pas d’effet significatif sur la variabilité du solde budgétaire.**

En effet, que ce soit en termes de variation annuelle moyenne ou de *Cost-at-Risk* du solde budgétaire, passer d’une durée de vie moyenne de 7,5 années à 5,3 années implique des variations de ces mesures de risque de l’ordre de 1% : le *Cost-at-Risk* reste compris entre 2,92% et 2,95% du PIB et la variation annuelle moyenne entre 0,927% et 0,938% du PIB.

Ainsi, alors qu’une diminution de la durée de vie moyenne tend à augmenter la variabilité de la charge d’intérêts, son impact sur la variabilité du solde budgétaire est quasiment nul. Autrement dit, à mesure que la durée de vie moyenne diminue, l’augmentation de la variabilité de la charge d’intérêt est compensée par une plus forte corrélation – négative – entre celle-ci et le déficit primaire.

Deux phénomènes expliquent ce phénomène. Premièrement, la corrélation entre les taux courts et le déficit primaire est supérieure à celle qui existe entre les taux longs et le déficit primaire (le déficit primaire est négativement corrélé au cycle économique, cf. Annexe 1.B). La figure 7 ci-dessous présente les corrélations entre, d’une part, l’écart de production (*output gap*) et le taux à 3 mois retardé et, d’autre part, entre l’écart de production et le taux à 10 ans retardé. Deuxièmement, une dette à court terme profite plus de cette corrélation car elle est renouvelée plus souvent : lorsque la dette est émise à long terme, seul les premiers versements d’intérêts sont sensibles à la corrélation (au moment de l’émission) entre taux d’intérêt et déficit ; lorsque la dette est émise à court terme, les paiements d’intérêts profitent pleinement de cette corrélation.

Figure 7 – Corrélations entre l’écart de production et les taux d’intérêt



Lecture : les lignes en pointillés longs correspondent aux bornes de l’intervalle de confiance à 90% des corrélations estimées sur données historiques (ligne en pointillés courts). La ligne épaisse correspond aux corrélations simulées par le modèle.

En ce qui concerne l’influence de la répartition BTF / BTAN 2 ans, il apparaît qu’à partir d’une situation sans BTF – qui seraient alors remplacés par des BTAN 2 ans –, une augmentation de l’encours de BTF – au détriment des BTAN 2 ans –, permet de diminuer à la fois le coût moyen et la variabilité annuelle de la

¹³ Le *Cost-at-Risk* correspond ici au montant auquel la charge d’intérêt sera inférieure avec une probabilité de 90% (dans 10 ans). Sur la Figure 12, on lit par exemple que lorsque la durée de vie moyenne est de 7,5 années, la charge d’intérêt est inférieure à 2,98 points de PIB dans 90% des cas.

charge d'intérêt. L'effet sur le coût provient du fait que la pente de la courbe des taux entre les maturités 3 mois et 2 ans est positive en moyenne. L'effet sur la variabilité de la charge d'intérêt est moins intuitif car le risque de refinancement est accentué lorsque la dette est émise à court terme. D'après les résultats des simulations, alors que cet effet domine une fois que l'encours de BTF a dépassé celui de BTAN 2 ans, un montant limité de BTF semble permettre un certain lissage de la charge d'intérêt annuel en évitant les « à coups » que provoquent les renouvellements des BTAN¹⁴.

IV- Sensibilité des résultats aux hypothèses du modèle

Afin de tester la robustesse des résultats, de nouvelles simulations sont réalisées en modifiant certaines hypothèses de modélisation. L'influence des éléments suivants est ainsi étudiée dans cette partie :

- l'ampleur des chocs macro-financiers simulés (écart-type) ;
- la forme de la loi choisie pour tirer aléatoirement ces chocs (normale ou « à queues épaisses », cf. Encadré 2) ;
- le paramétrage de la courbe des taux (à pente 3 mois – 10 ans constante) ;
- une modification de la pente moyenne de la courbe des taux ;
- la période d'estimation du modèle ;
- le nombre de retards retenus dans le VAR.

IV-1 L'ampleur des chocs macroéconomiques

Dans ces simulations, les écarts-type des chocs venant affecter les variables macroéconomiques sont augmentés de 20% par rapport aux valeurs retenues dans le modèle de base¹⁵. Ceci traduirait une hausse de la volatilité macro-financière dans les années à venir.

Les résultats de ces simulations sont présentés sur la Figure 16. En termes de coûts, les résultats sont très peu modifiés. En termes de risque, les résultats qualitatifs ne sont pas affectés mais sont quantitativement « dilatés ». Par exemple, alors qu'une diminution de la durée de vie moyenne engendre une hausse de la variabilité annuelle moyenne de la charge d'intérêt de 450 M€ dans le cas de base, cette hausse est d'environ 600 M€ dans ce cas.

IV-2 Le type de distribution des chocs

Dans le modèle central, les chocs sont tirés parmi les résidus estimés (technique de *bootstrap*, cf. CBO, 2001 ou Bardoux et al., 2006). Il est alors implicitement fait l'hypothèse que les chocs « historiques » ont balayé leur ensemble de définition – sur la période historique considérée – de manière représentative de la loi dont ils découlent. Cette méthode présente notamment l'inconvénient d'exclure des chocs extrêmes (dans la mesure où il n'y en a pas eu sur la période d'estimation). Autrement dit, si l'on tire les résidus parmi les valeurs historiques, aucun choc ne dépassera en ampleur les chocs estimés ; en revanche, si les chocs sont

¹⁴ Supposons qu'un montant donné doive être financé en année 0. S'il est financé par du BTAN 2 ans, les charges d'intérêt annuelles seront fixes les deux premières années (donc peu variables) mais le taux d'intérêt aura le temps de fluctuer de manière significative entre deux refinancements, ce qui induira potentiellement une forte variabilité de la charge d'intérêt entre l'année 2 et l'année 3. En revanche, si ce montant est financé avec des BTF, les taux d'intérêt fluctueront moins entre deux refinancements (s'ils ne sont pas trop volatiles) et la charge d'intérêt moyenne sur la période peut se retrouver lissée en moyenne sur la période, malgré le risque de refinancement plus important que dans le cas précédent.

¹⁵ Les écarts-type utilisés pour les simulations du modèle central sont eux-mêmes égaux à 80% de ceux estimés sur le passé (afin de traduire la baisse de la volatilité macro-financière sur la période d'estimation cf. annexe 1). En conséquence, cette variante consistant à multiplier les écarts-type du modèle central par 1,5 correspond *in fine* à une hausse des écarts-type par rapport aux valeurs estimées sur le passé de 20%.

tirés suivant une loi normale, il existe une probabilité non nulle pour qu'un choc tiré soit supérieur à n'importe quelle valeur, aussi grande cette dernière soit-elle.

Deux variantes sont réalisées ici. Dans la première, les simulations ont été réalisées sous l'hypothèse que les chocs sont tirés suivant une loi normale, la matrice de covariance des chocs étant obtenue lors de l'estimation du VAR. Pour un écart-type donné, il existe toutefois une infinité de lois de formes différentes (la loi normale n'est qu'un cas parmi d'autres). En particulier, il existe des lois donnant aux phénomènes extrêmes une probabilité plus importante, contrebalancée par une baisse de la probabilité de chocs modérés/intermédiaires si l'on veut que l'écart-type soit constant. Ces lois sont dites « à queue épaisse » (cf. encadré 2). La deuxième variante consiste donc à tirer les chocs suivant ce type de loi.

Les Figures 17 et 18 suggèrent que les résultats ne sont alors que marginalement modifiés en ce qui concerne les mesures de coût et de variation annuelle moyenne. En revanche, bien que qualitativement identiques aux résultats des simulations de base, les mesures de *Cost-at-Risk* sont globalement plus élevées dans ces deux cas (chocs normaux et tirés suivant une loi à queues épaisses) que dans le cas des simulations de base.

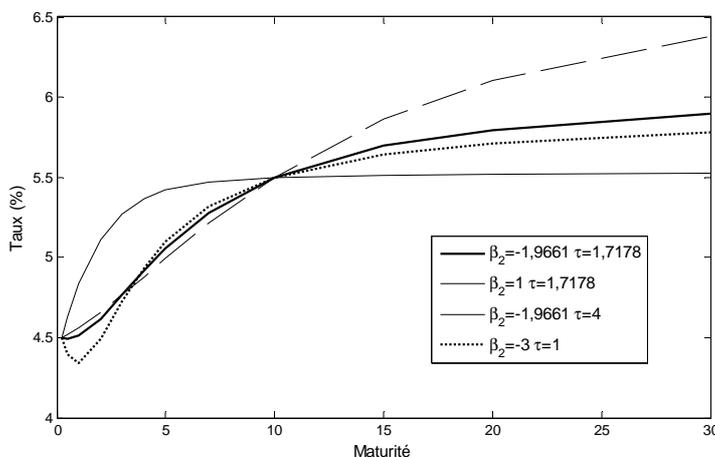
IV-3 Le paramétrage de la courbe des taux

Dans le modèle, la courbe des taux est extrapolée à partir du taux à 3 mois et du taux à 10 ans : à chaque date, les autres taux de la courbe sont calculés à partir de ces deux taux selon une fonction qui dépend elle-même de deux paramètres notés β_2 et τ (cf. annexe 1.C). Ces derniers sont déterminés de sorte à donner le meilleur ajustement sur une période passée donnée (ils sont ensuite maintenus constants sur la période de simulation). La Figure 9 donne l'influence de ces paramètres sur les courbes moyennes de taux. Chaque courbe apparaissant sur cette figure correspond à un couple (β_2, τ) donné et est tracée pour les valeurs moyennes des 2 taux (4,5% pour le taux à 3 mois et 5,5% pour le taux à 10 ans).

Les simulations ont par exemple été réalisées avec le couple de paramètres $\beta_2 = -3$ et $\tau = 1$, contre $\beta_2 = -1,97$ et $\tau = 1,72$ pour le modèle de base (cf. Figure 19).

Puisque dans cette configuration de la courbe des taux, le taux à 2 ans est en moyenne inférieur au taux à 3 mois – hypothèse toutefois peu réaliste –, il vient qu'une diminution de la durée de vie moyenne de la dette passant par une augmentation de l'encours de BTF augmente la charge moyenne de la dette. Cela étant, les résultats concernant l'influence d'une diminution de la durée de vie moyenne via la diminution de l'encours de 10 ans – à répartition BTF / BTAN 2 ans non modifiée – ne sont qualitativement pas modifiés.

Figure 9 – Courbes de taux moyennes pour différents paramétrages de la courbe des taux



Encadré 2 – les distributions à queue épaisse (*fat tails*)

Dans les simulations de base, il est fait l'hypothèse que les chocs sont tirés uniformément à partir de la distribution empirique dessinée par les chocs estimés (technique de *bootstrap*). Autrement dit, les caractéristiques (par exemple l'écart-type) des chocs simulés sont exactement les mêmes que celles des chocs estimés.

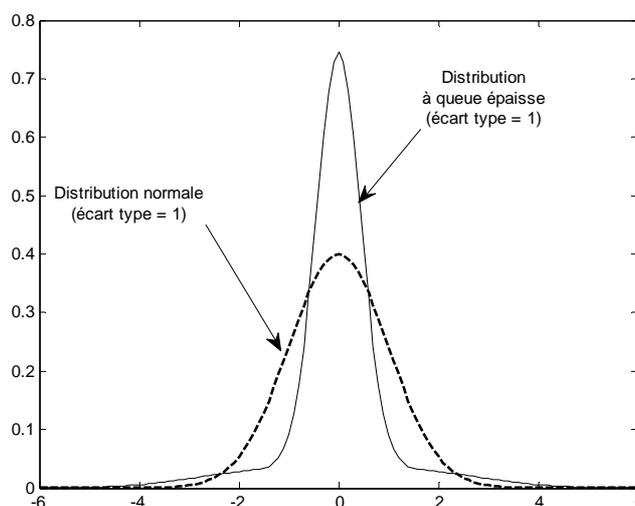
Afin de tester la sensibilité des résultats à ce choix, il convient de générer de nouvelles simulations en utilisant des lois alternatives pour le tirage des chocs. Le premier exemple considère ainsi des lois normales présentant les mêmes écarts-type (et matrice de variance covariance) que les chocs estimés. Naturellement, les lois normales ne sont qu'un exemple de loi et il en existe en particulier une infinité présentant le même écart-type.

Une caractéristique potentiellement importante de la distribution retenue dans le cadre de cet exercice de simulation est la *kurtosis* de la distribution. Intuitivement, cette caractéristique rend compte de la probabilité d'occurrence de phénomènes extrêmes relativement à celle de phénomènes « moyens ».

De tels phénomènes s'observent par exemple sur les marchés financiers. Ainsi, il a été observé que la bourse de New York avait varié de plus de 7% à 48 reprises sur la période 1916-2003 alors qu'un tel événement n'arriverait que tous les 300 000 ans si la distribution des cours boursiers était gaussienne.

Deux densités peuvent présenter la même moyenne et variance mais des *kurtosis* différents. Le graphique ci-dessous représente ainsi une densité normale au côté d'une densité de même écart type (=1) mais de *kurtosis* égale à 9 (la *kurtosis* d'une loi normale est de 3)¹⁶.

