

ESTIMATION DE MARGES BUDGÉTAIRES PRUDENTES POUR LES PAYS DE L'UE : SIMULATION D'UN MODÈLE VAR STRUCTUREL

Thomas Dalsgaard et Alain de Serres

TABLE DES MATIÈRES

Introduction.....	124
Vue d'ensemble des études sur le sujet	125
Méthodologie	128
Méthodologie des modèles VAR structurels	128
Méthodologie permettant de déterminer des marges budgétaires prudentes.....	131
Choix des variables et principaux résultats tirés des estimations VAR.....	134
Résultats des simulations stochastiques	139
Analyse de la sensibilité	150
Conclusion.....	153
Bibliographie	157

Les auteurs souhaitent exprimer leurs remerciements au Professeur Carlo Giannini et à leurs collègues Martine Durand, Jørgen Elmeskov, Robert Ford, Claude Giorno, Peter Hoeller, Vincent Koen, Paul Van den Noord, Ignazio Visco et Eckard Wurzel pour les commentaires et les suggestions qu'ils ont bien voulu faire sur les versions précédentes de ce document. Ils remercient également Desney Erb, Chantal Nicq, Sandrine Phélipot et tout particulièrement Jens Lundsgaard Jørgensen pour leur soutien technique et Jackie Gardel et Muriel Duluc pour leur assistance en matière de secrétariat.

INTRODUCTION

Le Traité de Maastricht impose aux pays participant à la III^e phase de l'UEM un plafond d'endettement de 60 pour cent du PIB et un plafond de déficit de 3 pour cent du PIB. Le Pacte de Stabilité et de Croissance va au-delà en précisant les circonstances dans lesquelles un déficit peut être considéré comme excessif, en accélérant la procédure et en définissant les sanctions applicables en cas de déficits excessifs.

L'imposition de ces plafonds d'endettement et de déficit n'introduit pas nécessairement une contrainte absolue en matière de recours à une politique budgétaire contre-cyclique, dans la mesure où les pays peuvent avoir un déficit structurel bien inférieur à 3 pour cent du PIB. De combien le déficit public doit-il être inférieur à 3 pour cent pour pouvoir jouer son rôle d'amortisseur de chocs en période de ralentissement économique ou de récession ? La réponse à cette question est fonction de la taille des chocs économiques, de la sensibilité des déficits à ces chocs et de la mesure dans laquelle les autorités souhaitent aller au-delà de la stabilisation automatique.

Pour jeter un certain éclairage sur ces questions, un modèle VAR structurel a été estimé pour onze des quinze pays de l'UE, dans le but d'appréhender les effets des chocs économiques sur les déficits qui ont marqué l'évolution économique de chacun de ces pays. Sur la base des distributions estimées de ces chocs, des simulations stochastiques sont effectuées pour obtenir les probabilités de dépassement du plafond de 3 pour cent dans le futur. La politique budgétaire est supposée demeurer inchangée dans les simulations afin de ne prendre en compte que les mouvements du déficit résultant de la stabilisation automatique et d'autres de sources d'origine autre que budgétaire (mouvements dus à des chocs d'offre, chocs de la demande réelle du secteur privé et chocs monétaires). La probabilité de dépassement du plafond augmente avec le déficit budgétaire initial et avec l'horizon temporel considéré, dans la mesure où sur une plus longue période l'économie est plus susceptible d'être frappée par une succession d'événements défavorables.

Il convient de considérer l'approche suivie ici comme complémentaire aux autres études (revues ci-après), dans lesquelles les mesures des écarts de production observés sont combinées aux élasticités budgétaires estimées pour obtenir des marges budgétaires prudentes. Le principal avantage de la présente étude par rapport à celles-ci est qu'elle ne repose pas sur l'estimation des écarts de produc-

tion et qu'elle envisage un plus grand nombre d'éventualités que ne peut le permettre la simple observation des épisodes de déficit observés par le passé. Même si la distribution des probabilités de chaque choc repose sur les observations passées, la fréquence des chocs est obtenue de manière aléatoire par simulation stochastique et des probabilités non nulles peuvent ainsi être rattachées à des événements qui ne se sont jamais produits simultanément par le passé mais qui pourraient intervenir à un moment donné dans le futur. Plus généralement, en considérant un vaste éventail d'horizons temporels et de seuils de confiance, la méthode proposée définit de façon explicite le concept de politique budgétaire prudente. Les conclusions vont généralement dans le sens de la règle de quasi-équilibre énoncée par le Pacte de Stabilité et de Croissance pour les huit pays de la zone euro inclus dans l'étude (Allemagne, France, Italie, Autriche, Belgique, Pays-Bas, Espagne et Finlande). Avec des budgets équilibrés après correction des fluctuations conjoncturelles, ces pays auraient une probabilité assez forte (plus de 90 pour cent) de ne pas dépasser le plafond de 3 pour cent de déficit sur un horizon de trois à cinq ans sans avoir à recourir à des mesures discrétionnaires de resserrement budgétaire. Les critères budgétaires requis semblent plus élevés pour les pays ne faisant pas partie de la zone euro (Royaume-Uni, Suède et Danemark).

La section qui suit présente une vue d'ensemble des autres études qui fournissent des estimations de marges budgétaires prudentes ou qui appliquent des techniques VAR structurelles pour examiner les questions de politique budgétaire. La méthodologie en deux temps suivie dans la présente étude est présentée à la section suivante. Le choix des variables et les résultats des estimations VAR sont ensuite commentés et les estimations des marges budgétaires prudentes sur différents horizons et seuils de confiance sont présentés. Des analyses de la sensibilité des résultats sont finalement exposées, suivies des conclusions de l'étude.

VUE D'ENSEMBLE DES ÉTUDES SUR LE SUJET

Le Pacte de Stabilité et de Croissance a pour but à la fois d'éviter que les évolutions budgétaires d'un pays ne se répercutent sur ses voisins, en particulier par le biais de leurs effets sur les taux d'intérêt, et de rendre peu probables les demandes futures de « renflouement ». En développant les règles budgétaires édictées par le Traité de Maastricht, le Pacte fixe un plafond de déficit budgétaire de 3 pour cent du PIB, avec certes une clause de sauvegarde pour de faibles dépassements temporaires attribuables à des circonstances exceptionnelles telles qu'une sévère récession. Il oblige les gouvernements *i)* à ramener leur budget vers des positions tendanciennes soutenables et *ii)* à adopter une approche symétrique pour permettre aux stabilisateurs automatiques de jouer leur rôle sur tout le cycle. Le Pacte s'appuie sur la « procédure des déficits excessifs » – en vigueur depuis le début de

la II^e phase de l'UEM en janvier 1994 – qui prévoit une surveillance et des sanctions éventuelles. La critique la plus courante faite au sujet de ces règles est qu'en s'adressant aux déficits effectifs plutôt que structurels, elles pourraient lier les mains des gouvernements en matière de politique de stabilisation budgétaire. C'est pour limiter ce risque que le Pacte énonce qu'un solde budgétaire « proche de l'équilibre » ou en excédent à moyen terme serait nécessaire afin de prévoir une marge suffisante de flexibilité sur tout le cycle.

D'un point de vue empirique, la détermination de ce qui constitue une marge budgétaire prudente pourrait se faire à partir de différentes sources. Une approche simple consiste à appliquer rétrospectivement la procédure des déficits excessifs. Ceci suppose d'évaluer la politique passée en termes de cadre institutionnel et de structure incitative qui n'existaient pas à l'époque, ce qui reviendrait selon toute vraisemblance à découvrir rétrospectivement « un trop grand nombre » d'épisodes de déficit excessif. Cet exercice a été réalisé par Buti *et al.* (1997) pour les pays de l'UE sur la période 1961-1996. Sur la base des mouvements du déficit et de la croissance au cours de 50 épisodes de récession ou de ralentissement brusque de la croissance, ils concluent qu'un déficit excessif serait intervenu dans onze cas si le budget avait initialement été équilibré, mais dans 28 cas si le point de départ avait été un déficit de 2 pour cent du PIB – c'est-à-dire un risque deux fois plus élevé d'enregistrer un déficit excessif. Ils concluent également que le risque de déficit excessif est élevé dans le cas de récessions prolongées, même si le budget est équilibré au départ et tirent la même conclusion s'agissant de récessions particulièrement sévères au cours desquelles le PIB réel chute de plus de 2 pour cent.

Une autre approche consiste à considérer l'écart de production négatif maximal observé par le passé pour chaque pays et, sur la base de la sensibilité cyclique moyenne du budget du pays considéré, à déduire la marge qui serait nécessaire par rapport au plafond de déficit pour être en mesure d'absorber un tel choc dans l'avenir. Le tableau 1 résume les baisses de la production observées par rapport à la production potentielle et applique les élasticités de la réponse des déficits aux variations de la production, d'après le modèle INTERLINK de l'OCDE¹. Pour la plupart des pays de la zone euro, un déficit structurel inférieur à 1.5 pour cent du PIB serait suffisant pour éviter de dépasser le plafond des 3 pour cent pour un écart de production de 3 pour cent, ce qui correspond approximativement à la valeur moyenne des écarts de production maxima enregistrés en périodes de récession dans les grandes économies de l'UE au cours de la période 1975-1997. Compte tenu de l'écart de production négatif le plus important enregistré dans chaque pays au cours de la période 1970-1997 et en appliquant plus ou moins les mêmes élasticités, le Fonds monétaire international (1998a) note que des déficits structurels de l'ordre de 0.5 à 1.5 pour cent du PIB (suivant le pays) permettraient aux stabilisateurs automatiques de jouer pleinement leur rôle sans excéder la valeur de référence du Traité de Maastricht pour la plupart des pays de la zone euro². Une autre

Tableau 1. **Sensibilité du déficit budgétaire aux variations de l'écart de production**

	Effet estimé d'une hausse de 1 pour cent de l'écart de production sur le déficit budgétaire (en pourcentage du PIB)			Solde budgétaire nécessaire pour éviter un déficit supérieur à 3 pour cent du PIB dans le cas d'un accroissement de l'écart de production de 3 pour cent	Valeur moyenne de l'écart maximal de production enregistré pendant les récessions de 1975-97
	OCDE	UE ¹	FMI ¹		
Allemagne	0.5	0.5	0.5	-1.6	-2.8
France	0.6	0.5	0.6	-1.3	-2.5
Italie	0.3	0.5	0.4	-2.0	-2.9
Royaume-Uni	0.5	0.6	0.6	-1.5	-2.7
Autriche	0.5	0.5	0.6	-1.5	-1.8
Belgique	0.6	0.6	0.6	-1.3	-2.2
Danemark	0.6	0.7	0.8	-1.3	-3.0
Finlande	0.6	0.6	0.6	-1.3	-4.8
Grèce	0.4	0.4	0.4	-1.7	-2.2
Irlande	0.4	0.5	0.5	-1.7	-4.7
Pays-Bas	0.6	0.8	0.7	-1.1	-1.8
Portugal	0.5	0.5	0.4	-1.5	-3.9
Espagne	0.6	0.6	0.7	-1.2	-3.0
Suède	0.7	0.9	1.1	-0.8	-2.2

1. Les récentes estimations de la Commission européenne présentées ici sont tirées de Buti *et al.* (1997), « Budgetary Policies during Recessions – Retrospective Application of the “Stability and Growth Pact” to the Post-War Period », *Economic Papers 121*, Commission européenne, mai 1997. Les chiffres du Fonds monétaire international sont des calculs du Secrétariat de l'OCDE à partir des données fournies par le FMI.