Figure 8 – Distributions à queue épaisse



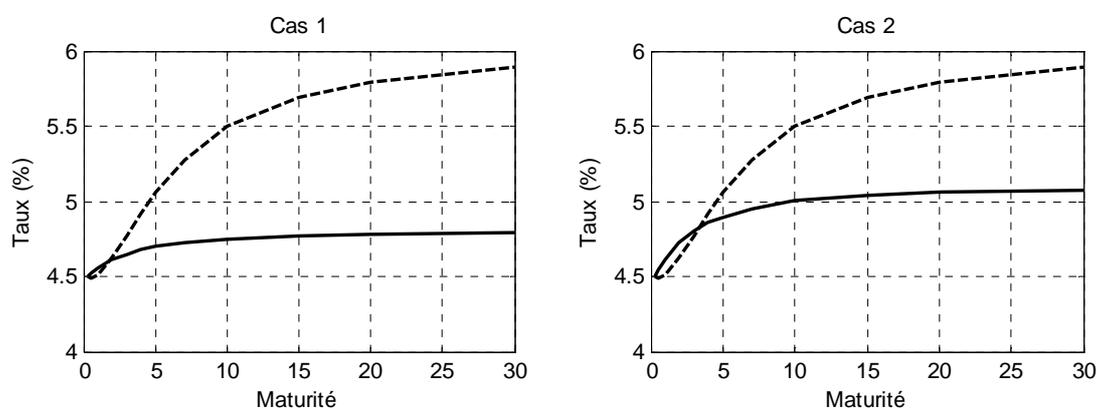
¹⁶ Cette densité dont le *kurtosis* égale à 9 est la densité suivie par une variable aléatoire X résultant de la procédure suivante : une variable aléatoire P est tirée aléatoirement suivant une loi uniforme $[0,1]$. Si P est inférieur à une probabilité p donnée, X est tirée suivant une loi normale $N(-x_0, \sigma_2)$, si P est comprise entre p et $1-p$, X est tirée suivant une loi normale $N(0, \sigma_1)$ et si P est supérieure à $1-p$, X est tirée suivant une loi normale $N(x_0, \sigma_2)$. Les paramètres p , x_0 , σ_1 , et σ_2 sont calibrés de sorte que l'écart type de X soit de 1.

IV-4 Modification de la pente moyenne de la courbe des taux

Les simulations « de base » sont réalisées à partir de conditions initiales dans lesquelles la courbe des taux est pentue (1 point entre le taux court et le taux à 10 ans). Sur la période de simulation, ceci reste satisfait en moyenne.

Les performances du programme de *swaps* sont analysées ici sous l'hypothèse – *a priori* plus défavorable pour le programme de *swaps* – d'une diminution de la pente moyenne de la courbe des taux sur la période de simulation. Deux cas sont testés : la pente moyenne de la courbe des taux est de 25 points de base dans le premier et de 50 points de base dans le second (en moyenne) contre 100 pb dans le modèle de base. En supposant que la valeur stationnaire des taux courts reste à 4,5%, les valeurs stationnaires des taux longs sont alors respectivement de 4,75% et 5,0%. Les courbes de taux correspondantes sont tracées sur la Figure 10¹⁷. La courbe (moyenne) du modèle de base apparaît en pointillés sur ces figures à titre de comparaison.

Figure 10 – Courbes de taux moyennes



Les Figures 20 et 21 présentent les plans coût / risque respectivement obtenus à l'issue des simulations de chacun de ces modèles. Naturellement, les gains à attendre en termes de baisse de la charge moyenne d'intérêt d'une diminution de la durée de vie moyenne de la dette sont alors amoindris. Ainsi, si le niveau des taux longs est de 4,75% (respectivement 5,0%), ce gain est d'environ 0,20 Md € (respectivement 0,45 Md €) en moyenne par an pour une diminution de la durée de vie moyenne de la dette d'une année, contre 1 Md € dans le modèle de base (le gain moyen est donc approximativement proportionnel au *spread* 3 mois – 10 ans).

Les résultats quantitatifs sont quasiment inchangés en ce qui concerne les mesures de volatilité. En revanche, les mesures de *Cost-at-Risk* sont relativement plus défavorables à la réduction de la durée de vie moyenne. Naturellement, d'une manière générale, les mesures de coût moyen et de *Cost-at-Risk* sont inférieures à ce qu'elles sont dans le modèle de base car les taux longs stationnaires sont inférieurs dans ces simulations (dans le modèle de base, le taux long stationnaire est de 5,5% contre 4,75% et 5,0% dans les deux modèles testés dans cette partie).

¹⁷ Dans les deux cas, on a pris $\beta_2 = 0$ dans le paramétrage de la courbe des taux. Si la valeur de β_2 retenue est celle du modèle de base (-1,97), le taux du BTAN 2 ans est en moyenne inférieur à celui des BTF, ce que l'on n'observe pas sur longue période.

IV-5 La période d'estimation du modèle

Le modèle central a été estimé sur la période 1986 T1 – 2007 T1. Comment sont affectés les résultats si la période d'estimation est raccourcie ? Ceci correspond à l'hypothèse selon laquelle les dernières années seulement – et non l'ensemble des 20 dernières années – sont représentatives de la dynamique à venir des variables macroéconomiques. On peut en effet considérer que l'économie française a connu sur cette période des évolutions structurelles fortes : libéralisation financière, mondialisation, passage à l'euro.

Le modèle a donc été ré-estimé sur la période 1995 T1 – 2007 T1. Il a ensuite été utilisé pour la simulation de nouveaux scénarios. Les résultats apparaissent sur la Figure 22.

La principale modification des résultats a trait à l'impact sur le *Cost-at-Risk* lié à la charge d'intérêts. En effet, alors que, dans le cas de base, une baisse de la durée de vie moyenne de la dette engendre une hausse du *Cost-at-Risk* lié à la charge d'intérêts, elle s'accompagne d'une baisse du *Cost-at-Risk* avec ce modèle. Ainsi, la réduction de la période d'estimation est plus favorable à la réduction de la durée de vie moyenne de la dette : ces simulations suggèrent en effet qu'on obtient alors une baisse du coût et du risque lorsque ce dernier est mesuré par le *Cost-at-Risk* attaché à la charge d'intérêts.

Toutefois, une telle période d'estimation ne contient que 49 trimestres, ce qui est faible pour estimer de manière satisfaisante un modèle VAR. En outre, dans la mesure où les simulations courent sur les 10 prochaines années, ne prendre que les dix dernières années comme référence est sans doute insuffisant. En conséquence, les résultats de ces simulations doivent être interprétés avec précaution.

IV-6 Le nombre de retards du VAR

Le modèle utilisé pour représenter l'évolution de l'économie fait dépendre les valeurs actuelles des variables économiques passées, dites valeurs « retardées » (cf. Encadré 3).

Dans le modèle de base, deux retards – soient deux trimestres – sont retenus pour le modèle VAR. Ce choix est fondé sur le résultat des tests économétriques. Toutefois, les tests mis en œuvre ne sont pas consensuels sur ce choix de deux retards. Plus précisément, deux tests (sur cinq) préconisent l'utilisation d'un seul retard (cf. Annexe 1.A).

La Figure 23 montre les résultats des simulations obtenus lorsque le modèle VAR est estimé avec un seul retard. Les résultats sont peu modifiés, ce qui conforte la robustesse des résultats.

V- Exercice de *back-testing*

La rétro-simulation ou *back-testing* est une méthode quantitative consistant à observer les performances qu'auraient obtenu l'application des différentes stratégies sur une période historique passée. Autrement dit, l'exercice de *back-testing* tente de répondre à la question : « Que ce serait-il passé si telle ou telle stratégie avait été mise en œuvre au cours des n dernières années ? ».

Il est important de comprendre que la hiérarchie des stratégies qui peut être issue d'un tel exercice est moins pertinente en termes d'aide à la décision que celle obtenue à la partie III. En effet, comme il a été mentionné plus haut, ce n'est pas parce qu'une stratégie se comporte de manière satisfaisante pour un scénario déterministe donné (passé) qu'elle donnera toujours des résultats satisfaisants sur une période future où les évolutions économiques seront aléatoires. Néanmoins, ce type d'exercice reste intéressant, ne serait-ce que pour voir si les résultats sont du même ordre de grandeur que ceux suggérés par les simulations aléatoires précédentes.

Afin de simplifier la lecture des résultats, les stratégies testées ici ne diffèrent que par leurs parts relatives d'OAT 10 ans / BTAN 2 ans (on n'étudie plus l'influence de la répartition 2 ans / 3 mois). Les durées de vie moyenne associées aux différentes stratégies s'échelonnent entre 5,6 ans et 7,4 ans.

Tableau 1 – Résultat des exercices de *back-testing*

	Durée de vie moyenne	Mesure de performance	1985-2006	1990-2006	1995-2006	2000-2006
Stratégie 1	5,6 ans	Charge moyenne (% PIB)	2,37	2,38	2,09	1,87
		Variation moyenne (% PIB)	0,16	0,18	0,13	0,04
Stratégie 2	6,0 ans	Charge moyenne (% PIB)	2,45	2,45	2,18	1,93
		Variation moyenne (% PIB)	0,16	0,18	0,11	0,04
Stratégie 3	7,0 ans	Charge moyenne (% PIB)	2,63	2,62	2,41	2,07
		Variation moyenne (% PIB)	0,16	0,18	0,11	0,04
Stratégie 4	7,4 ans	Charge moyenne (% PIB)	2,69	2,68	2,49	2,12
		Variation moyenne (% PIB)	0,16	0,18	0,11	0,04

Lecture : L'application de la stratégie 2 (impliquant une durée de vie moyenne de la dette de 6,0 ans) sur la période 1995-2006 aurait conduit à une charge de la dette annuelle moyenne de 2,18% du PIB.

Le Tableau 1 présente les résultats des simulations réalisées sur plusieurs périodes¹⁸. Sur les 4 périodes considérées, passer d'une durée de vie moyenne de la dette de 7 ans à 6 ans diminue la charge moyenne annuelle de la dette de 0,14 point de PIB (pour la période 2000-2006) à 0,23 point de PIB (pour la période 1995-2006). Ces valeurs sont cohérentes avec les résultats des simulations stochastiques suggérant une diminution de 0,13 point de PIB de la charge d'intérêt annuelle suite à une telle diminution de la durée de vie moyenne du portefeuille de dette.

Le Tableau 1 montre en outre que sur les périodes considérées, les réductions de durée de vie moyenne de la dette auraient eu un impact très faible sur la variabilité de la charge d'intérêt.

¹⁸ Pour chaque simulation, la structure de dette initiale (avant opérations de *swap* faisant passer à la durée de vie moyenne visée) est celle qui prévalait au premier trimestre 2007. Plus précisément, la structure de dette (montant des amortissements) est dilatée de sorte à correspondre au ratio dette/PIB qui prévalait à la date initiale considérée (par exemple 30,3% en 1985). Par ailleurs, la matrice donnant les coupons futurs à verser vus du premier trimestre de simulation est égale à celle de 2007 T1. Il aurait été préférable de reprendre la structure de dette exacte prévalant au trimestre initial considéré (matrices d'amortissements et de taux correspondant à celles du trimestre considéré, néanmoins, ces données sont difficiles à construire pour les années passées. En conséquence, il n'est pas possible de comparer les charges moyennes de la dette telles qu'elles apparaissent dans le Tableau 1 avec celles qui ont été historiquement observées.

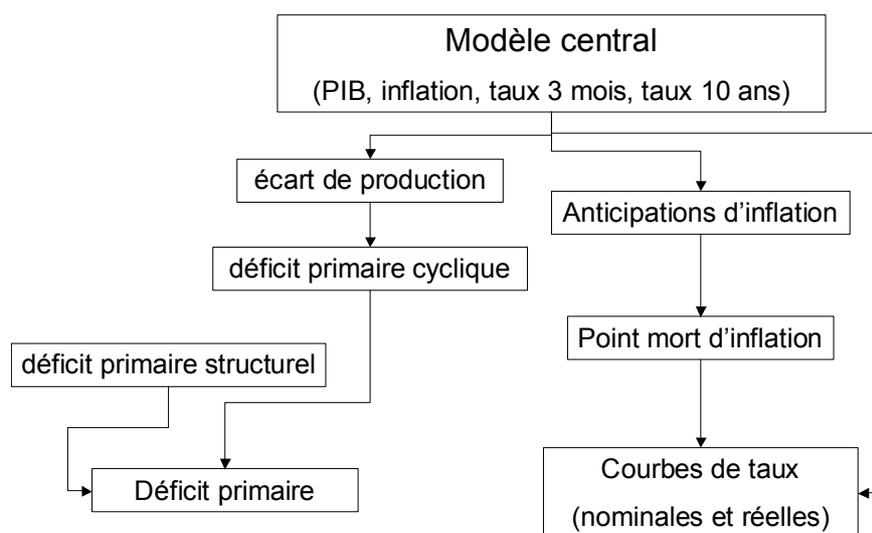
Références bibliographiques

- Bardoux, F., Cintioli, D. et Marchiori, M., 2006, Risque de portefeuille, Value-at-Risk, les atouts de la simulation historique, *Asset Management*, décembre 2005 janvier 2006.
- Benassy-Quéré, A. Boone, L. et Coudert, V., 2003, *Les taux d'intérêt*, Ed. La Découverte.
- BIS, 2007, Institutional investors, global savings and asset allocation, *CGFS Papers n°27*, 2007.
- Bergström, P. et Holmlund, A., 2000, A simulation model framework for government debt analysis, mimeograph, *The Swedish National Debt Office*.
- Bergström, P., Holmlund, A. et Lindberg, 2002, The SNDO's simulation model for government debt analysis, mimeograph, *The Swedish National Debt Office*.
- Black, R. et Telmer, C., 2001, Liability Management Using Dynamic Portfolio Strategies, *Algo Research Quarterly* vol. 2.
- Bolder, D., 2002, Towards a More Complete Debt Strategy Simulation Framework, *Bank of Canada Working Paper n°2002-13*.
- Bolder, D. 2003, A Stochastic Simulation Framework for Debt Strategy, *Bank of Canada Working Paper n°2003-10*.
- Cappiello, L. et Guéné, S. 2005, Measuring Market and Inflation Risk Premia in France and in Germany, *ECB Working Paper Series n°436*.
- CBO, 2001, Uncertainty in Social Security's Long-Term Finances: A Stochastic Analysis, Congress of the United States, *Congressional Budget Office*.
- Coupet, M., 2006, Révisions de la croissance potentielle de l'économie française à moyen-long terme, *Trésor Eco n°2*, 2006.
- Danish Nationalbank, 2006, *Danish Government Borrowing and Debt*, chapter 9, Management of the Central Government's interest rate risk.
- Dutch State Treasury Agency, 2007, Risk Management of the National Debt: Evaluation of the 2003-2007 Policy & 2008-2011 Policy, September 2007, *Ministry of Finance*.
- European Commission, 2002, *Public Finances in EMU*. N°3/2002.
- Hamilton, J. 1994, Time Series Analysis, *Princeton University Press*.
- Hodrick, R. et Prescott, E., 1997, Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit, and Banking*.
- IMF, World Bank, 2003, Guidelines for Public Debt Management.
- Laubscher, N.F., 1959, Note on Fisher's Transformation of the Correlation Coefficient, *Journal of the Royal Statistical Society*.
- Nelson, C. et Siegel, A., 1985, Parsimonious Modeling of Yield Curves for U.S. Treasury Bills, *NBER Working Paper n°1594*.
- Pick, A. et Anthony, M., 2006, A simulation model for the analysis of the UK's sovereign debt strategy, *UK DMO research papers*.
- Rennison, A., 2003, Comparing Alternative Output Gap Estimators : A Monte-Carlo Approach, *Bank of Canada Working Papers n°03-8*.
- Sack, B. et Elsasser, R., 2004, Treasury Inflation-Indexed Debt: A Review of the U.S. Experience. *FRBNY Economic Policy Review, Mai 2004*.
- Sims, C.A., 1980, Macroeconomics and Reality, *Econometrica* vol. 48.
- Stock, J.H. et Watson, M.W., 2001, "Vector Autoregressions", *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 15.
- Van den Noord, P., 2000. The size and role of automatic stabilizers in the 1990s and beyond, *OECD Economic Department WP n°230*.
- Velandia, A., 2002, A Risk Quantification Model for Public Debt Management. *World Bank working paper*.

Annexe 1 – Présentation du modèle

La figure suivante présente les différents « blocs » composant le modèle dans son entier. Premièrement, le modèle central définit la dynamique des quatre variables que sont le PIB réel, l'inflation, le taux à trois mois et le taux à 10 ans. Deuxièmement, un bloc annexe modélise le déficit primaire (ce bloc utilise toutefois les sorties du premier bloc). Troisièmement, alors que le modèle central décrit l'évolution de deux taux d'intérêt (3 mois et 10 ans), des blocs viennent compléter la courbe des taux nominaux et réels. Cette annexe détaille successivement ces trois points.

Figure 11 – Organisation du modèle



Annexe 1.A Le modèle central (VAR)

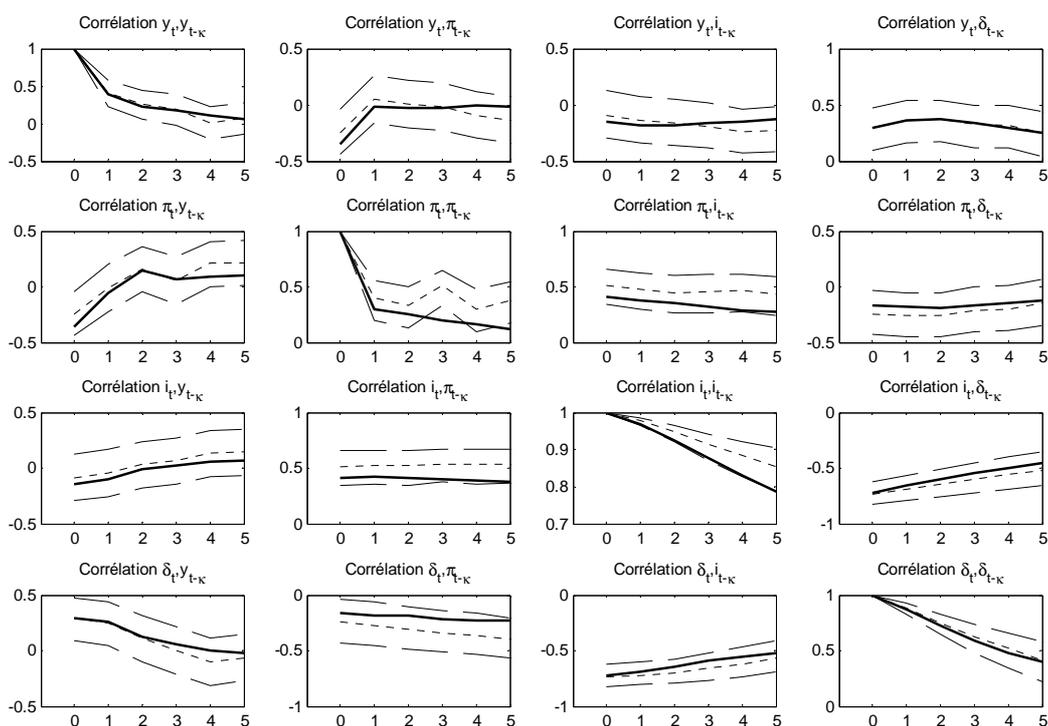
Puisque ce modèle doit servir à simuler des trajectoires macro-financières « envisageables » dans les années à venir, il convient de l'estimer sur une période cohérente avec l'horizon que l'on considère. En particulier, si cet horizon est de l'ordre d'une dizaine d'année, la période d'estimation doit être au moins aussi longue. En outre, afin de ne pas biaiser les résultats dans un sens ou dans l'autre, il est préférable de retenir une période recouvrant un nombre entier de cycles économiques. La notion d'écart de production est utilisée pour dater approximativement les cycles économiques. Plus précisément, l'écart de production est obtenu en filtrant la série de PIB réel à l'aide d'un filtre de Hodrick-Prescott¹⁹, utilisé de manière extensive à cet effet (cf. par exemple Rennison, 2003). La période 1986 T1-2007 T1 est finalement retenue.

Le cœur du modèle repose sur une modélisation de type VAR (vectorielle auto-régressive, cf. Encadré 3). Quatre variables apparaissent dans ce modèle central : la croissance du PIB (y_t), l'inflation (π_t), le taux à 3 mois (i_t) et le taux à 10 ans ($i_t + \delta_t$). Ce type de modélisation est très répandu du fait de sa simplicité et de sa capacité à capturer les corrélations entre les différentes variables. La Figure 12 montre par exemple que les corrélations historiques (1986 T1-2007 T1) des quatre variables sont correctement reproduites par le modèle²⁰.

¹⁹ Hodrick et Prescott (1997).

²⁰ Il apparaît que la plupart des corrélations simulées sont comprises dans les intervalles de confiances (à 90%) des corrélations historiques.

Figure 12 – Comparaison des corrélations simulées avec les corrélations historiques



Lecture : Chacune des 16 figures présente les corrélations entre l'une des quatre variables considérées dans le VAR (croissance du PIB, inflation, taux court et spread 3 mois – 10 ans) avec l'une de ces quatre séries retardées (κ est le nombre de retards, en trimestres). Les lignes en pointillés longs définissent les bornes de l'intervalle à 90% des corrélations mesurées sur les séries historiques. En conséquence, la présence de la ligne en gras (corrélations mesurées sur les données simulées) entre ces deux bornes traduit une bonne performance du modèle.

Les données ont été extraites de la base de données *Feri*. Les données de taux d'intérêt proviennent de la Banque de France et les données de PIB et d'indice des prix à la consommation de l'INSEE²¹. La série de déficit primaire structurel provient quant à elle de l'OCDE (base de données *Perspectives Economiques*).

L'estimation par maximum de vraisemblance d'un VAR non contraint – c'est-à-dire sans contrainte sur les paramètres autre que celle du choix du nombre de retards – est relativement simple à réaliser car elle se résume à estimer les paramètres de chacune des équations du VAR (pour chaque variable endogène), une par une, à l'aide des moindres carrés ordinaires.

²¹ Le PIB réel est obtenu en déflatant le PIB aux prix courants de l'indice de prix à la consommation. La croissance du PIB est calculée par la variation trimestrielle du logarithme du PIB trimestriel réel. L'inflation est la variation trimestrielle du logarithme de l'indice des prix à la consommation.

Encadré 3 – La modélisation VAR

Nous avons choisi de modéliser la dynamique jointe des quatre variables centrales (croissance du PIB, inflation, taux à 3 mois et *spread* de taux) sous la forme d'un VAR (*vector autoregression*). Comme le suggère Hamilton (1994), ce type de modélisation est particulièrement répandu dans l'analyse des systèmes économiques. Les travaux de Sims (1980) ont activement participé au développement de cette méthodologie. Ceux-ci suggèrent notamment que les VAR sont plus robustes à la critique de Lucas²². Pour Stock et Watson (2001), cette méthodologie reste une des plus efficaces pour l'analyse et la prévision des séries temporelles.

Soit X_t le vecteur de variables endogènes (comprenant ici la croissance trimestrielle du PIB, l'inflation trimestrielle, le taux à 3 mois et le *spread* de taux (3 mois – 10 ans). La modélisation VAR consiste à expliquer chacun des éléments de ce vecteur par ses retards et ceux des autres variables retenues dans le VAR, plus une innovation aléatoire. Le modèle, que l'on nomme VAR(p) lorsque p retards des variables endogènes apparaissent dans les équations, s'écrit :

$$X_t = c + \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (*)$$

où les matrices A_i sont de dimension 4×4 et les innovations ε_t sont indépendamment et identiquement distribuées suivant une loi normale $N(0, \Omega)$.

En notant L l'opérateur retard, l'équation (*) peut se réécrire (avec $A_0 = c$) :

$$X_t = \left(\sum_{i=0}^p A_i(L) \right) X_t + \varepsilon_t,$$

Si $B(L)$ est l'inverse du polynôme $I - A(L)$, on obtient la représentation moyenne mobile infinie de (*) :

$$X_t = \sum_{i=0}^{\infty} B_i(L) \varepsilon_{t-i}.$$

On déduit de cette dernière expression les moyennes et variances inconditionnelles du vecteur X :

$$\text{Moy}(X) = B_0 \quad \text{Var}(X) = \sum_{i=0}^{\infty} B_i \Omega (B_i)^T.$$

Le nombre de retards est fixé à 2, comme le suggèrent les tests suivants : le test du rapport de vraisemblance modifié séquentiel, le test de l'erreur de prévision finale (FPE) et le test basé sur le critère d'Akaike. Les critères de Schwarz et celui d'Hannan-Quinn préconisent l'utilisation d'un seul retard. Ce dernier choix aboutit néanmoins à des résidus auto-corrélés d'après les tests du portemanteau et du multiplicateur de Lagrange. Aussi, préférons-nous retenir 2 retards dans le modèle de base – les mêmes tests suggérant alors l'absence d'auto-corrélation des résidus. Néanmoins, des simulations alternatives ont été réalisées avec un modèle incluant un VAR à un seul retard afin de tester la robustesse des résultats à ce choix (cf. partie IV-6).

Afin d'appréhender la stabilité du modèle, nous avons réalisé des tests de rupture de Chow pour chacune des quatre équations univariées du VAR. Nous avons retenu deux dates de rupture pour ces tests. La première est

²² Un modèle est sujet à la critique de Lucas lorsque ses équations ne sont plus valables dès lors que les agents modifient leurs réactions. Prenons l'exemple d'un modèle qui a été estimé sur une période passée donnée. Ce dernier peut potentiellement ne pas être adapté pour évaluer l'impact d'une mesure fiscale future : en effet, une fois que cette mesure sera appliquée, les agents vont éventuellement modifier leur comportement et cette modification risque de ne pas être traduite par les équations estimées sur données passées. Un biais est alors induit dans l'évaluation.

située en milieu d'échantillon (1995 T1) et la seconde correspond à la mise en place de la BCE (1998 T2). Les tests sont globalement en faveur de la stabilité des paramètres du modèle²³.