Source : *Perspectives économiques* 62, décembre 1997.

étude récente (Buti *et al.*, 1998) – qui utilise la même méthodologie, mais appliquée aux écarts de production mesurés par la Commission européenne – admet que des déficits structurels entre 0 et 1 pour cent du PIB seraient adaptés pour la plupart des pays de l'UE. Ces résultats sont interprétés comme allant dans le sens de la règle de quasi-équilibre dont l'application est préconisée par le Pacte.

Une troisième approche se fonde sur les techniques d'estimation basées sur les séries temporelles dont le modèle VAR structurel utilisé ici est une application. Roodenburg *et al.* (1998) utilisent une analyse univariée à séries temporelles des données relatives au PIB pour évaluer l'ordre de grandeur de la marge de sécurité nécessaire en ce qui concerne les Pays-Bas. Il ressort de leur analyse que dans un scénario de croissance tendancielle de 2 pour cent par an, un déficit budgétaire corrigé des fluctuations conjoncturelles de 0.5 pour cent du PIB assurerait aux autorités de ce pays un seuil de confiance de près de 90 pour cent quant au non-dépassement du plafond de 3 pour cent. La méthodologie VAR multivariée a été utilisée récemment par Becker (1997) pour étudier l'existence éventuelle d'un

comportement ricardien chez les ménages, par Koren et Stiasny (1998) pour examiner le lien de causalité entre imposition et dépense, et par Bruneau et de Bandt (1997) pour déterminer la contribution des chocs budgétaires à la dynamique réelle de la production en Allemagne et en France, ainsi que la corrélation des chocs de politique budgétaire entre ces deux pays.

A notre connaissance, cependant, aucune étude n'a jusqu'à présent été consacrée à la question des marges budgétaires prudentes sur la base de la méthodologie présentée dans le présent document, bien qu'une étude récente ait estimé les marges de sécurité budgétaire pour la France en ayant recours à un modèle VAR à deux variables et en prenant en compte la possibilité qu'un déficit supérieur à 3 pour cent du PIB soit « autorisé » par le Pacte de Stabilité et de Croissance s'il se produit en concomitance avec une importante récession économique (FMI, 1998*b*). L'étude conclut que, pour la France, un déficit structurel de 1 à 1.5 pour cent du PIB donnerait un seuil de confiance de 90 pour cent quant au non-dépassement du plafond de déficit. Un budget structurel équilibré inspirerait un seuil de confiance de 99 pour cent.

MÉTHODOLOGIE

La détermination de marges budgétaires prudentes repose sur une approche en deux temps. Dans un premier temps, un modèle VAR à quatre variables est estimé pour déterminer les effets sur le solde budgétaire du secteur public en pourcentage du PIB des chocs économiques qui ont été enregistrés par le passé dans chacun des pays de l'UE. Dans un second temps, des simulations stochastiques des équations VAR estimées sont réalisées pour obtenir les probabilités de dépassement du plafond de 3 pour cent du déficit dans l'avenir.

Méthodologie des modèles VAR structurels

Le principal objectif du modèle VAR est de décomposer les variations du déficit des administrations publiques en pourcentage du PIB en différentes sources de perturbations structurelles (c'est à dire auxquelles il est possible de donner une interprétation économique). L'une de ces perturbations peut être interprétée comme un changement de politique budgétaire. Outre le choc de politique budgétaire (ϵ_f), le modèle VAR identifie un choc global d'offre (ϵ_s), un choc de demande réelle du secteur privé (ϵ_d) et un choc nominal (ϵ_m). Suivant une approche initiée par Blanchard et Quah (1989), l'identification est obtenue en imposant une série de restrictions sur l'effet à long terme de chaque perturbation au niveau des quatre variables incluses dans le modèle VAR : l'évolution de solde budgétaire du secteur public en pourcentage du PIB (Δnlq_t), la croissance réelle de la production (Δp_t), le taux d'inflation (Δp_t) et une variable mesurant l'épargne du secteur privé (Δpsq_t)³.

Le modèle peut être exprimé dans sa représentation sous forme de moyenne mobile, à savoir une formulation qui montre l'effet cumulatif sur le niveau effectif des variables des chocs structurels présents et passés :

$$\Delta Z_t = A_0 \varepsilon_t + A_1 \varepsilon_{t-1} + \dots = A(L) \varepsilon_t \quad [1]$$

où

$$\Delta Z_t = \begin{bmatrix} \Delta q_t \\ \Delta nlgq_t \\ \Delta psq_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} \text{ et } \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon s_t \\ \varepsilon f_t \\ \varepsilon d_t \\ \varepsilon m_t \end{bmatrix}$$

et où le polynôme matriciel de retard $A(L)$ contient tous les paramètres qui mesurent la réponse dans le temps des variables du système aux perturbations économiques antérieures. La principale difficulté vient du fait que les éléments de la matrice, qui mesure l'effet simultané de chaque choc structurel sur toutes les variables, ne peuvent être directement estimés en raison de problèmes de simultanéité et doivent être identifiés d'une manière ou d'une autre à partir de paramètres de forme réduite. Pour identifier la série de paramètres structurels contenus dans, le modèle VAR est d'abord estimé dans sa forme réduite :

$$\Delta Z_t = B_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + B_k \Delta Z_{t-k} + u_t \quad [2]$$

où k est le nombre d'opérateurs retard inclus dans le modèle VAR estimé et, la matrice de variance-covariance des résidus de forme réduite. En supposant que les variables incluses dans le modèle VAR sont stationnaires, le système à forme réduite peut aussi être réécrit dans sa représentation sous forme de moyenne mobile en liant les valeurs effectives des variables aux résidus de forme réduite présents et passés.

$$\Delta Z_t = u_t + C_1 u_{t-1} + \dots = C(L) u_t \quad [3]$$

En comparant les équations [1] et [3], les résidus de forme réduite, qui n'ont en eux-mêmes aucune signification économique, peuvent être exprimés sous la forme d'une combinaison linéaire des perturbations économiques selon la relation qui suit :

$$u_t = A_0 \varepsilon_t \quad [4]$$

En conséquence, la matrice de variance-covariance des chocs de forme réduite peut être liée à celle des chocs structurels de la manière suivante :

$$E(u_t u_t^T) = A_0 \Omega A_0^T = \Sigma \quad [5]$$

où $\Omega = E(\varepsilon_t \varepsilon_t^T)$ est la matrice de variance-covariance des perturbations structurelles. Afin d'identifier les éléments de la matrice A_0 , une première série de restrictions est imposée à Ω . Il est supposé que les quatre chocs structurels sont mutuellement non corrélés de sorte que tous les éléments de Ω autres que ceux situés sur la diagonale sont tous égaux à zéro. La variance de chaque choc structurel est en outre normalisée à l'unité de manière à ce que Ω puisse être exprimé comme une matrice d'identité, ce qui permet une relation directe entre la matrice de variance-covariance des résidus de forme réduite et la matrice A_0 :

$$E(u_t u_t^T) = \Sigma = A_0 A_0^T \quad [6]$$

La matrice des effets simultanés A_0 contient n^2 éléments (où n est égal à quatre, le nombre des variables dépendantes). Étant donné que la matrice de covariance estimée des résidus de forme réduite Σ est symétrique, l'équation [5] donne des restrictions $[(n^2 - n)/2] + n$ sur la matrice A_0 . Ainsi, des restrictions supplémentaires $(n/2) - (n/2)$ doivent être imposées pour une identification complète, ce qui signifie que six restrictions supplémentaires sont nécessaires dans le cadre de cette application.

Une possibilité, qui a longtemps constitué l'approche traditionnelle dans les modèles VAR, consisterait à supposer que certains chocs n'affectent certaines des variables du modèle qu'avec un retard d'au moins une période. Si cette démarche peut se révéler appropriée dans certaines applications spécifiques, de telles restrictions sur les effets contemporains des chocs pourraient être plus difficiles à justifier dans le présent contexte compte tenu du degré élevé de simultanéité présumé entre des variables telles que la production, l'inflation et les soldes budgétaires publics. L'approche suivie consiste en revanche à imposer des restrictions sur la matrice des effets à long terme des chocs structurels qui sont souvent plus faciles à justifier sur la base de cadres théoriques relativement bien acceptés. En combinant les équations [1], [3] et [4], on obtient la relation suivante entre la matrice des effets à long terme des chocs structurels $A(1)$ et la matrice équivalente des chocs de forme réduite $C(1)$:

$$A(1) = C(1)A_0 \quad [7]$$

Étant donné que la matrice $C(1)$ contient des éléments connus (c'est-à-dire tirés des estimations de forme réduite), les éléments de A_0 peuvent être identifiés en imposant les six restrictions supplémentaires sur la matrice des effets à long terme $A(1)$. Trois de ces six restrictions imposées se fondent sur l'hypothèse qui veut que ni la politique budgétaire ni les autres chocs de demande n'ont d'effets permanents sur la production, ce qui fait qu'à long terme son niveau est exclusivement déterminé par les chocs d'offre. Il est évident que de nombreux cadres théoriques prévoieraient que les chocs de demande agrégés, tels qu'un changement de

politique budgétaire ou un choc de l'épargne privée pourraient avoir un effet à long terme sur la production par le biais des changements de prix correspondants et de leurs implications pour l'accumulation du capital, ou en présence d'effets d'hystérese. Toutefois les mêmes modèles prévoient généralement que les effets à long terme des chocs de demande sur la production seront relativement atténués par rapport aux effets des chocs de productivité ou d'offre de main-d'œuvre d'ampleur comparable.