En outre, les constantes des équations du modèle ont été modifiées afin de permettre aux variables simulées d'avoir en moyenne sur la période de simulation les valeurs suivantes, que l'on peut voir comme des valeurs de long terme : une croissance annuelle du PIB réel de 2%, une inflation annuelle de 2%, un taux à trois mois (annualisé) de 4,5% et une pente de la courbe des taux (10 ans – 3mois) de 1%. La croissance du PIB réel de 2% correspond à la croissance potentielle de long terme estimée par la DGTPE (cf. Coupet, 2006), l'inflation de 2% correspond à la limite supérieure ciblée par la BCE, le taux court de 4,5% correspond approximativement à sa moyenne sur les 15 dernières années, de même que le *spread* (10 ans-3 mois)²⁴.

Le choix de recourir à ce procédé de modification des moyennes inconditionnelles des séries a en partie été motivé par le constat selon lequel les moyennes inconditionnelles – contrairement aux corrélations entre variables (cf. Figure 12) – sont mal estimées en échantillon fini²⁵.

Annexe 1.B Le déficit primaire

Le déficit primaire cyclique est modélisé comme une fonction simple de l'écart de production²⁶. A partir d'une évaluation des élasticités des recettes et des dépenses budgétaires aux variations de la conjoncture (voir Van den Noord, 2002), on peut en effet estimer que la part du déficit primaire liée aux fluctuations conjoncturelles de l'économie (déficit cyclique) est égale à la moitié de l'output gap (en points de PIB). Cette modélisation est une approximation généralement acceptée au niveau européen (cf. European Commission, 2002). Le déficit primaire structurel (annuel) est quant à lui modélisé comme un AR(1) (processus auto-régressif à un seul retard). Cette modélisation simple est cohérente avec le faible nombre d'observations disponibles (36 années, de 1971 à 2006). En outre, les résultats de l'estimation suggèrent la bonne tenue de cette estimation (Durbin Watson de 1,7, résidus normaux selon le test de Jarque-Bera et absence d'auto-corrélation des résidus selon le test de Breusch-Godfrey).

Par ailleurs, la constante du processus auto-régressif est modifiée de sorte à stabiliser approximativement le solde budgétaire en points de PIB sur la période²⁷.

Pour obtenir l'écart de production, il est nécessaire de disposer d'une mesure de production potentielle. Cette dernière est obtenue par filtrage de la série de PIB. Le filtre de Hodrick-Prescott est utilisé à cet effet. Le paramètre de lissage retenu est 1600, c'est la valeur usuellement retenue pour filtrer des données trimestrielles.

²³ Sur les 24 tests de rupture réalisés (24 tests : 4 équations × 2 dates × 3 statistiques par test), un seul rejette l'hypothèse nulle d'absence de rupture.

²⁴ A titre de comparaison, les moyennes historiques du taux à 3 mois et du *spread* sur la période d'estimation du VAR (1986T1-2007T1) sont respectivement de 5,70% et 0,85%. Cela étant, le niveau résultant du taux à 10 ans résultant (6,55%) apparaît élevé au regard par exemple de la valeur de long terme suggérée par une règle de Ramsey : Benassy-Quéré, Boone et Coudert (2003) aboutissent ainsi à une valeur de 3,6% pour le taux long réel, ce qui donne 5,6% en nominal avec une inflation moyenne de 2%.

²⁵ Nous avons pour cela simulé un grand nombre n de trajectoires macroéconomiques sur des périodes de 20 ans en utilisant le modèle estimé sur données historiques. Pour chacune de ces n trajectoires, nous avons ré-estimé le VAR. Les distributions des n moyennes inconditionnelles alors obtenues (ces dernières se calculent à partir des matrices issues de l'estimation du VAR, cf. encadré 3) présentent d'importants écarts-type, ce qui suggère qu'elles ne peuvent être estimées de manière satisfaisante. En conséquence, choisir des valeurs de long terme hors-estimation semble préférable.

²⁶ L'écart de production (*output gap*) est la différence entre le PIB et le PIB potentiel, exprimée en % du PIB.

²⁷ En notant respectivement s et g le solde primaire et l'encours de dette en points de PIB, on montre par exemple que le déficit primaire stabilisant (qui est compatible en régime stationnaire avec un ratio dette sur PIB constant) vaut approximativement $d \times (g-r)$ où r est le taux d'intérêt nominal moyen payé sur la dette et g est le taux de croissance nominal du PIB. Par exemple, si r est plus grand que g , il faut un excédent primaire pour stabiliser le ratio dette sur PIB.

Annexe 1.C Les courbes de taux

Le VAR ne modélise que deux points de la courbe des taux : le taux court à 3 mois et le taux à 10 ans. Les taux valant pour les autres maturités de la courbe des taux nominaux sont obtenus à chaque période simulée comme fonction de ces deux premiers taux (cf. encadré 4).

Un exemple de simulation sur vingt périodes, soit 5 années, est présenté sur les deux quadrants inférieurs de la Figure 13. On y voit notamment que la modélisation rend possible l'occurrence de différentes formes de courbes de taux, dont des courbes inversées. En moyenne, on calcule que la courbe des taux est inversée (taux à 3 mois > taux à 10 ans) dans 21% des périodes simulées. Certes, cette valeur est inférieure à celle mentionnée en introduction (sur la période 1989-2006, les taux courts ont été supérieurs aux taux à 10 ans dans 27% des trimestres). Cela étant, cette dernière s'explique en très grande partie par la période débouchant sur la crise du SME (au début des années 1990) pendant laquelle la Banque de France a dû lever ses taux courts pour maintenir la parité Franc-Mark (la Bundesbank relevait ses taux directeurs afin de juguler les tensions inflationnistes liées à la réunification). Puisque la reproduction d'un tel mécanisme est peu probable dans les 10 années à venir dès lors que l'euro a un régime de change flottant, il est préférable que le modèle reproduise une moindre fréquence de périodes de courbes inversées que sur la période précitée²⁸.

Encadré 4 – Modélisation de la courbe des taux

Quatre grandeurs sont simulées par le VAR : le PIB, l'inflation, le taux à trois mois et le *spread* de taux (10 ans – 3 mois). Pour obtenir l'ensemble de la courbe des taux, une modélisation supplémentaire est nécessaire.

Il est empiriquement bien établi que la majeure partie de la variabilité (dans le temps) des taux d'intérêt dépend de seulement deux facteurs caractérisant la courbe des taux : son niveau et sa pente. Autrement dit, si l'on dispose d'une mesure du niveau de la courbe des taux et d'une autre de sa pente, on peut en dériver l'ensemble de la courbe de taux en faisant une erreur moyenne (sur tous les taux) très faible.

Cette caractéristique est exploitée dans notre modèle de la façon suivante : après avoir postulé une forme paramétrique de la courbe des taux, le paramétrage de celle-ci est estimé de façon à minimiser l'écart entre cette modélisation et les taux observés (12 maturités *benchmarks* entre 3 mois et 30 ans) sur les 15 dernières années²⁹.

Plus précisément, la forme paramétrique retenue est un polynôme de Laguerre. Cette forme est notamment utilisée dans l'approche retenue par Nelson et Siegel (1985). Il faut toutefois noter que Nelson et Siegel modélisent la courbe des taux zéro-coupon avec un polynôme de Laguerre, alors que nous modélisons ici les taux de rendement des obligations (« couponnées »). Formellement, à une date t considérée, chaque taux de maturité m est donné par :

$$y_t^r = \beta_{0,t} + (\beta_{1,t} + \beta_2) \frac{\tau}{m} \left[1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau}\right) \right] - \beta_2 \exp\left(-\frac{m}{\tau}\right) \quad (\Delta)$$

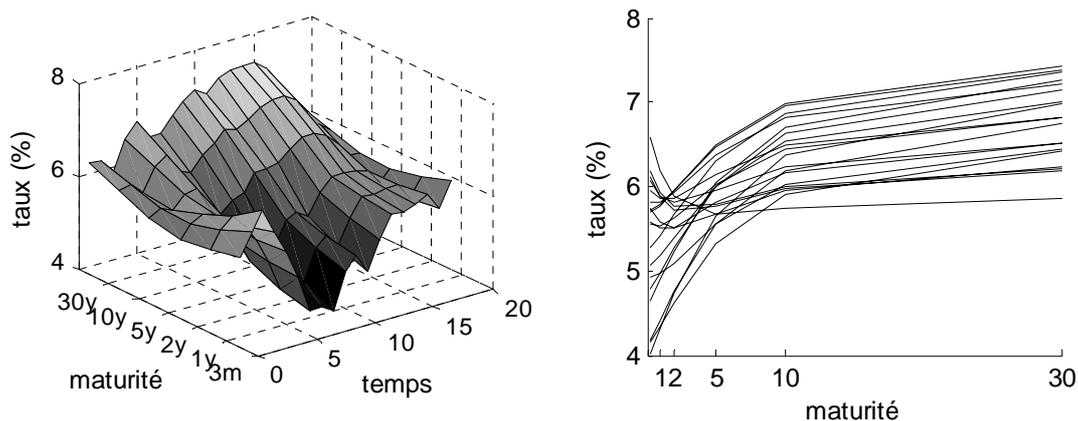
²⁸ La valeur de 21% (part des périodes présentant des courbes de taux inversées lors d'une simulation de très longue durée) peut même être jugée conservatrice pour l'exercice présent (dans le sens où cette valeur surestime sans doute l'importance des périodes de courbes des taux inversées pour les 10 années à venir).

²⁹ Les maturités retenues sont 3 mois, 6 mois, 1 an, 2 ans, 3 ans, 4 ans, 5 ans, 7 ans, 10 ans, 15 ans, 20 ans et 30 ans. L'estimation est basée sur données mensuelles (titres *benchmark* d'Etat, source : Bloomberg).

Dès que les paramètres τ et β_2 sont fixés et que l'on connaît les réalisations du taux à trois mois et du taux à dix ans, il est possible de calculer les deux facteurs variables dans le temps ($\beta_{0,t}$ et $\beta_{1,t}$). L'ensemble de la courbe des taux à cette date t est alors déduit de (Δ).

Après avoir déterminé les paramètres τ et β_2 donnant le meilleur ajustement du modèle, cette méthode permet d'expliquer (en moyenne sur les 12 maturités utilisées) plus de 98% de la variance des taux d'intérêt sur les 15 dernières années.

Figure 13 – Exemple de simulations de courbes de taux



Lecture : Les deux graphiques présentent les mêmes simulations. Alors que le premier graphique montre la déformation de la courbe de taux dans le temps, le second place toutes ces courbes dans le même plan.

La méthode présentée dans l'encadré 4 concerne la construction de la courbe des taux *nominaux* à chaque période à partir des taux à 3 mois et à 10 ans. Or le modèle prend également en compte l'existence de titres indexés sur l'inflation. La courbe des taux réels est obtenue en soustrayant aux taux nominaux le point-mort d'inflation. Ce dernier comprend les anticipations d'inflation des agents auxquelles s'ajoute un terme incluant la prime de risque d'inflation et d'autres termes, de deuxième ordre, reflétant diverses différences entre une obligation indexée sur l'inflation et une obligation nominale (cf. Sack et Elsasser, 2004).

En ce qui concerne les anticipations d'inflation des agents, on fait l'hypothèse que les agents économiques connaissent le modèle à l'origine de la dynamique de l'économie et qu'ils l'utilisent pour former leurs anticipations³⁰. Pour ce qui est de la prime de risque d'inflation, on suppose que cette dernière est constante et s'établit à 20 points de base³¹.

³⁰ Pour des précisions sur la formation d'anticipations à l'aide d'un modèle VAR, voir Hamilton (1994), Chapitre 11.

³¹ De nombreuses études empiriques ont pour objectif d'évaluer une prime de risque d'inflation. Une étude récente (Cappiello et Guéné, 2005) suggère que cette prime serait relativement stable dans le temps et de l'ordre de grandeur de 20 pb en France.

Annexe 2 – Précisions sur les mesures de risque

Dans cette annexe, nous présentons les indicateurs retenus pour évaluer les performances des différentes stratégies.

Après avoir appliqué différentes stratégies sous N scénarios (de n années) simulés à l'aide du modèle macro-financier, nous obtenons autant (N) chroniques de charges d'intérêt (sur $4 \times n$ trimestres) par stratégie. Avant d'extraire de ces données des mesures de performance des stratégies de financement, deux transformations préalables sont effectuées.

Premièrement, il convient de transformer ces chroniques de charges d'intérêt trimestrielles à la fréquence annuelle, plus adaptée à l'évaluation de la performance de la gestion de la dette. Deuxièmement, les montants annuels de charge de la dette sont divisés par les PIB annuels correspondants.

Notons c_t^j la charge d'intérêt de l'année t (en % du PIB) obtenue sous le scénario j avec une stratégie donnée. La mesure de charge moyenne jusqu'à l'année t pour le scénario j , \bar{c}_t^j est donnée par :

$$\bar{c}_t^j = \frac{1}{t} \sum_{i=1}^t c_i^j .$$

Finalement, la mesure de coût associée à cette stratégie, après avoir simulé les N scénarios et à l'horizon t est donnée par :

$$\bar{c}_t = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \bar{c}_t^j$$

(c'est donc la moyenne sur les N scénarios des moyennes sur les t années)

Il existe un grand nombre de mesures de risque envisageables (cf. Bolder, 2003). Nous avons retenu deux mesures de risque différentes dans le modèle. La première, que l'on peut qualifier d'« instantanée », est relative à la volatilité de la charge de la dette (année après année). La seconde, que l'on peut qualifier de « cumulée » est relative à la dispersion des charges de la dette à un horizon donné.

La mesure de risque traduisant la volatilité de la charge de la dette est la moyenne des écarts-types (calculés pour chaque scénario) des variations annuelles des charges de la dette. Cette mesure traduit l'ampleur avec laquelle la charge de la dette peut varier d'une année à l'autre. Lorsqu'elle est mesurée jusqu'à un horizon t , elle est notée vol_t et est calculée selon :

$$vol_t = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \sqrt{Var_{i \in \{1,t\}}(c_i^j - c_{i-1}^j)} \quad \text{avec} \quad Var_{i \in \{1,t\}}(x_i) = \frac{1}{t} \sum_{i=1}^t x_i^2 - \left(\frac{1}{t} \sum_{i=1}^t x_i \right)^2$$

La mesure de risque relative à la dispersion des charges de la dette est conditionnelle à un horizon t donné. Cette mesure s'apparente à la notion de *CaR* (*Cost-at-Risk*) utilisée notamment par la Banque centrale danoise (Danish Nationalbank, 2006). Elle correspond à la charge de la dette qui ne sera dépassée qu'avec une probabilité de 10%. Naturellement, plus cette valeur est élevée et plus la stratégie considérée est jugée « risquée ». On distingue *CaR* absolu et *CaR* relatif. La seconde mesure correspond à la première à laquelle on soustrait la charge moyenne attendue. La mesure de *CaR* absolu à un horizon t est donnée formellement par :

$$CaR_t(10\%) = Sup\left\{z \mid P(\bar{c}_t < z) \leq 90\% \right\}$$

Il faut noter que des stratégies peuvent apparaître risquées selon l'une des mesures de risque et beaucoup moins selon l'autre. Ainsi, une stratégie qui a tendance à générer des chroniques de charges de dette lisses mais qui fluctuent de manière ample dans le temps (fortes variations de basses fréquence et faibles variations de haute fréquence) sera jugée risquée au regard du critère de *Cost-at-Risk* et peu risquée selon le critère de volatilité. Ceci est illustré par la figure 14.

Figure 14 – Exemples de stratégies « risquées » au sens d'un critère et non de l'autre.

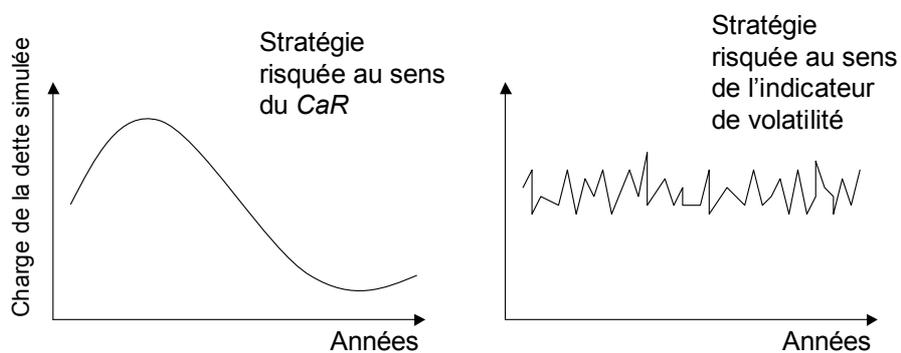


Figure 15 – Résultats des simulations – modèle de base

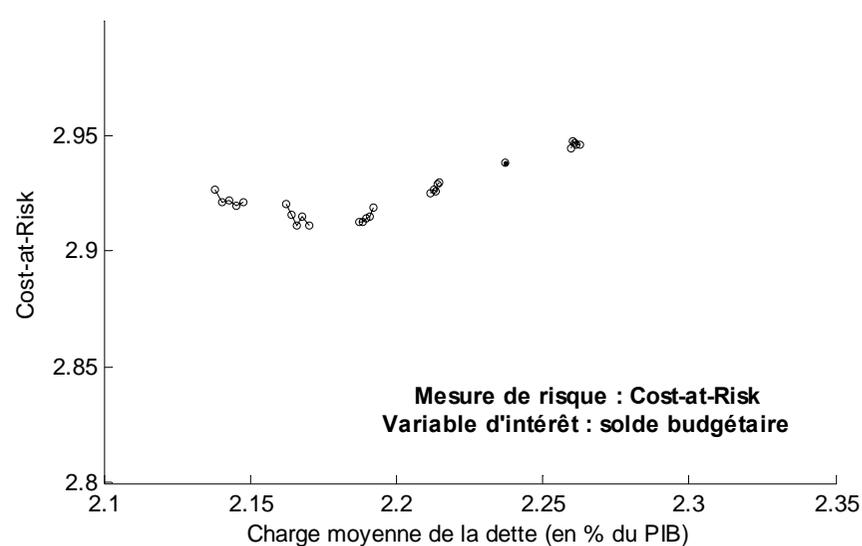
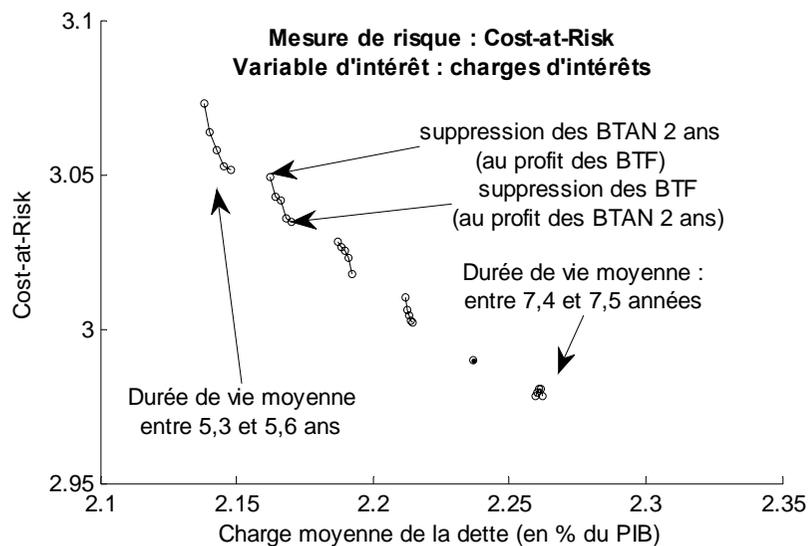
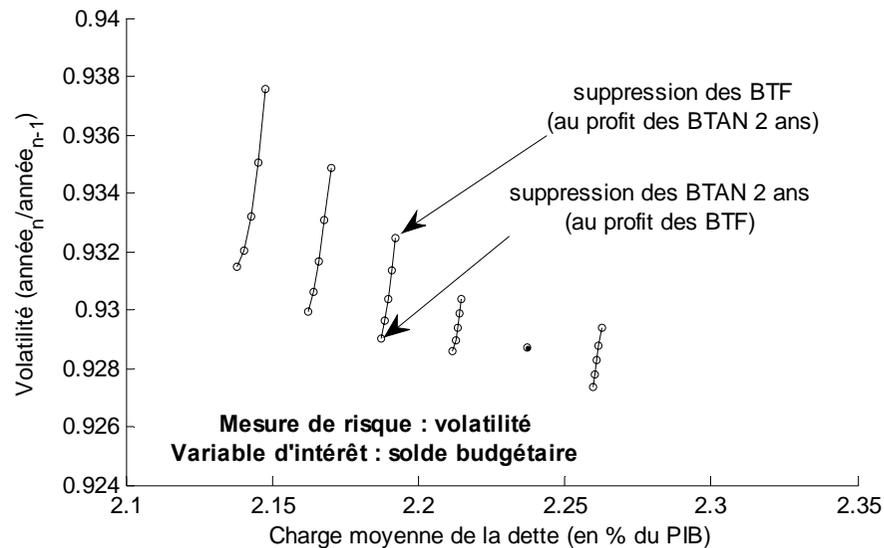
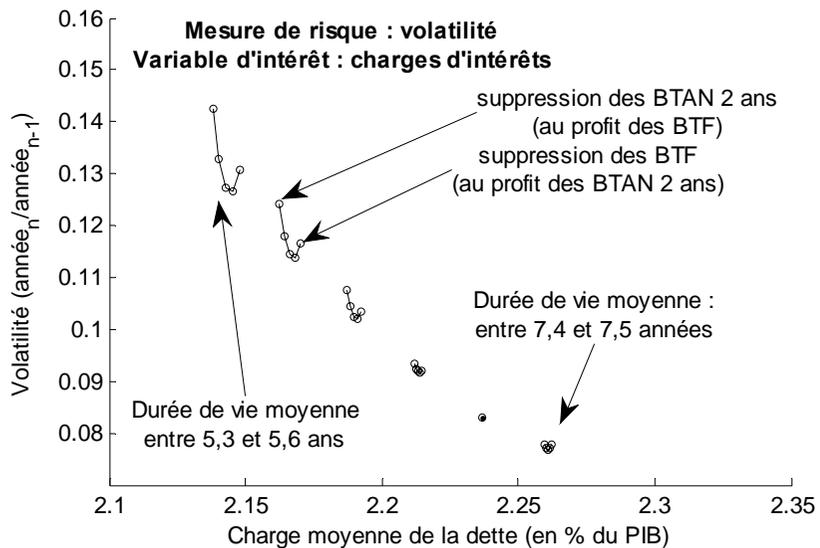


Figure 16 – Résultats des simulations – Ampleur des chocs

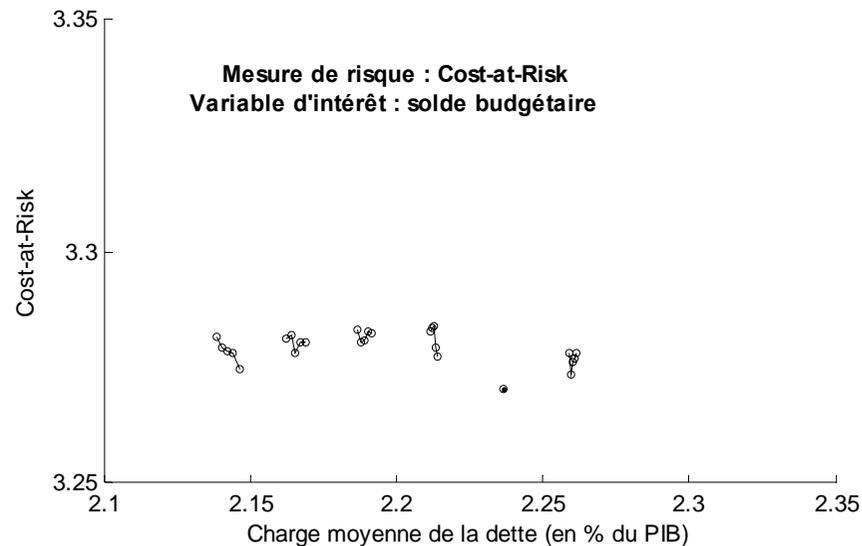
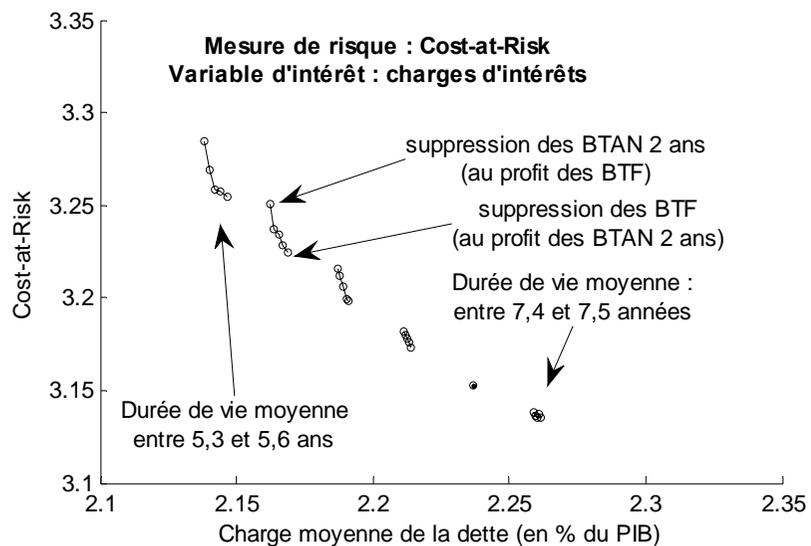
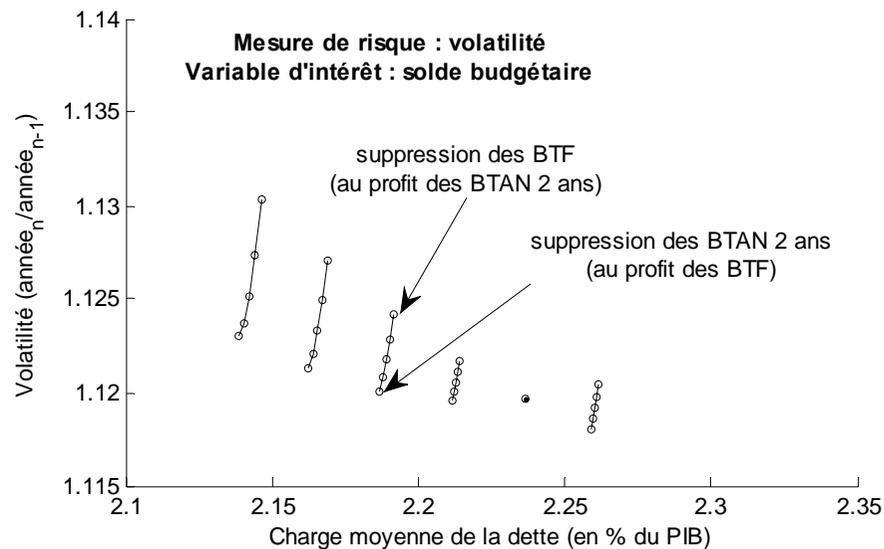
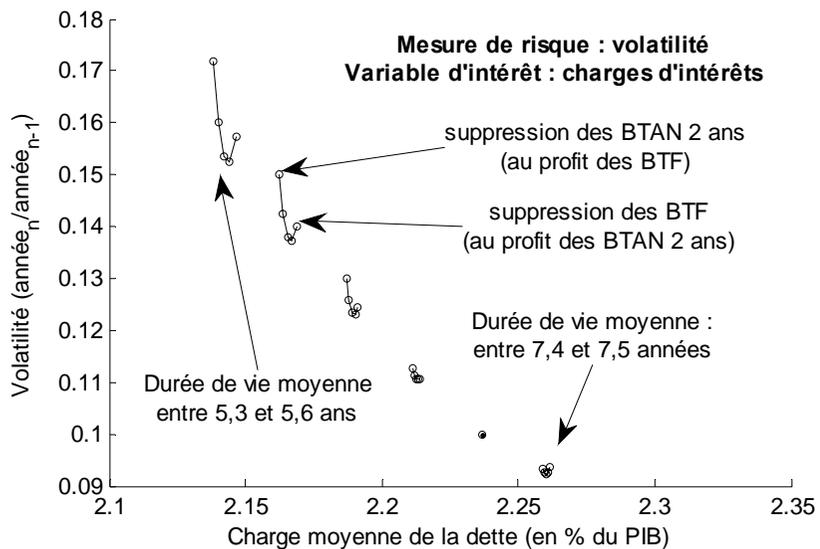