Deux restrictions supplémentaires sont fondées sur les hypothèses en vertu desquelles les chocs de demande réelle du secteur privé et les chocs nominaux n'ont que des effets temporaires sur le solde budgétaire du secteur public en pourcentage du PIB. Si ces chocs peuvent avoir d'importants effets à court terme sur les soldes publics, essentiellement par le jeu des stabilisateurs automatiques, il est présumé qu'à long terme, le solde budgétaire en pourcentage du PIB n'est pas affecté par les chocs de demande autres que ceux induits par la politique budgétaire. En revanche aucune restriction n'est imposée *a priori* sur l'effet à long terme d'un choc permanent de production sur le solde budgétaire en pourcentage du PIB. La sixième et dernière restriction suppose que les chocs nominaux ont un effet permanent sur le niveau global des prix (ou le taux d'inflation) mais ne modifient en rien les autres variables du système à long terme⁴.

Ce type de procédure d'identification entraîne inévitablement un certain degré d'arbitraire et quelles que soient les convictions de chacun sur les fondements théoriques de la série de restrictions, l'exactitude des estimations dépend encore largement de la capacité d'identification des restrictions qui peut être relativement faible pour certains pays⁵.

Méthodologie permettant de déterminer des marges budgétaires prudentes

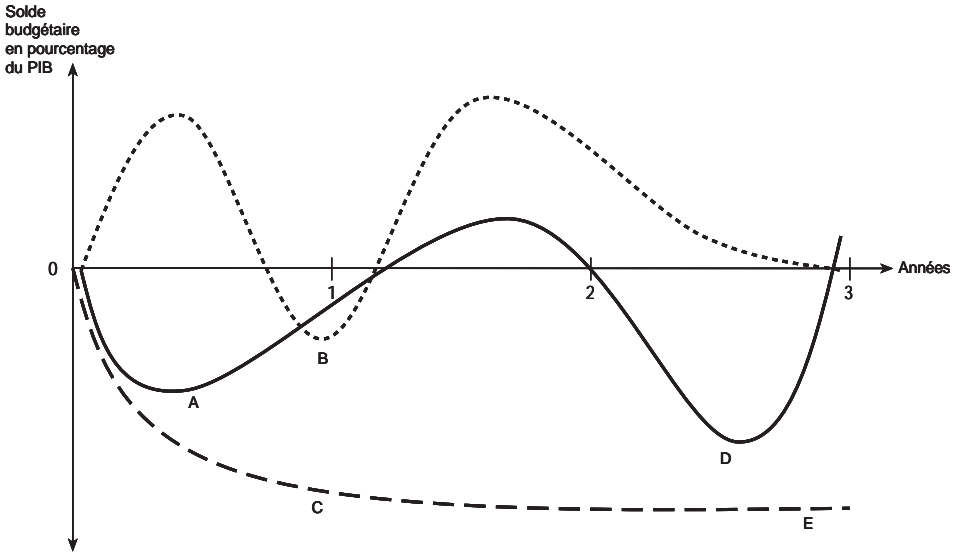
Une fois le modèle VAR estimé et l'identification des chocs structurels réalisée, les techniques de simulation stochastique sont utilisées pour évaluer le risque de dépassement du plafond de déficit de 3 pour cent sur différents horizons temporels et pour des soldes budgétaires initiaux donnés⁶. Chaque simulation stochastique engendre un sentier hypothétique pour les quatre variables du modèle. Ces sentiers reposent sur le tirage aléatoire, pour chaque période, des valeurs de chacune des perturbations structurelles par rapport à leur distribution estimée, ainsi que sur leur propagation par le biais de la structure estimée des retards du modèle VAR. Un sentier différent pour le niveau du solde budgétaire en pourcentage du PIB sur un horizon de dix ans est ainsi déterminé dans chaque exercice sur la base d'une combinaison de chocs d'offre, de demande du secteur privé et de chocs nominaux dont la taille relative est déterminée par leur variance estimée. Comme nous l'avons remarqué

plus haut, les chocs de politique budgétaire sont neutralisés au cours des simulations pour ne prendre en compte que les effets sur l'équilibre budgétaire de la stabilisation automatique et autres changements induits (par exemple variations du taux d'intérêt, variations de la production potentielle, etc.). Il convient cependant de souligner que seul les changements *inattendus* de politique budgétaire sont neutralisés dans les simulations. Dans la mesure où la politique budgétaire a réagi par le passé de manière systématique et prévisible aux autres perturbations économiques, cette fonction de réaction budgétaire est prise en compte par la structure des retards du modèle VAR et joue par conséquent un rôle actif dans les simulations.

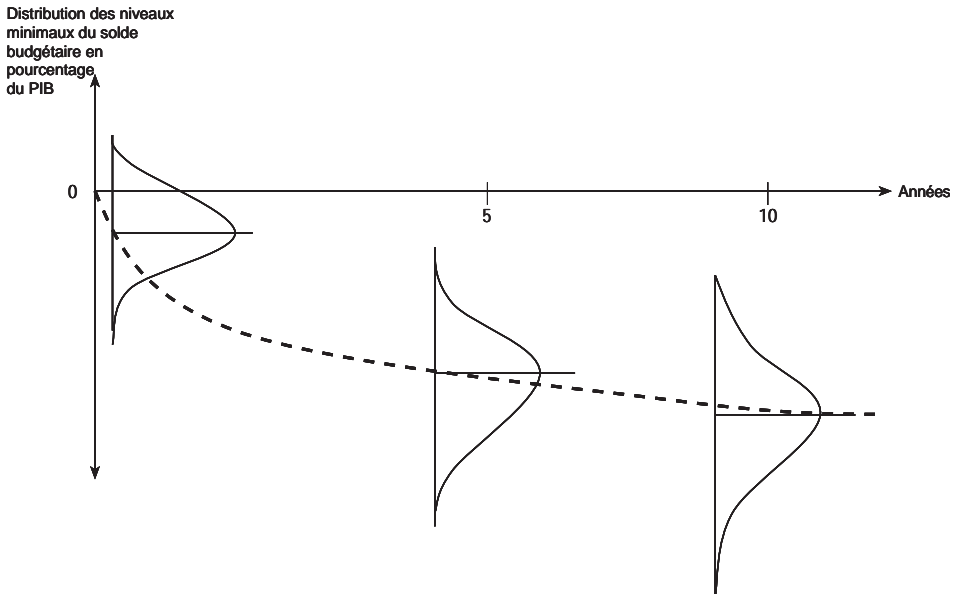
A titre d'exemple, le graphique 1-A présente trois simulations de sentiers hypothétiques pour le solde budgétaire semestriel. Pour chaque simulation, la valeur minimale de solde budgétaire atteinte sur l'horizon considéré est extraite. Dans l'exemple du graphique 1-A, ceci implique que pour un horizon d'un an, les soldes budgétaires correspondant aux points A, B et C sont sélectionnées. Si l'horizon considéré est élargi à trois ans, ce sont en revanche ceux qui correspondent aux points B, D et E qui sont extraits. Sur la base d'un millier de simulations, les valeurs minimales des soldes budgétaires retenues sont classées par ordre croissant pour former une distribution. Cette distribution des soldes budgétaires minimaux peut être obtenue pour chaque horizon considéré, jusqu'à une durée de dix ans. Comme le montre le graphique 1-B, plus l'horizon est court, plus la distribution est proche de l'équilibre initial. Ceci est dû au fait que les chocs sont supposés être symétriques et normalement distribués et qu'un horizon court ne permet pas une propagation significative. Plus l'horizon temporel est éloigné, plus la probabilité qu'une série d'événements défavorables vienne frapper l'économie est élevée et par conséquent plus la distribution des valeurs minimales des soldes budgétaires est centrée loin de son niveau initial⁷. La distribution des soldes budgétaires tend également à s'élargir et à s'aplanir au fur et à mesure que l'horizon temporel recule, comme le montre le graphique 1-B.

Une fois obtenue une distribution correspondant à un horizon spécifique, il est possible de déduire le niveau des soldes budgétaires du secteur public en pourcentage du PIB associé aux différents niveaux des probabilités cumulées. Pour ce faire, chaque distribution est découpée en percentiles correspondant aux différents niveaux de probabilité. Par exemple, la valeur classée en 100^e position dans la distribution d'un milliers d'observations (ou le 10^e percentile) peut être interprétée comme le ratio minimal de solde budgétaire qui peut être obtenu avec un seuil de confiance de 90 pour cent.

Graphique 1-A. Trois sentiers hypothétiques pour le solde budgétaire



Graphique 1-B Distributions hypothétiques de niveaux minimaux du solde budgétaire



Source : Auteurs.

CHOIX DES VARIABLES ET PRINCIPAUX RÉSULTATS TIRÉS DES ESTIMATIONS VAR

La méthodologie décrite dans la section qui précède est appliquée à 11 des 15 pays de l'UE, notamment huit pays membres de la zone euro (Allemagne, France, Italie, Autriche, Belgique, Finlande, Pays-Bas et Espagne) et trois pays non membres (le Royaume-Uni, le Danemark et la Suède)⁸. Pour chaque pays, un modèle VAR à quatre variables est estimé à partir de données semestrielles remontant généralement au début des années 60 pour arriver jusqu'aux observations les plus récentes (1996 ou 1997)⁹. Dans chaque cas, la production réelle (q_t) est le PIB en volume et le ratio du solde budgétaire du secteur public en pourcentage du PIB (nlq_t) est basé sur la mesure des comptes nationaux. L'inflation (Δp_t) est calculée à partir soit du déflateur du PIB soit des prix à la consommation. Enfin, différentes variables sont utilisées d'un pays à l'autre pour mesurer l'épargne nette du secteur privé.

Le choix de cette dernière variable se fonde sur l'identité de flux des comptes nationaux suivants :

$$S - I = (G - T) + (X - M) \quad [8]$$

dans laquelle S et I représentent respectivement l'épargne et l'investissement du secteur privé, et G et T les dépenses et les recettes du secteur public et X et M les exportations et les importations de biens et de services (incluant les transferts, les paiements d'intérêts, etc.). L'identité comptable [8] indique simplement que dans une économie ouverte l'excédent de l'épargne privée par rapport à l'investissement est utilisé soit pour financer un déficit du secteur public soit pour générer un excédent du compte courant de la balance des paiements extérieurs. En reformulant [8] en termes de ratios du PIB nominal, et en exprimant le déficit du secteur public en solde budgétaire, on obtient :

$$nlpq = cbq - nlq \quad [9]$$

où $nlpq$ représente l'épargne nette du secteur privé, cbq la balance courante et nlq est le solde budgétaire du secteur public, tous exprimés en pourcentage du PIB nominal.