Figure 17 – Résultats des simulations – Chocs tirés suivant une loi normale

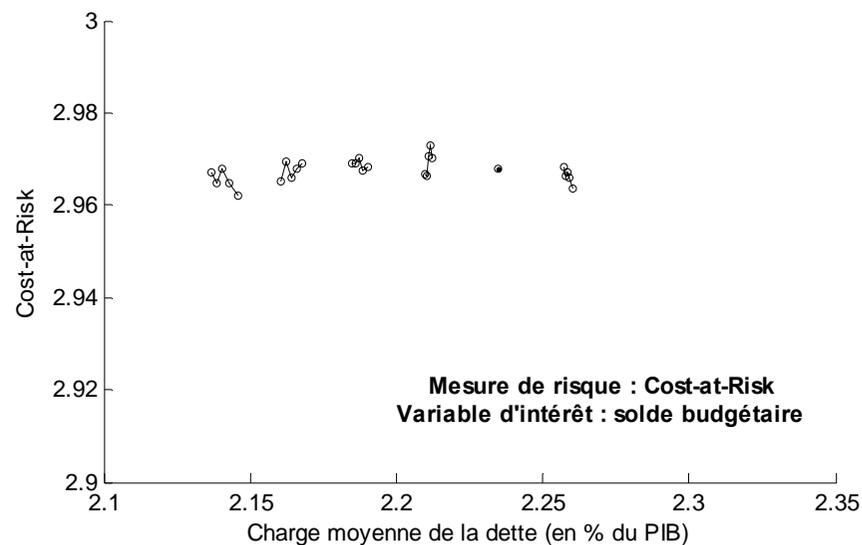
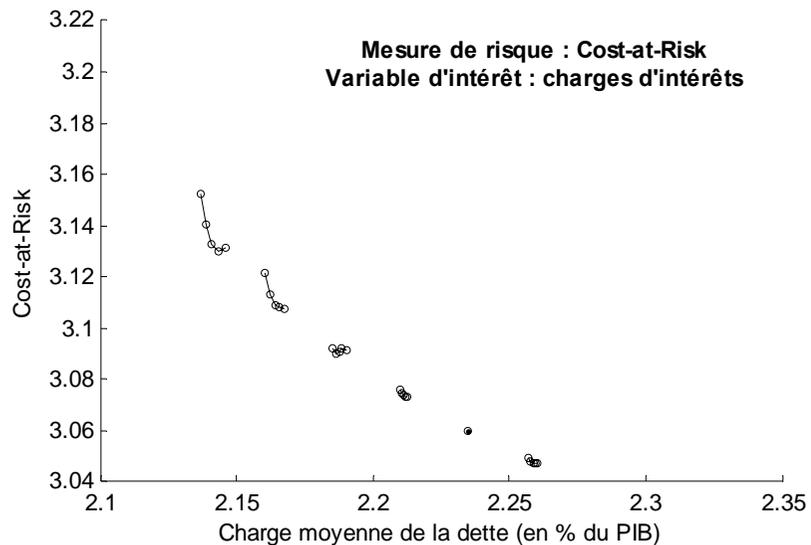
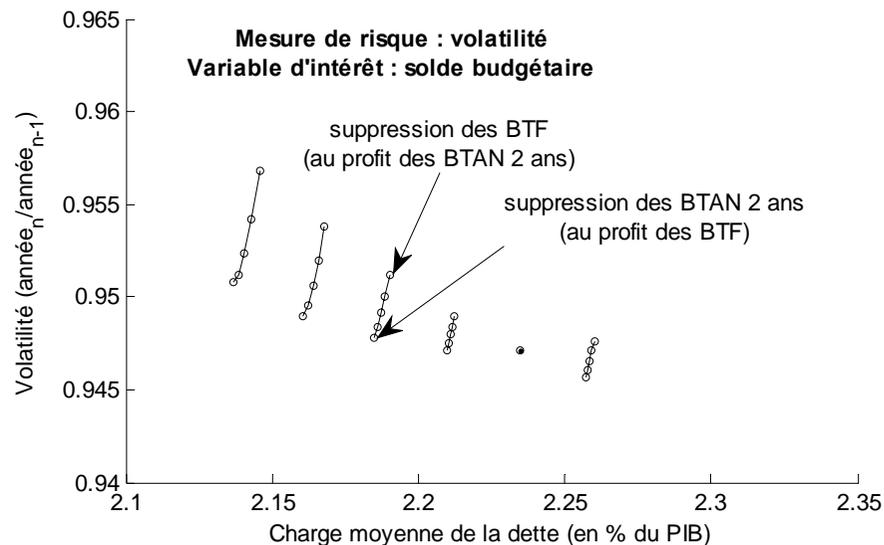
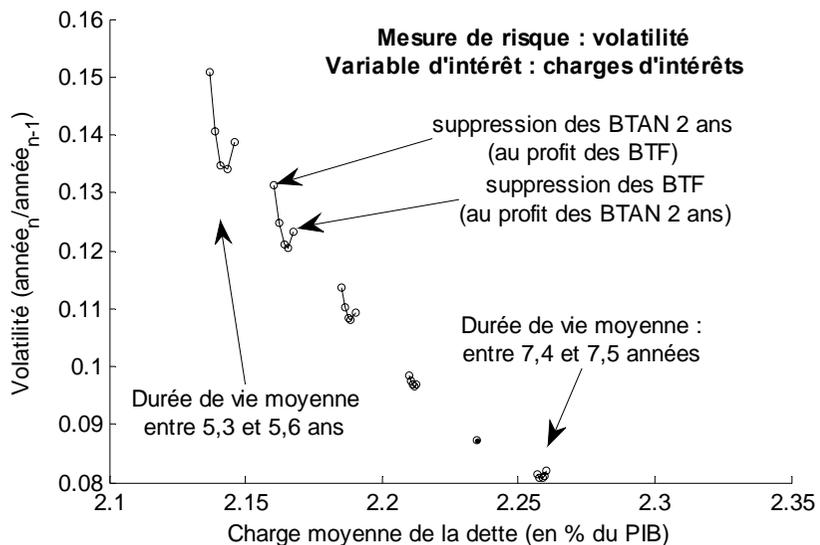


Figure 18 – Résultats des simulations – Chocs tirés suivant une loi à queue épaisse

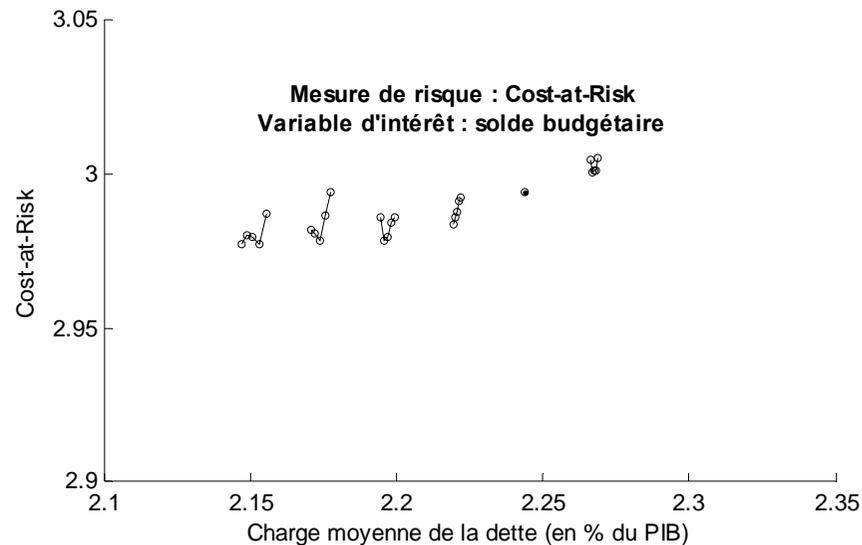
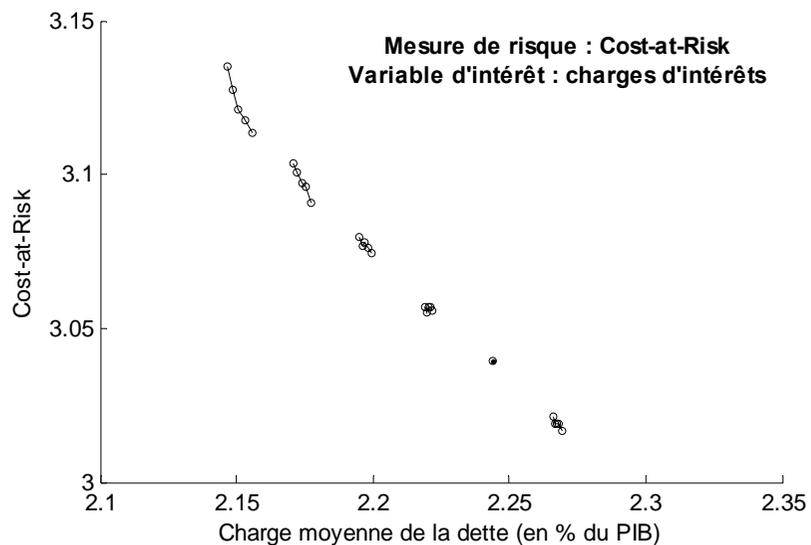
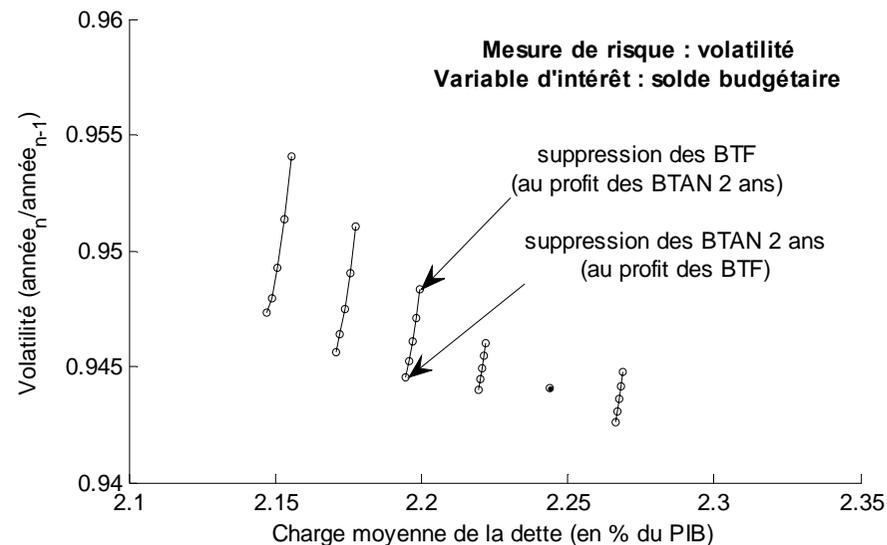
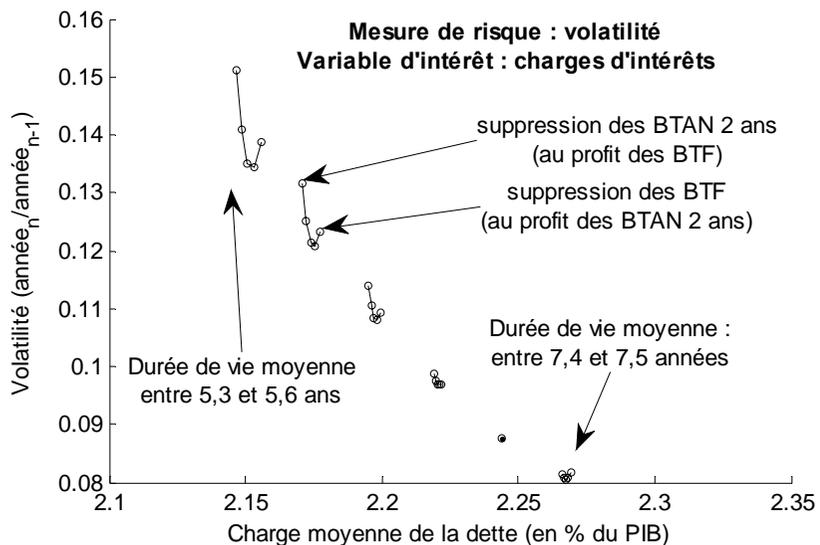


Figure 19 – Résultats des simulations – Paramétrage de la courbe des taux

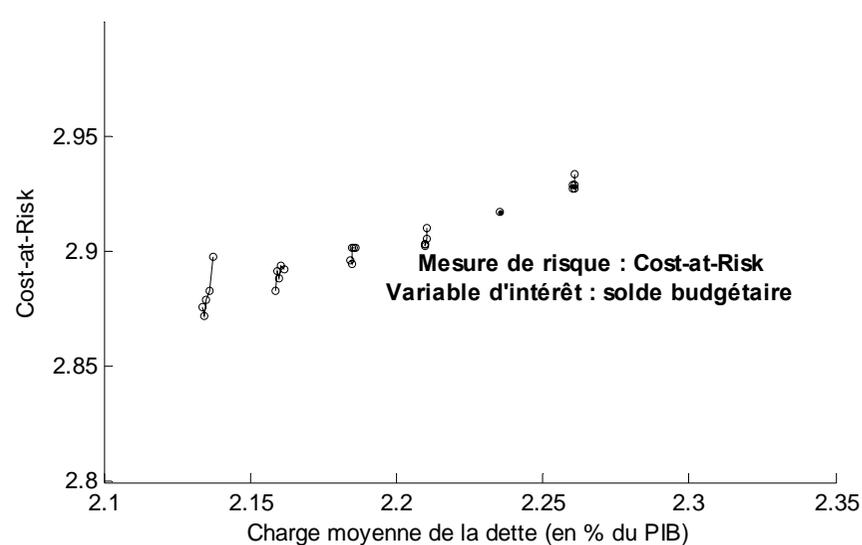
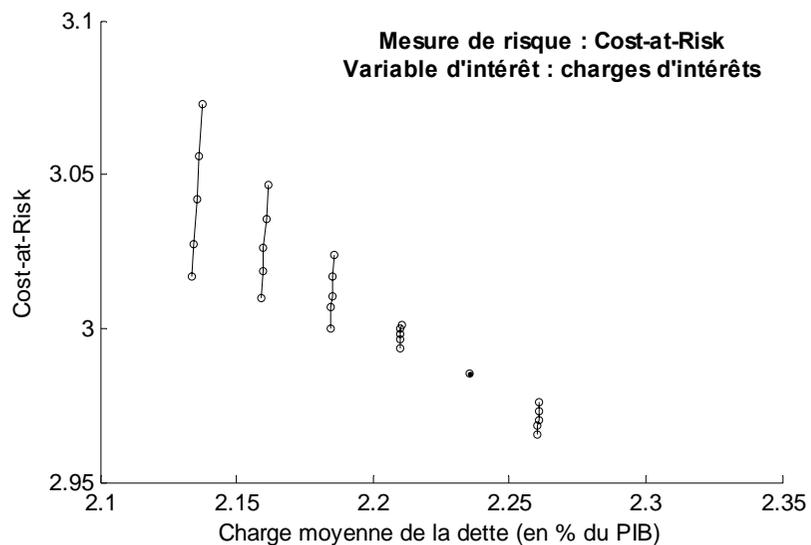
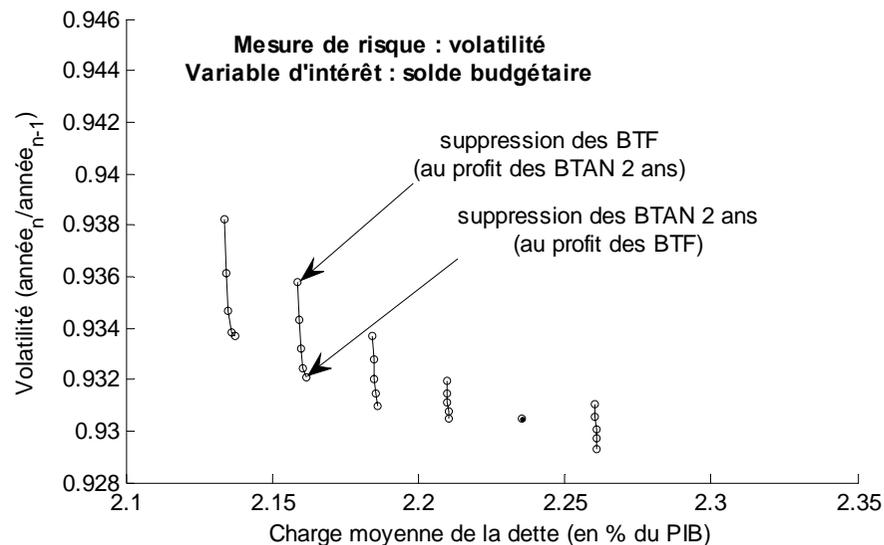
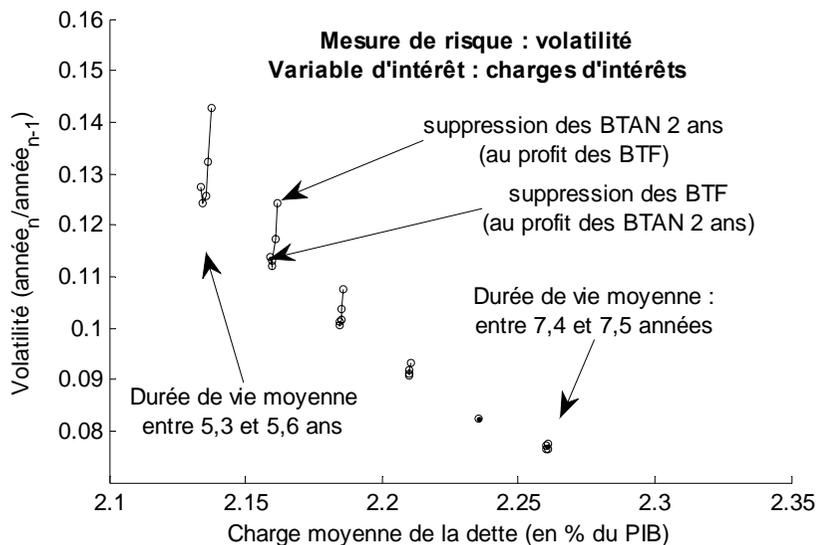


Figure 20 – Résultats des simulations – Modification de la pente de la courbe des taux (25 bp)

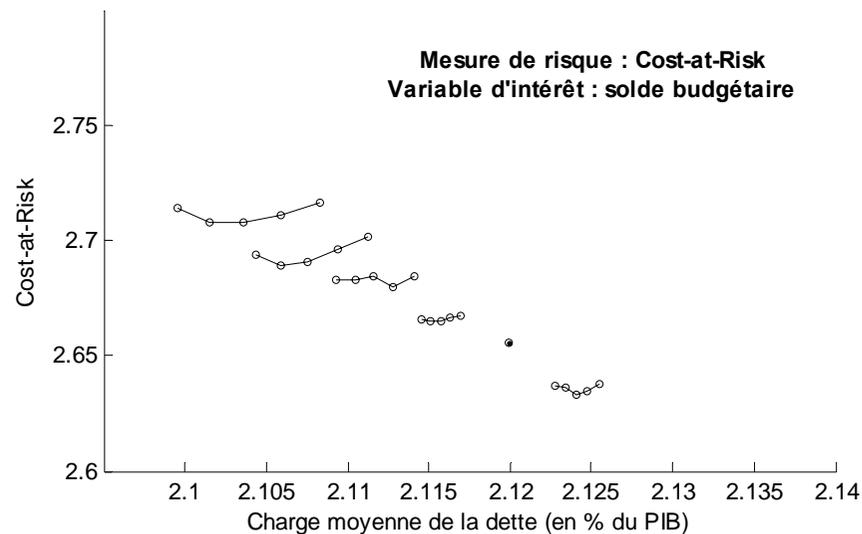
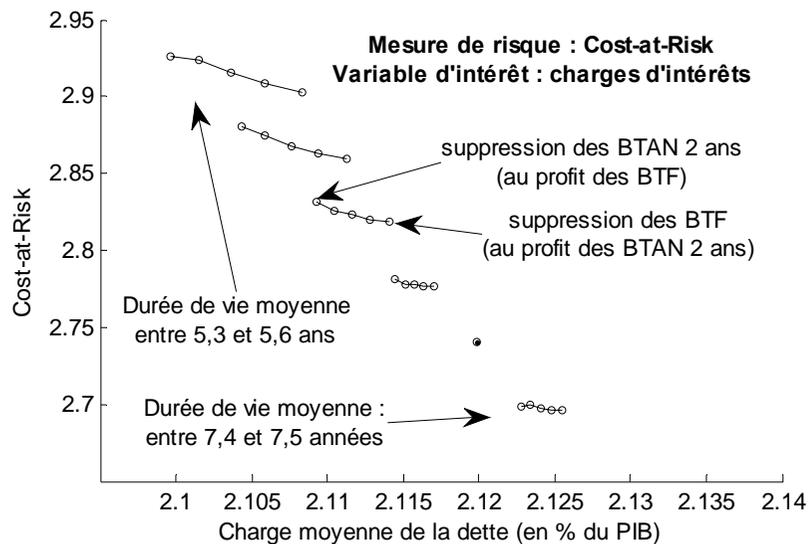
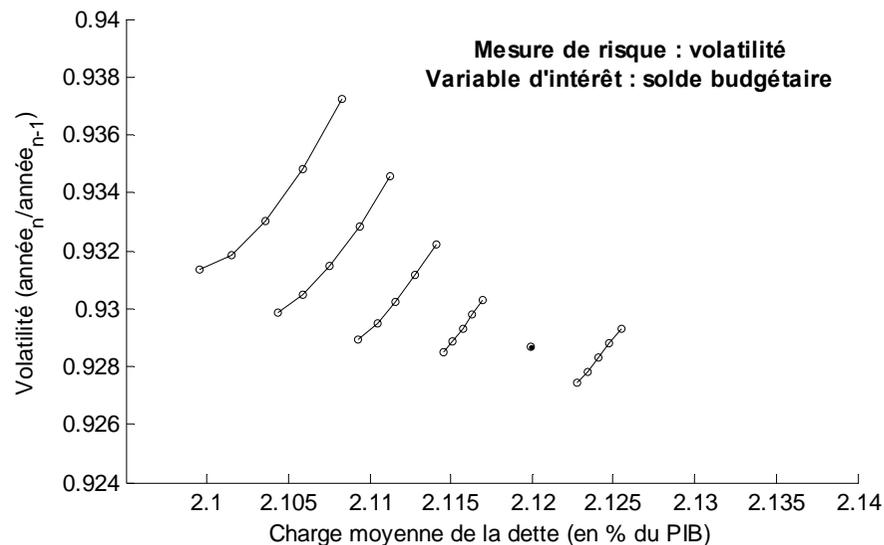
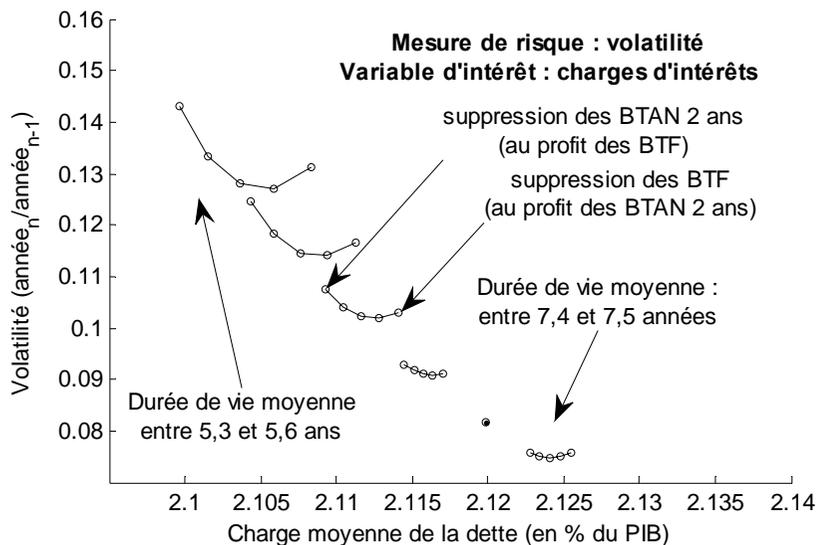