Sur la base de l'identité [9], la variable utilisée dans le modèle VAR pour rendre compte des chocs de demande réelle du secteur privé est généralement soit l'épargne nette du secteur privé en pourcentage du PIB ($nlpq_t$) soit la balance courante en pourcentage du PIB nominal (cbq_t). Cependant, dans certains cas, le ratio brut d'épargne des ménages ($savq_t$) ou de la consommation privée (cpv_t) sont utilisés pour obtenir une plus longue période échantillon ou de meilleurs résultats empiriques. Comme nous l'avons mentionné plus haut, une restriction supplémentaire dans le choix de la variable de la demande réelle du secteur privé est que tout

sous-ensemble de variables dans le système VAR ne devrait pas être co-intégré, dans la mesure où ceci irait à l'encontre des hypothèses de chocs non corrélés ainsi que des restrictions à long terme imposées au système.

La série de variables choisie pour chaque pays figure à la colonne 2 du tableau 2¹⁰. Les équations VAR devant être estimées à l'aide de variables stationnaires, elles sont incluses sous la forme de différences premières¹¹. Au sens économique, l'inclusion des soldes budgétaires sous forme de différences premières implique que le modèle n'exclut pas la possibilité de ratios d'endettement en constante augmentation, ce qui a en effet été une caractéristique de la plupart des pays au cours de ce dernier quart de siècle. De même, en incluant l'inflation sous forme de différences premières pour tous les pays (à l'exception de l'Allemagne et de l'Autriche où l'inflation est prise en compte en niveaux), la possibilité d'une augmentation permanente du taux d'inflation n'est pas écartée par hypothèse. Le classement des variables dans la deuxième colonne du tableau 2 correspond à celui du système VAR. Dans la plupart des pays, le classement est cohérent avec la série de restrictions à long terme décrites dans la section qui précède¹².

Aucune restriction n'étant imposée sur les effets à court terme des chocs, il est possible de vérifier si les chocs identifiés se comportent d'une manière qui soit cohérente avec leur interprétation économique. Par exemple, la production réelle et l'inflation sont censées évoluer dans des directions opposées à la suite d'un choc d'offre et dans la même direction à la suite d'un choc de demande. Par ailleurs, le choc de politique budgétaire est censé faire évoluer le ratio de solde budgétaire et la production dans des directions opposées à court terme – autrement dit, un resserrement de la politique budgétaire est censé diminuer temporairement le niveau de la production.

Les principales caractéristiques des réponses d'impulsion sont présentées à la dernière colonne du tableau 2¹³. En ce qui concerne tout d'abord la réponse de solde budgétaire du secteur public en pourcentage du PIB à chacun des quatre chocs, les principales caractéristiques d'un pays à l'autre confirment généralement les hypothèses *a priori* :

- Le solde budgétaire en pourcentage du PIB (c'est-à-dire l'excédent budgétaire) augmente de manière significative (avec un seuil de confiance de 90 pour cent) en réponse à un choc budgétaire de contraction, à court et à long terme.
- Un choc positif d'offre relève le solde budgétaire en pourcentage du PIB dans tous les pays à court terme, sauf pour l'Allemagne où la production s'améliore davantage que le solde budgétaire, ce qui conduit à un ratio plus faible. Les effets à long terme des chocs d'offre sur l'excédent budgétaire en pourcentage du PIB sont significatifs dans sept pays : la France, l'Italie, le Danemark, la Finlande, les Pays-Bas, l'Espagne et la Suède. Ces effets à long terme constituent l'un des principaux facteurs qui déterminent le résultat des simulations stochastiques.

Tableau 2. **Présentation du modèle**

Pays (période échantillon)	Modèle	Retards ¹	Variables exogènes	Principales caractéristiques/résultats
Allemagne (1961:1-1997:2)	$\Delta q, \Delta nlgq,$ $\Delta cpv, \Delta pgdp$	4	Constante	<ul style="list-style-type: none"> - Le taux d'inflation est stationnaire : enregistré en niveau - Une hausse discrétionnaire de 1 point de pourcentage du ratio du solde budgétaire entraîne une diminution temporaire de la production de près de 1 pour cent après trois semestres (pic) - Un choc permanent de production (d'offre) n'a pas d'effet significatif à long terme sur le ratio du solde budgétaire
France (1972:1-1997:2)	$\Delta q, \Delta nlgq,$ $\Delta nlpq, \Delta^2 pcp$	2	Constante	<ul style="list-style-type: none"> - Une hausse discrétionnaire de 1 point de pourcentage du ratio du solde budgétaire entraîne une diminution temporaire de la production de près de 0.25 pour cent après un semestre (pic) - Un choc positif permanent de production (de l'offre) de 1 pour cent entraîne une hausse permanente du ratio du solde budgétaire de près de 0.5 point de pourcentage
Italie (1961:1-1996:2)	$\Delta q, \Delta nlgq,$ $\Delta cbq, \Delta^2 pcp$	4	Constante Tendance linéaire	<ul style="list-style-type: none"> - La balance des transactions courantes en pourcentage de la production est stationnaire : enregistrée en niveau - Une hausse discrétionnaire de 1 point de pourcentage du ratio du solde budgétaire entraîne une diminution temporaire de la production de près de 0.5 pour cent après deux ans (pic) - Un choc positif permanent de la production (de l'offre) de 1 pour cent entraîne une hausse permanente du ratio du solde budgétaire de près de 0.4 point de pourcentage
Royaume-Uni (1965:2-1996:2)	$\Delta q, \Delta nlgq,$ $nlpq, \Delta^2 pgdp$	4	Constante Tendance linéaire	<ul style="list-style-type: none"> - Le ratio du solde budgétaire du secteur privé est stationnaire : enregistré en niveau - Une hausse discrétionnaire de 1 point de pourcentage du ratio du solde budgétaire entraîne une diminution temporaire de la production de près de 0.7 pour cent après trois semestres (pic) - Un choc positif permanent de la production (de l'offre) n'entraîne aucun effet significatif à long terme sur le ratio du solde budgétaire
Autriche (1966:1-1995:2)	$\Delta q, \Delta nlgq,$ $\Delta savq, \Delta pgdp$	3	Constante Tendance linéaire	<ul style="list-style-type: none"> - Le taux d'inflation est stationnaire : enregistré en niveau - Une hausse discrétionnaire de 1 point de pourcentage du ratio du solde budgétaire entraîne une diminution temporaire de la production de près de 0.8 pour cent après un semestre (pic) - Un choc positif permanent de production (de l'offre) de 1 pour cent entraîne une hausse permanente du ratio du solde budgétaire de près de 0.2 point de pourcentage

Tableau 2. **Présentation du modèle** (suite)

Pays (période échantillon)	Modèle	Retards ¹	Variables exogènes	Principales caractéristiques/résultats
Belgique (1963:1-1996:2)	$\Delta^2pgdp, \Delta q$ $\Delta nlgq, \Delta nlpq$	4	Constante Tendance linéaire	<ul style="list-style-type: none"> - Pour améliorer la disponibilité des données, le solde budgétaire du secteur privé est défini comme excluant les transferts - L'inflation est classée en première position dans le VAR - Une hausse discrétionnaire de 1 point de pourcentage du ratio du solde budgétaire entraîne une baisse temporaire de la production d'environ 0.7 pour cent après trois semestres (pic) - Un choc positif permanent d'inflation entraîne un accroissement de la production de 1.5 pour cent à long terme mais n'a pas d'effet significatif à long terme sur le ratio du solde budgétaire - Un choc permanent de production (d'offre) de 1 pour cent n'a pas d'effet significatif à long terme sur le ratio du solde budgétaire
Danemark (1962:1-1996:2)	$\Delta q, \Delta nlgq,$ $\Delta nlpq, \Delta^2pcp$	2	Constante Tendance linéaire	<ul style="list-style-type: none"> - Pour améliorer la disponibilité des données, le solde budgétaire du secteur privé est défini comme excluant les transferts - Afin d'assurer une plus grande marge de manœuvre, la définition du solde budgétaire du secteur public exclut les transferts en capital et autres transactions en capital - Une hausse discrétionnaire de 1 point de pourcentage du ratio du solde budgétaire entraîne une baisse temporaire de la production de près de 0.3 pour cent après un semestre (pic) - Un choc positif permanent de production (d'offre) de 1 pour cent entraîne une hausse permanente du ratio du solde budgétaire de près de 0.6 point de pourcentage
Finlande (1961:1-1997:2)	$\Delta q, \Delta nlgq,$ $\Delta savq, \Delta^2pcp$	2	Constante variable dichotomique en 1989:2	<ul style="list-style-type: none"> - Variables fictives en 1989:2 pour rendre compte de la chute des exportations - Les résultats sont fortement influencés par l'important choc négatif de production du début des années 90 - Une hausse discrétionnaire de 1 point de pourcentage du ratio du solde budgétaire entraîne une baisse temporaire de la production de près de 0.3 pour cent après un semestre (pic) - Un choc positif permanent de production (d'offre) de 1 pour cent entraîne une hausse permanente du ratio du solde budgétaire de près de 0.4 point de pourcentage

Tableau 2. **Présentation du modèle** (suite)

Pays (période échantillon)	Modèle	Retards ¹	Variables exogènes	Principales caractéristiques/résultats
Pays-Bas (1970:2-1996:2)	$\Delta q, \Delta nlgq,$ $\Delta savq,$ $\Delta^2 pgdp$	2	Constante Tendance linéaire variable dichotomique en 1975:1	<ul style="list-style-type: none"> - Variables fictives en 1975:1 pour tenir compte de la variation du taux de croissance tendanciel du PIB réel - Une hausse discrétionnaire de 1 point de pourcentage du ratio du solde budgétaire entraîne une baisse temporaire de la production de près de 0.5 pour cent après un semestre (pic) - Un choc positif permanent de production (d'offre) de 1 pour cent entraîne une hausse permanente du ratio du solde budgétaire de près de 0.4 point de pourcentage
Espagne (1964:1-1995:2)	$\Delta^2 pgdp,$ $\Delta q \Delta nlgq, \Delta bq$	2	Constante Tendance linéaire	<ul style="list-style-type: none"> - L'inflation est classée en première position dans le VAR - La balance des transactions courantes en pourcentage de la production est stationnaire : enregistrée en niveau - Une hausse discrétionnaire de 1 point de pourcentage du ratio du solde budgétaire entraîne une baisse temporaire de la production de près de 0.5 pour cent après une année (pic) - Un choc positif permanent d'inflation entraîne une hausse de la production de 0.6 pour cent à long terme mais n'a pas d'effet significatif à long terme sur le ratio de la capacité d'endettement - Un choc positif permanent de production (d'offre) de 1 pour cent entraîne une hausse permanente du ratio du solde budgétaire de près de 0.2 point de pourcentage
Suède (1962:1-1997:1)	$\Delta^2 pcp, \Delta q$ $\Delta nlgq, \Delta savq$	2	Constante Tendance linéaire variable dichotomique en 1976:1	<ul style="list-style-type: none"> - Pour améliorer la disponibilité des données, le solde budgétaire du secteur privé est définie comme excluant les transferts - Variables fictives en 1976:1 pour prendre en compte le changement de comportement du ratio du solde budgétaire - L'inflation est classée en première position dans le VAR - Une hausse discrétionnaire de 1 point de pourcentage du ratio du solde budgétaire entraîne une baisse temporaire de la production de près de 0.3 pour cent après un semestre (pic) - Un choc positif permanent de l'inflation entraîne une hausse de la production de 0.6 pour cent à long terme et entraîne une hausse permanente du ratio du solde budgétaire de près de 0.9 point de pourcentage - Un choc positif permanent de production (d'offre) de 1 pour cent entraîne une hausse permanente du ratio du solde budgétaire de près de 0.9 point de pourcentage

1. Le nombre de retards a été retenu sur la base du test de ratio de probabilité (valeur critique de 5 pour cent) sur un intervalle de un à six décalages (*cf.* de Serres et Guay, 1995).

- Le solde budgétaire en pourcentage du PIB répond de manière positive, mais pas toujours significative, à un choc inflationniste positif (les exceptions sont le Royaume-Uni et l'Espagne). En général, il tend à diminuer suite à un choc négatif de la demande réelle du secteur privé, mais là encore la réponse n'est pas toujours significative. En Allemagne et en Suède, toutefois, les chocs positifs (négatifs) de la demande réelle du secteur privé détériorent (améliorent) le solde budgétaire à court terme, l'effet étant significatif dans ce dernier pays. Pour l'Allemagne, ceci est dû au fait que le PIB nominal augmente davantage que le solde budgétaire de l'État, ce qui entraîne une diminution du solde budgétaire en pourcentage du PIB, alors que pour la Suède le modèle indique que la production s'améliore au début face à un choc d'épargne intérieure. Cette réaction pourrait être due aux effets de termes de l'échange favorables et/ou aux effets d'éviction du taux d'intérêt. Les effets à long terme des chocs monétaires et des chocs de demande réelle du secteur privé sur solde budgétaire de l'État sont écartés par hypothèse.

Les chocs positifs d'offre entraînent une augmentation significative de la production à court terme comme à long terme. Les chocs de resserrement budgétaires provoquent une baisse de la production à court terme¹⁴ dans tous les pays, même si cette baisse n'est pas toujours significative. Dans tous les cas, un changement d'orientation de la politique budgétaire en direction d'un assainissement entraîne un fléchissement temporaire de l'activité, avec une élasticité qui varie de 0.25 à près de 1 pour cent. La réponse de l'inflation (niveau des prix dans le cas de l'Allemagne et de l'Autriche) aux chocs d'offre et aux chocs budgétaires suit les signes attendus pour la plupart des pays : un choc positif d'offre entraîne une hausse de la production et une baisse de l'inflation à court terme, et un choc de resserrement budgétaire entraîne une baisse de la production et de l'inflation¹⁵. Dans la plupart des pays ces effets ne sont toutefois pas significatifs. Enfin, pour le plus grand nombre de pays il se dégage une nette tendance au recul de l'épargne privée en cas de resserrement budgétaire (voir tableau 2). À divers degrés suivant le pays, ce résultat semble indiquer la présence d'effets d'éviction et/ou du moins un certain lissage des revenus ou un comportement en partie ricardien dans le secteur privé.

RÉSULTATS DES SIMULATIONS STOCHASTIQUES

Les résultats des simulations pour chaque pays sont présentés dans le graphique 2 pour différents horizons temporels et différents seuils de confiance. Les conditions budgétaires requises pour éviter un dépassement du plafond de 3 pour cent augmentent avec le seuil de confiance souhaité et l'horizon temporel considéré, étant donné que sur des horizons plus éloignés la probabilité est plus grande qu'une série d'événements défavorables frappe les économies.

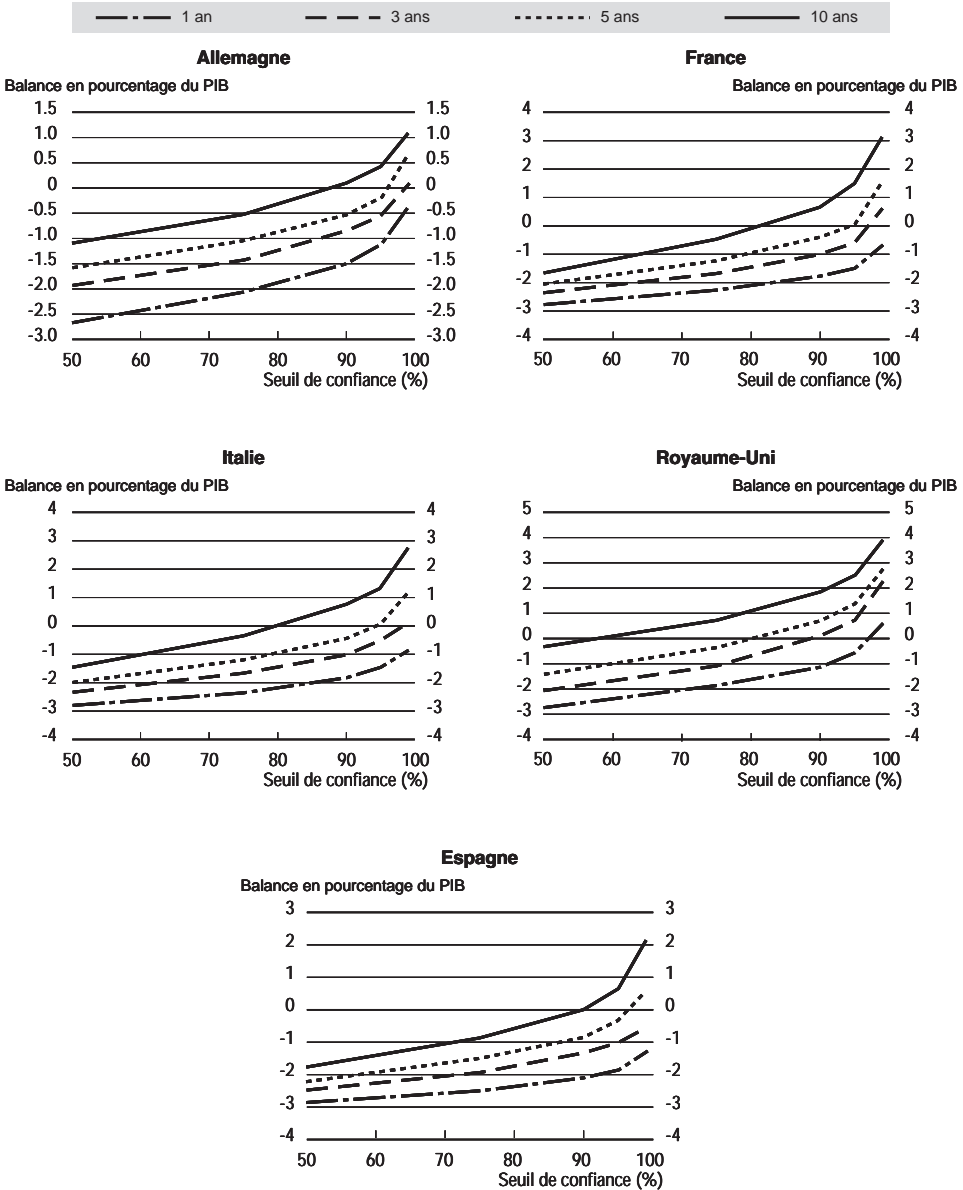
Pour l'Allemagne, par exemple, les résultats des simulations semblent indiquer que si le gouvernement visait un déficit *corrigé des fluctuations conjoncturelles* de 1 pour cent du PIB, le déficit *effectif* se maintiendrait, avec une probabilité de 90 pour cent, dans la limite des 3 pour cent sur un horizon de trois ans, sans qu'il soit nécessaire d'ajuster la politique budgétaire de manière procyclique. Cet horizon pourrait être étendu à dix ans si l'Allemagne optait au contraire pour un budget équilibré après correction des fluctuations conjoncturelles.

Une autre manière d'interpréter les résultats (telle qu'ils ressortent du graphique 2) est que la probabilité de rester dans la limite des 3 pour cent pour un déficit corrigé des fluctuations conjoncturelles de 1 pour cent du PIB passerait de 90 pour cent à seulement 50 pour cent si l'horizon considéré par les décideurs n'était plus de trois mais de dix ans. Les résultats révèlent également que la plupart des pays sont confrontés à des arbitrages relativement comparables entre déficits visés et seuils de confiance. Les positions budgétaires proches de l'équilibre après correction des fluctuations conjoncturelles, ou même les faibles déficits, entraîneraient donc pour la plupart des pays une probabilité de 90 pour cent de demeurer dans la limite des 3 pour cent de déficit sur un horizon de trois à cinq ans sans avoir à recourir à des mesures discrétionnaires d'assainissement budgétaire de type procyclique (graphique 3). Toutefois, pour les trois pays ne participant pas à la zone euro (Royaume-Uni, Danemark et Suède), les critères sont nettement plus élevés, à savoir que des excédents de l'ordre de 0.7 à 2.4 pour cent du PIB seraient nécessaires sur un horizon de cinq ans.