Figure 21 – Résultats des simulations – Modification de la pente de la courbe des taux (50 bp)

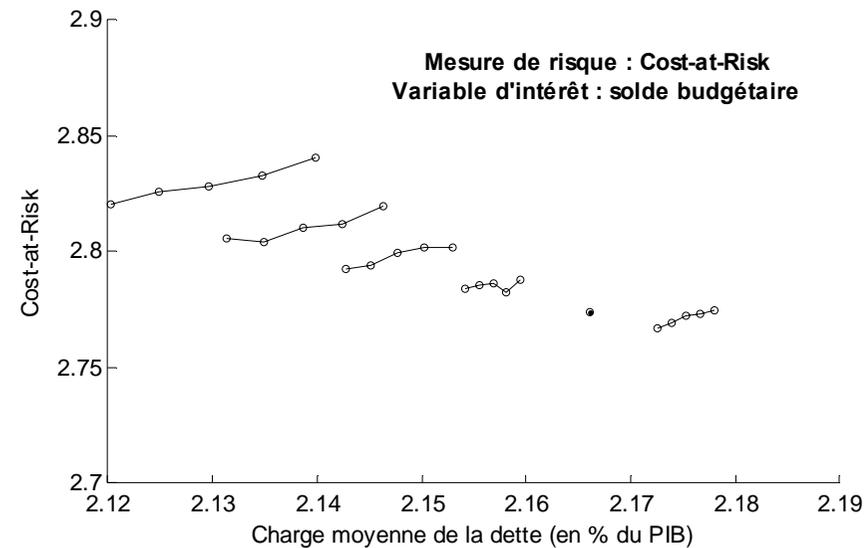
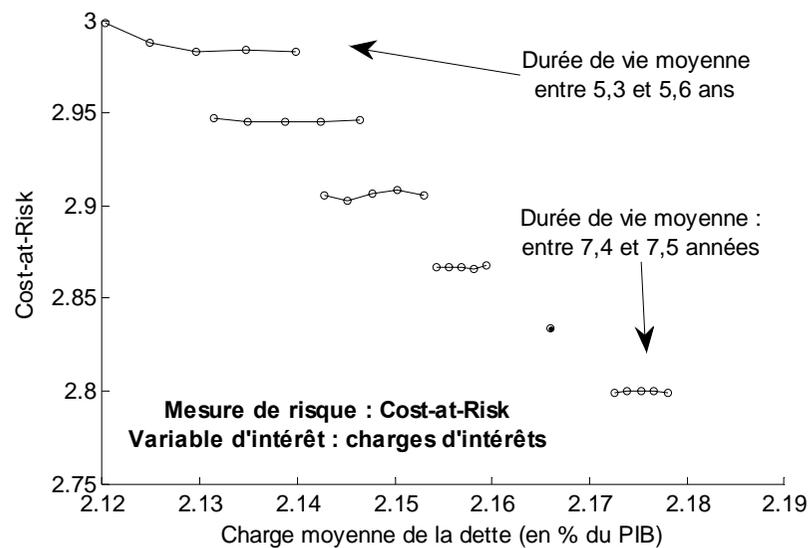
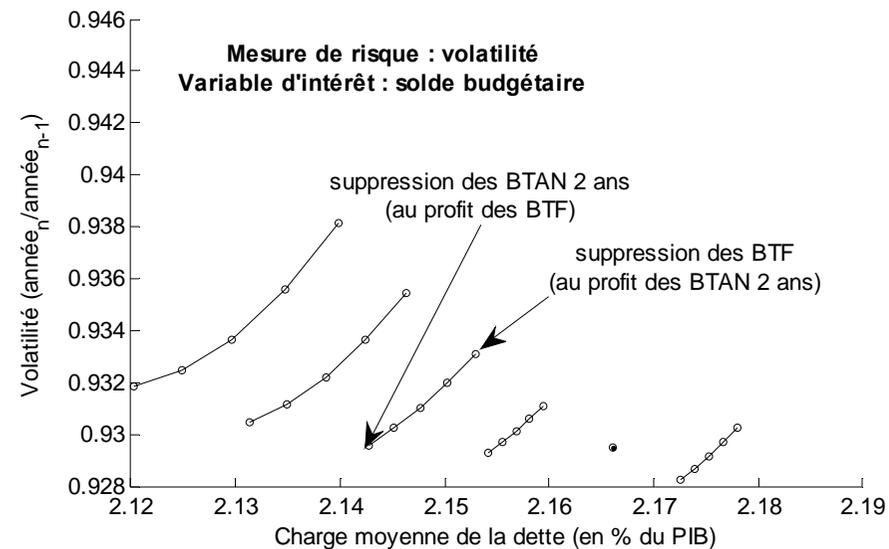
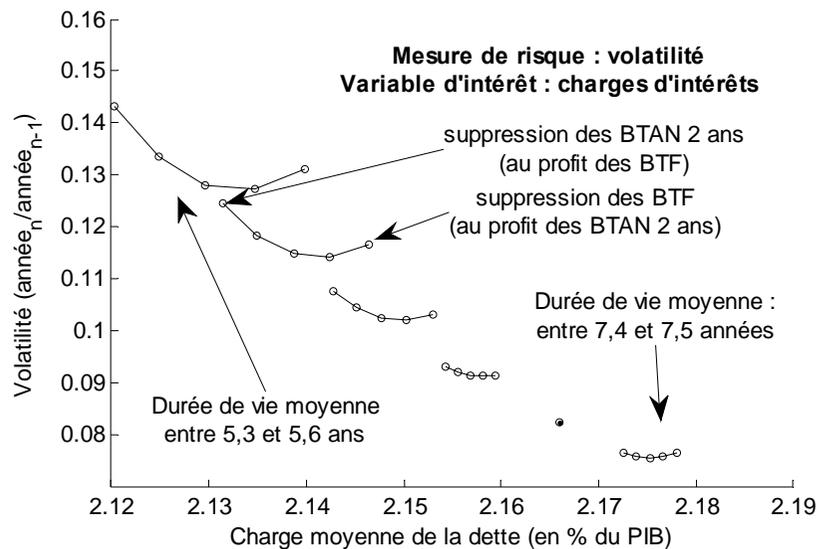


Figure 22 – Résultats des simulations – Période d'estimation : 1995T1-2007T1

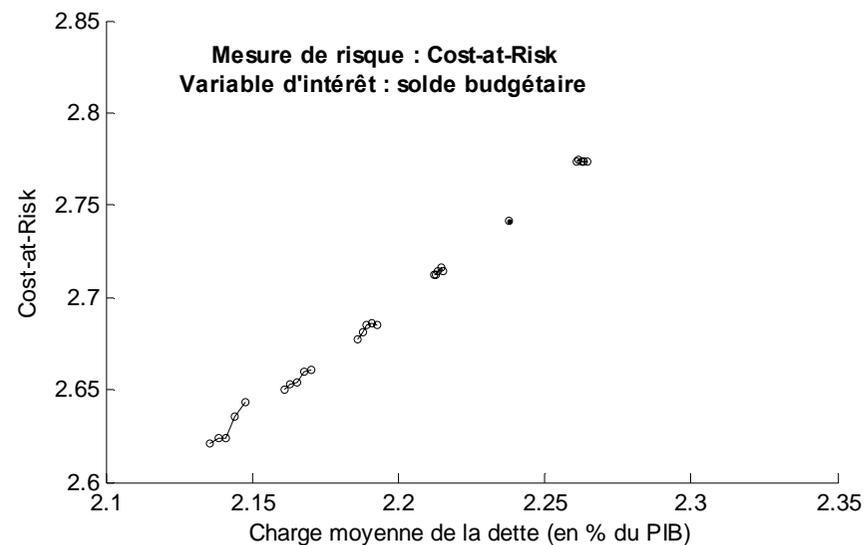
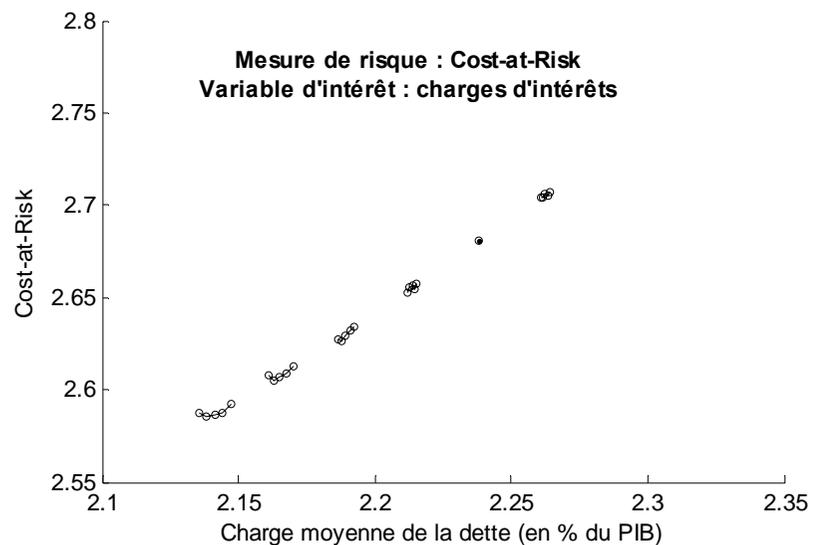
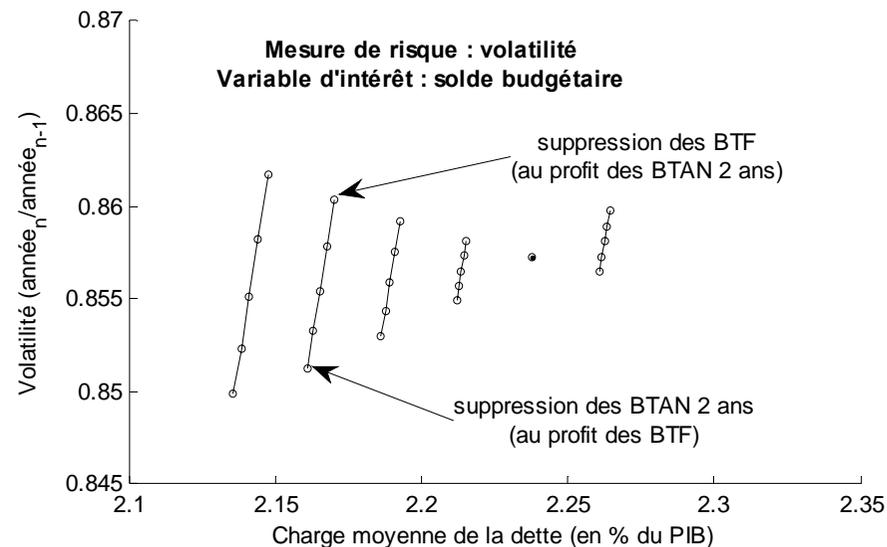
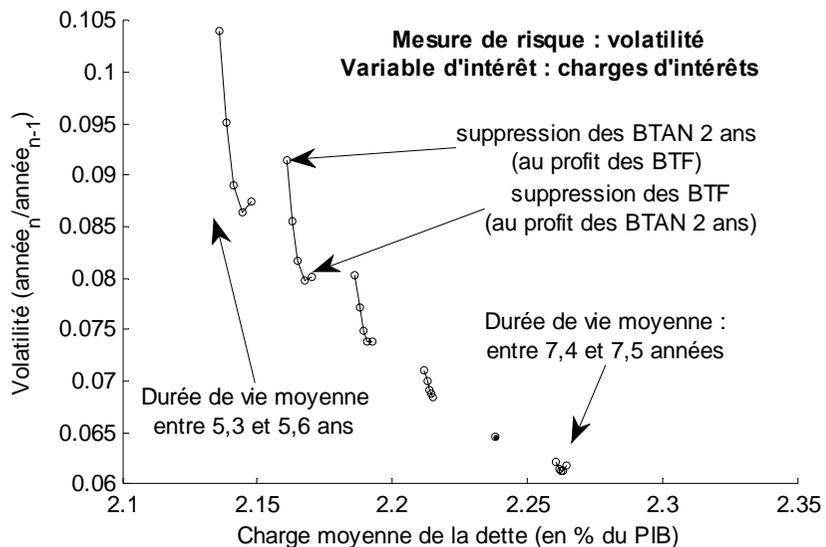


Figure 23 – Résultats des simulations – Nombre de retards retenus dans le VAR : 1