Les résultats indiquent que les objectifs de déficit à moyen terme – tels qu'ils sont fixés pour chaque pays dans les programmes de Stabilité (pour les pays de la zone euro) et les programmes de Convergence (pour les pays hors de la zone euro) qui ont été soumis à la Commission européenne à l'automne 1998 (tableau 3) – semblent être globalement prudents, du moins par rapport à un horizon de trois ans. Autrement dit, les résultats des simulations révèlent que si les gouvernements visent un déficit (ou un excédent) corrigé des fluctuations conjoncturelles correspondant au niveau spécifié dans leurs programmes respectifs, le déficit effectif se maintiendra, avec une probabilité de près de 90 pour cent, dans la limite des 3 pour cent sur un horizon de trois ans. Toutefois, sur un horizon étendu à cinq ans, la probabilité de ne pas dépasser le plafond tombe à environ 70-80 pour cent pour les quatre grandes économies de l'UE et l'Autriche, alors qu'elle reste au-dessus du seuil de confiance de 90 pour cent pour les autres pays (graphique 4).

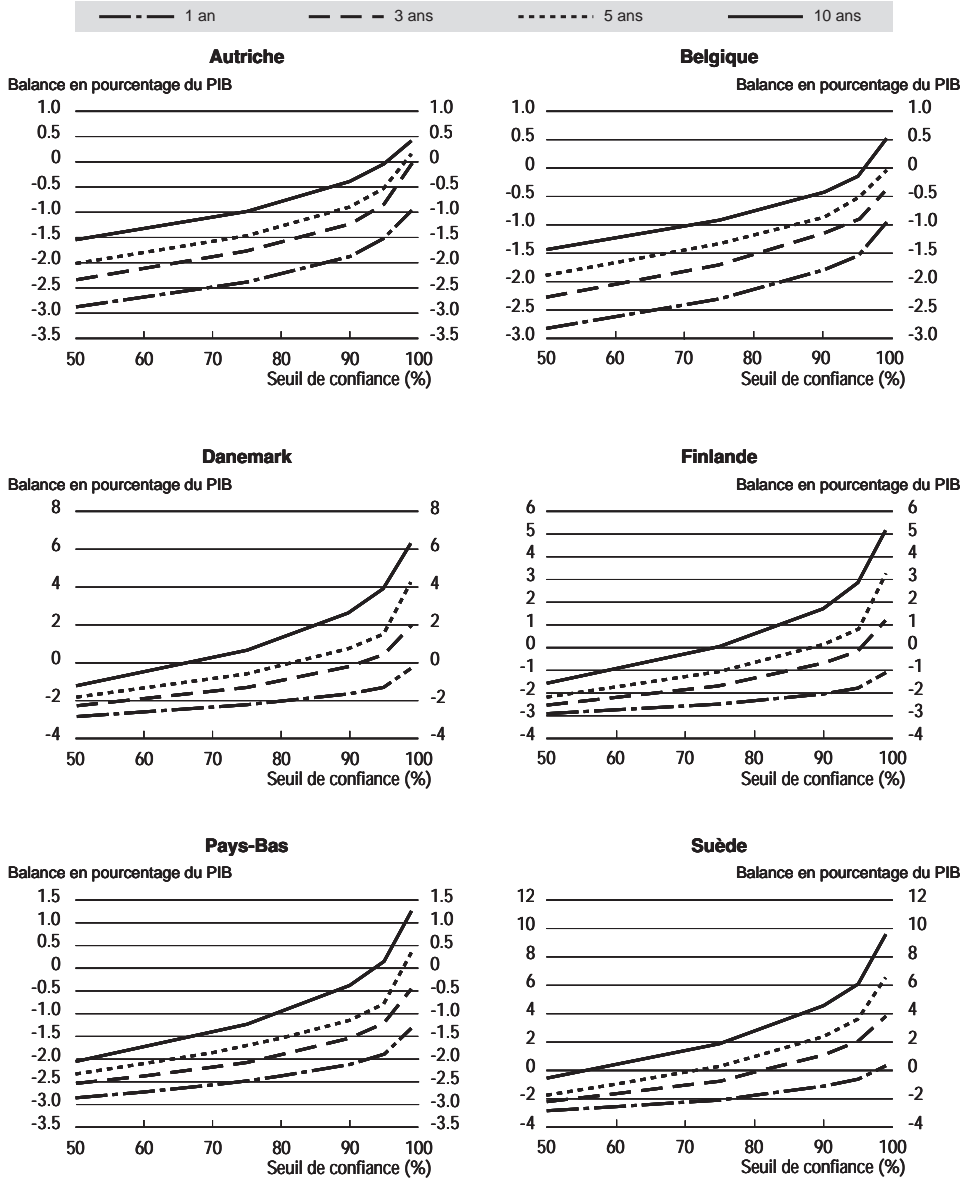
Il s'ensuit qu'un objectif de déficit corrigé des fluctuations conjoncturelles de 1-1.5 pour cent du PIB vers 2002 en Allemagne, en France, en Italie et en Autriche, ainsi qu'un budget équilibré au Royaume-Uni, pourraient ne pas offrir une protection assez forte à moyen terme contre le dépassement du plafond de 3 pour cent, bien qu'un horizon de cinq ans puisse paraître suffisamment long pour que les décideurs puissent orienter le déficit dans la bonne direction sans causer de

Graphique 2. Équilibre corrigé des influences conjoncturelles requis pour éviter le dépassement des 3 pour cent de déficit avec différents seuils de confiance

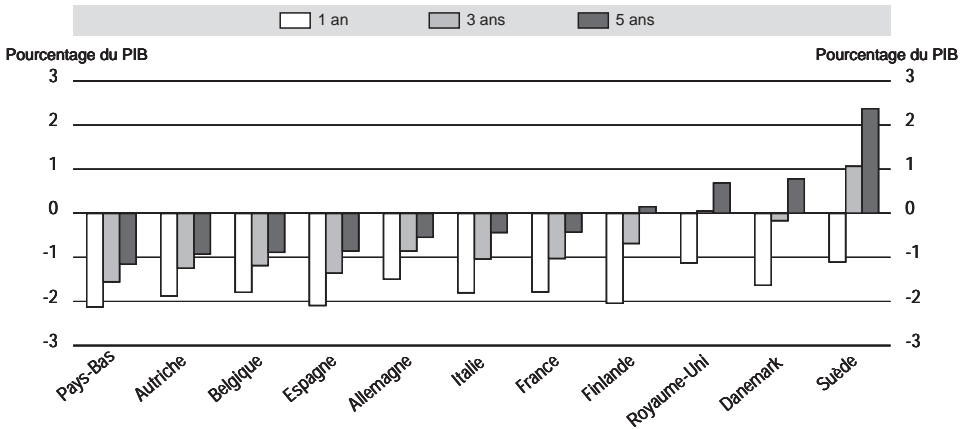


Source : Calculs des auteurs.

Graphique 2. **Équilibre corrigé des influences conjoncturelles requis pour éviter le dépassement des 3 pour cent de déficit avec différents seuils de confiance (suite)**



Graphique 3. Soldes publics corrigés des influences conjoncturelles requis pour satisfaire au critère de déficit de 3 pour cent du PIB avec un seuil de confiance de 90 pour cent sur différents horizons temporels



Source : Calculs des auteurs.

perturbations indues dans le cycle, à condition d'agir assez tôt. Par ailleurs, des objectifs à moyen terme plus ambitieux seraient sans doute souhaitables si l'on considère des facteurs supplémentaires comme les conséquences du vieillissement de la population sur les coûts des retraites et des soins de santé.

Il convient de souligner que cette étude ne porte pas sur la question des déficits excessifs, c'est-à-dire sur le point de savoir dans quelle mesure les déficits excédant 3 pour cent du PIB pourraient coexister avec de graves récessions (chute du PIB réel supérieure à au moins $\frac{3}{4}$ pour cent) ou encore être dispensés d'une quelconque manière de la procédure de déficit excessif par le Conseil ECOFIN. Ceci implique que le risque *de facto* de devoir mettre en œuvre des mesures d'assainissement budgétaire de type procyclique en cas de recul de l'économie est légèrement inférieur à celui indiqué par les simulations. Cette remarque revêt probablement une importance mineure quant aux répercussions que peuvent avoir les résultats des simulations sur la politique budgétaire, étant donné que par le passé quelque 10 pour cent seulement des épisodes de déficit supérieur à 3 pour cent du PIB (pour les 15 pays de l'UE) se sont produits en même temps qu'une chute du PIB réel de plus de 0.75 pour cent (et seulement 2 à 3 pour cent à un moment où le PIB réel chutait de plus de 2 pour cent).

Tableau 3. Programmes nationaux à moyen terme dans l'optique du Pacte de Stabilité et de Croissance

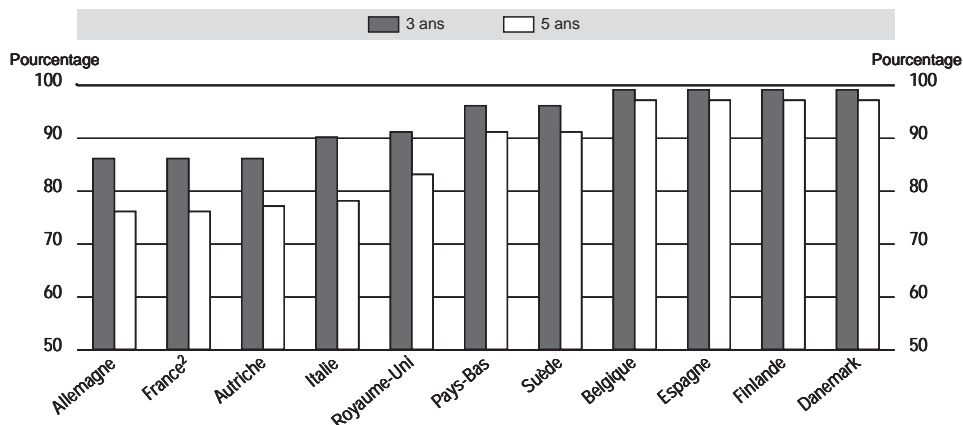
	Déficit 1998	Dette 1998	Objectif de déficit 2002	Ratio dette/PIB 2002	Ratio dépenses/PIB 2002	Croissance annuelle structurelle du PIB Projections	
	En % du PIB ¹					1999	2000-02
Autriche	2.2	64.4	1.4	60.0	48.9	2.8	2.3
Belgique	1.3	117.5	0.3	106.8	46.2	2.4	2.3
Finlande	-1.1	51.9	-2.3	43.2	45.4	4.0	2.6
France	2.9	58.2	0.8-1.2	57.1-58.3	50.6-51.5	2.4-2.7	2.5-3.0
Allemagne	2.1	61.0	1.0	59.5	45.0	2.0	2.5
Irlande ²	-1.7	59.0	-1.6	43.0	28.1	6.7	6.1
Italie ²	2.6	118.2	1.0	107.0	48.3	2.5	2.9
Pays-Bas	1.3	68.6	1.1	64.5	43.8	2.3	2.3
Portugal	2.3	58.0	0.8	53.2	39.8	3.5	3.3
Espagne	1.9	67.4	-0.1	59.3	41.2	3.8	3.3
Danemark ²	-1.1	59.0	-2.6	49.0	< 48.6	1.7	2.0
Grèce ²	2.4	107.8	0.8	99.8	39.3	3.7	4.2
Suède ²	-1.5	74.2	-2.5	58.0	58.0	2.2	2.5
Royaume-Uni	-0.8	47.9	-0.2	42.0	40.1	1.0	2.6

1. Les chiffres négatifs indiquent un excédent.

2. L'objectif de déficit, le ratio dette/PIB, le ratio dépenses/PIB et les projections de croissance annuelle structurelle du PIB se rapportent à 2001 et non à 2002 et 2000-02, respectivement.

Source : Secrétariat de l'OCDE, à partir de données fournies par les ministères nationaux des Finances et de l'Économie.

Graphique 4. Probabilité de non-dépassement du plafond de déficit budgétaire au vu de l'objectif officiel de solde budgétaire¹



1. Tel que spécifié dans les programmes de stabilité ou convergence à moyen terme (décembre 1998).
2. Le programme soumis par la France présente deux scénarios différents avec un déficit projeté en 2002 de 0.8 et 1.2 pour cent du PIB, respectivement. Ce dernier scénario est utilisé comme référence pour ce graphique.

Source : Calculs des auteurs.

Une autre raison est que les déficits se produisent parfois en décalé par rapport à l'activité réelle, de sorte que les dispositions du Pacte de Stabilité et de Croissance concernant les crises économiques graves pourraient ne pas s'appliquer au cours de la période où le déficit dépasse la limite des 3 pour cent. Enfin, les résultats sont obtenus à partir de données semestrielles. Le Pacte de Stabilité et de Croissance portant uniquement sur les résultats budgétaires *annuels*, il se pourrait que les seuils de confiance obtenus soient faussés (même si les données semestrielles brutes utilisées sont annualisées). Toutefois, l'analyse de sensibilité qui utilise les moyennes de deux observations semestrielles consécutives pour ramener les résultats en années civiles ne révèle pas de différences significatives par rapport aux résultats obtenus à partir des données semestrielles (en général, l'écart du ratio de solde budgétaire après correction des fluctuations conjoncturelles pour tout seuil de confiance et tout horizon donné est au maximum de 0.1-0.2 point de pourcentage du PIB).

Il convient également de souligner que les critères budgétaires estimés ne prennent pas en compte, ou seulement en partie, les changements les plus récents apportés dans les systèmes politiques et budgétaires ainsi que dans les structures économiques, et que des épisodes particuliers de leur histoire économique peuvent

marquer les résultats de certains pays. Les exemples les plus remarquables sont la Finlande et la Suède, ces deux pays ayant enregistré des variations importantes de leurs soldes budgétaires depuis 1990. Ces épisodes font que le modèle VAR identifie certains chocs excessifs pour la Finlande et la Suède, ce qui conduit à des résultats en matière de marges budgétaires prudentes qui sont nettement plus élevés que ceux auxquels on pourrait s'attendre au vu de l'environnement économique et du cadre politique actuels de ces deux pays. Afin de mieux prendre en compte les chocs probables que devraient connaître à l'avenir ces deux économies, il a donc été choisi de fonder les résultats sur une moyenne des chocs enregistrés par les quatre grandes économies de l'UE plutôt que les chocs qui ont affecté les pays eux-mêmes par le passé¹⁶.

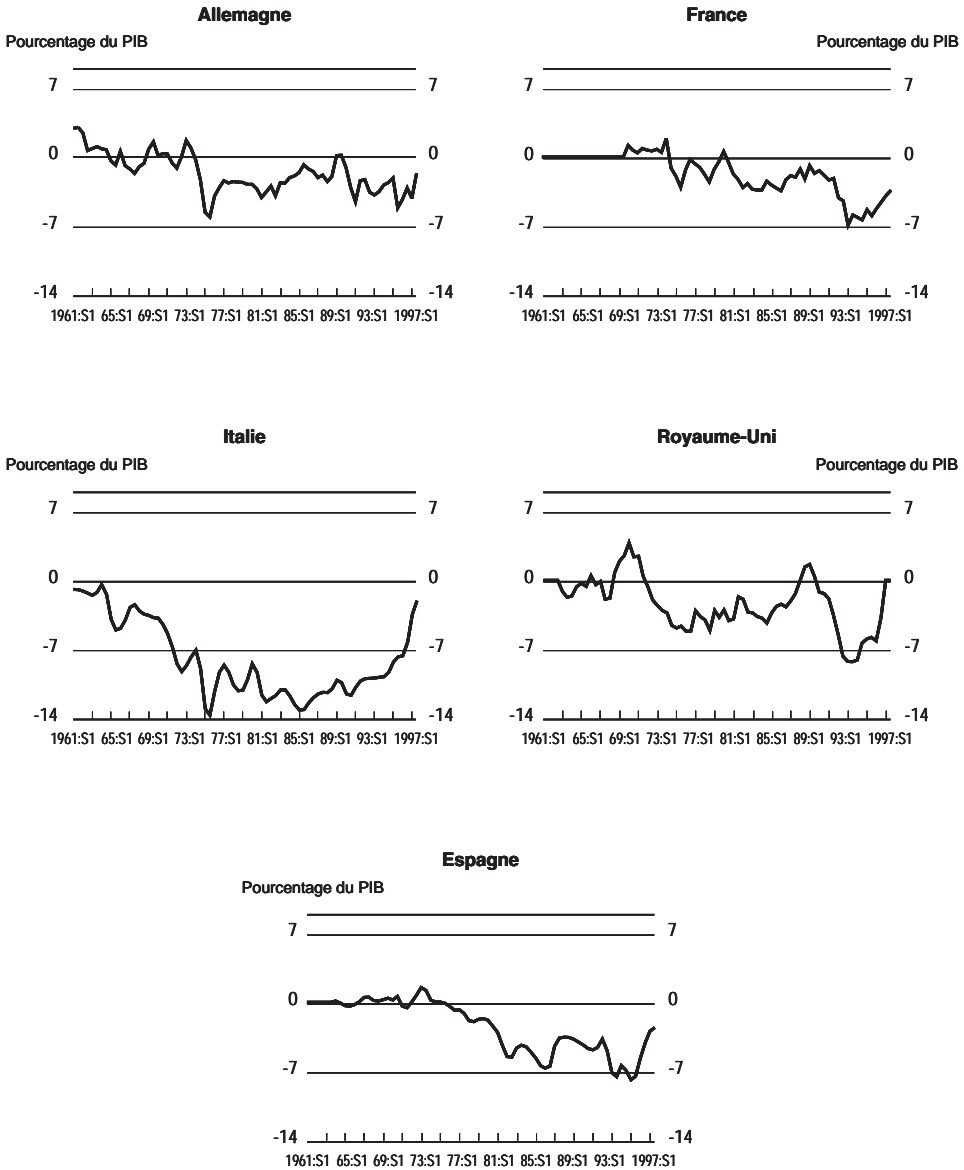
Les résultats des simulations devraient être considérés comme utiles au regard de la politique budgétaire essentiellement pour des horizons ne dépassant pas cinq ans car au-delà les effets cumulatifs des non-linéarités dans les variables économiques qui pourraient ne pas être correctement pris en compte dans le modèle pourraient fausser les résultats¹⁷. De plus, des horizons allant jusqu'à cinq ans sont tout à fait courants en matière de programmation de la politique fiscale.

Les différences constatées entre les résultats obtenus pour chaque pays peuvent largement s'expliquer par trois facteurs :

- La variance des mouvements du déficit : une plus grande variance implique des critères budgétaires plus élevés ;
- L'importance des chocs de politique budgétaire, par rapport aux trois types de chocs, pour expliquer les variations du déficit : plus le rôle des chocs budgétaires est important, plus les conditions budgétaires requises sont faibles ;
- La qualité du modèle VAR, c'est-à-dire dans quelle proportion la volatilité des quatre variables est prise en compte par la structure des retards du modèle et dans quelle proportion elle demeure dans les résidus. Intuitivement, il n'est sans doute pas si important de savoir si la variance inconditionnelle des variables est prise en compte au final par la variance des résidus ou par la structure des retards. Toutefois, ceci peut avoir une certaine influence sur les résultats finaux, compte tenu du fait que l'un des chocs (le choc budgétaire) est neutralisé dans les simulations.

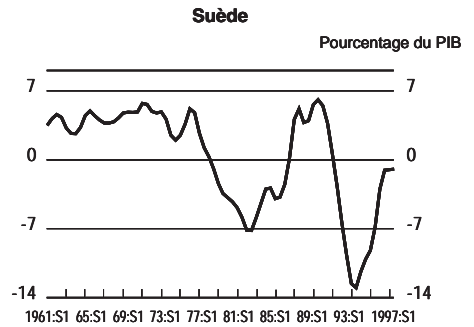
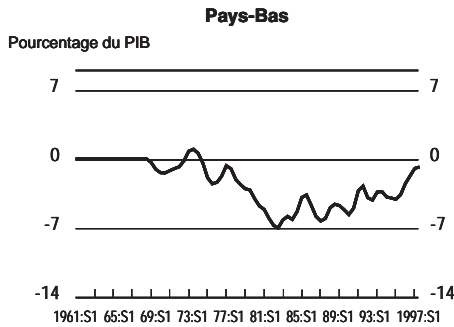
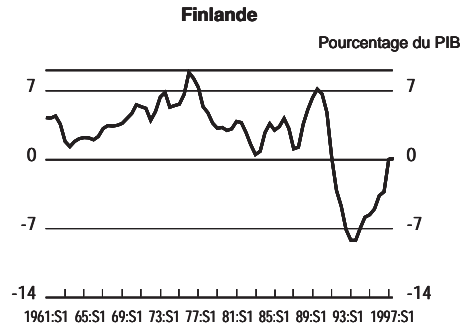
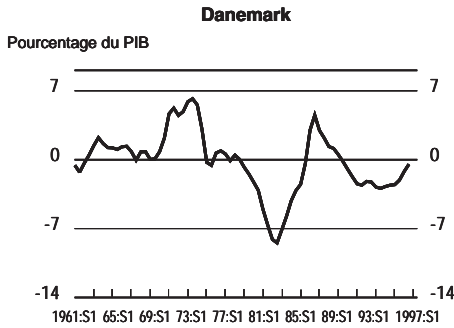
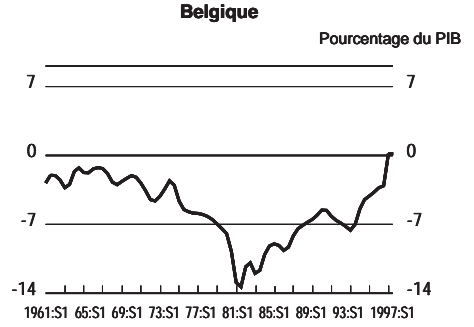
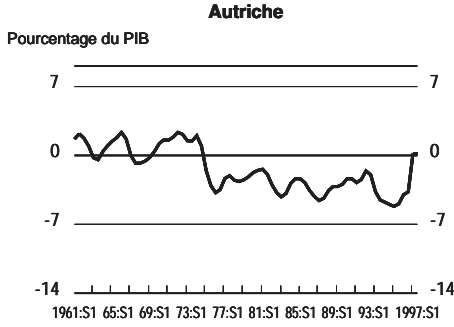
Les ratios solde budgétaire/PIB pour les onze pays sont présentés dans le graphique 5. Sur la période 1960-1997 les déficits les moins volatils ont été ceux enregistrés en Allemagne, en France, en Autriche et aux Pays-Bas tandis que les plus volatils ont été constatés en Italie, en Finlande et en Suède. A partir des variations du niveau des déficits, on pourrait s'attendre à ce que des critères budgétaires plus stricts soient préconisés pour ces derniers pays afin d'assurer une marge budgétaire suffisamment prudente. Toutefois, aux fins de la stabilisation automatique,

Graphique 5. Solde budgétaire de l'État en pourcentage du PIB



Source : OCDE, banque de données des *Perspectives économiques* 63.

Graphique 5. Solde budgétaire de l'État en pourcentage du PIB (suite)



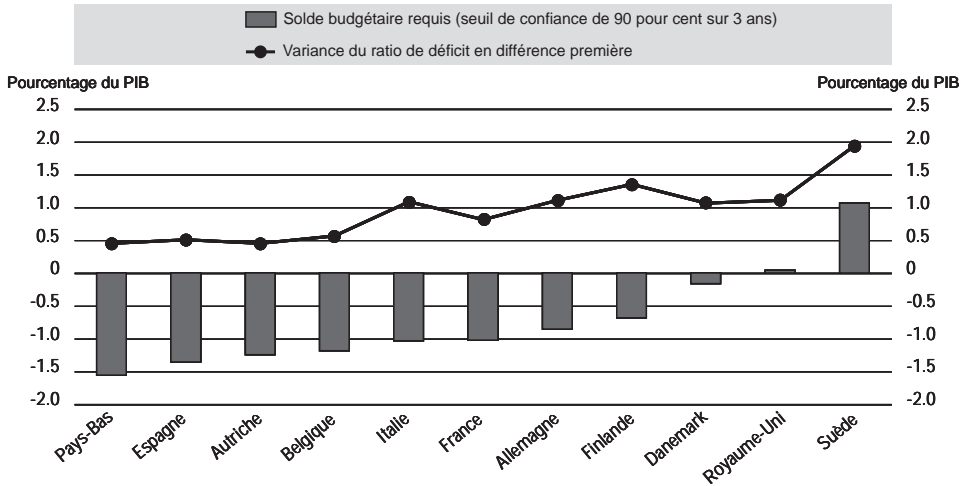
il est important d'établir une distinction entre la variation cyclique du déficit et sa dérive à long terme. Une variance importante du niveau de déficit traduit, dans la plupart des cas, la présence d'une racine unitaire et ne devrait par conséquent pas nécessairement être interprétée comme une indication significative de la sensibilité de l'équilibre budgétaire aux évolutions des cycles économiques. En fait, dans la mesure où le déficit est inclus dans le modèle VAR sous forme des différences premières, c'est la variance du *changement* du niveau de déficit – et non la variance du niveau – qui a une influence déterminante sur le résultat (en ce sens que plus la variance est élevée, toutes choses égales par ailleurs, plus les critères budgétaires seront stricts dans l'optique de marges budgétaires prudentes).

Les cas du Royaume-Uni et de l'Italie illustrent bien ce point. L'Italie a enregistré une volatilité beaucoup plus grande de son ratio solde budgétaire/PIB que le Royaume-Uni mais son déficit a suivi une tendance à la baisse longue et relativement lisse suivie d'une correction longue et lisse, alors que le ratio du solde budgétaire du RU a été marqué par deux grands cycles (graphique 5). Il en résulte que la volatilité de première différence du ratio de déficit a été moins importante en Italie qu'au Royaume-Uni. Ceci tendrait à démontrer la nécessité d'un critère budgétaire moins strict en Italie qu'au Royaume-Uni. Le graphique 6 montre un lien relativement étroit entre la variance de première différence du ratio de déficit et le critère budgétaire (illustré ici par l'hypothèse d'un seuil de confiance de 90 pour cent et d'un horizon à trois ans). La volatilité de la variation du déficit semblerait indiquer que des pays comme l'Autriche, la Belgique, les Pays-Bas et l'Espagne pourraient se voir appliquer des critères budgétaires relativement peu stricts, alors qu'il faudrait à la Finlande et, tout spécialement, à la Suède¹⁸ des positions budgétaires nettement meilleures pour obtenir la même marge de sécurité. L'Allemagne, la France, le Royaume-Uni, l'Italie et le Danemark se situent en position intermédiaire.

Le poids relatif des chocs de politique budgétaire dans les variations du déficit a également une influence importante sur les différences constatées entre les pays. Si les fluctuations imprévues du déficit sont en grande partie attribuées aux chocs induits par la politique budgétaire, le critère budgétaire devrait être relativement faible compte tenu du fait que ces chocs ne sont pas pris en compte dans les simulations. Ceci explique en partie la marge de sécurité nettement moins stricte nécessaire à l'Allemagne par rapport à la France et à l'Italie, en dépit d'une variance comparable de la variation du ratio de déficit. En revanche, les critères très stricts obtenus pour le Danemark et la Suède sont en parties attribuables à la forte influence exercée par les chocs d'offre sur le déficit à long terme.

Enfin, certaines des différences entre les pays peuvent également s'expliquer par les variations de la qualité des quatre équations estimées du modèle VAR. La mauvaise estimation des équations VAR fait qu'une plus grande proportion des fluctuations des variables est représentée par les résidus du modèle. Ceci implique que des chocs plus importants sont obtenus au cours des simulations. Les

Graphique 6. Solde budgétaire requis après correction des fluctuations conjoncturelles et volatilité des déficits



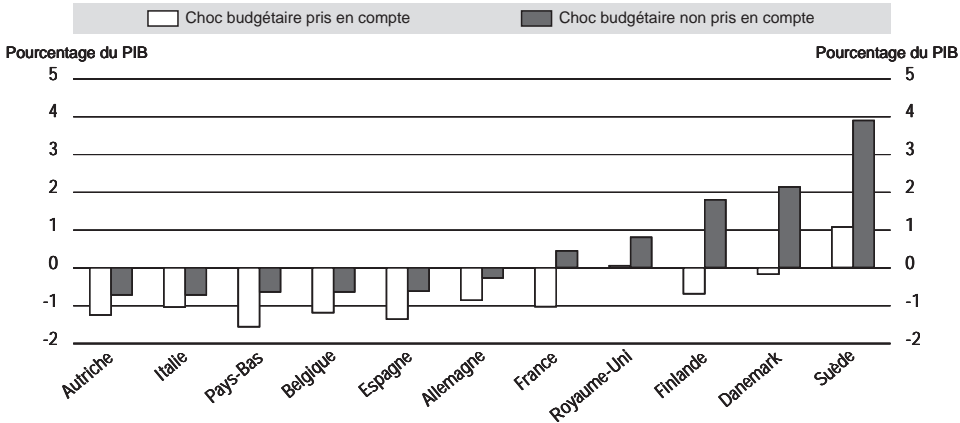
Source : Calculs des auteurs.

effets ne sont toutefois pas sans ambiguïté, dans la mesure où un modèle reposant sur de mauvaises estimations peut indiquer une propagation plus faible du choc – et donc entraîner un objectif budgétaire inférieur.

ANALYSE DE LA SENSIBILITÉ

Afin d'évaluer l'effet sur les résultats de la non prise en compte du choc budgétaire, les simulations ont également été réalisées en incluant les quatre chocs (graphique 7). Il apparaît, comme cela était prévisible, que le fait d'inclure le choc budgétaire se traduit par des critères budgétaires plus élevés (une plus grande volatilité appelle des marges plus élevées). Toutefois, le classement relatif des pays demeure globalement inchangé – et les critères plus stricts applicables à la Finlande, au Royaume-Uni, au Danemark et à la Suède sont maintenus. C'est en France et dans les trois pays scandinaves que la prise en compte du choc budgétaire modifie le plus les résultats. Ceci pourrait être l'indication d'un effet véritablement important des décisions de politique budgétaire sur la dynamique budgétaire passée, mais ce pourrait également être dû au fait que le modèle attri-

Graphique 7. Soldes publics corrigés des fluctuations conjoncturelles requis pour satisfaire le critère de déficit de 3 pour cent du PIB avec un seuil de confiance de 90 pour cent sur un horizon de 3 ans



Source : Calculs des auteurs.

bue trop de poids aux chocs budgétaires. Quoiqu'il en soit, la permanence du classement des pays après la prise en compte des quatre chocs indique que l'interprétation exacte des chocs n'est pas déterminante pour les critères relatifs à chaque pays – à savoir que même si le modèle ne rend pas exactement compte de ce que sont les « véritables » chocs de demande (budgétaire, réelle du secteur privé et monétaire) et d'offre, la position relative des pays demeure pratiquement inchangée.

Des simulations ont également été réalisées en vue d'évaluer la sensibilité des résultats aux modifications de la variable qui mesure la demande réelle du secteur privé. Le tableau 4 montre que le recours à un solde budgétaire du secteur privé (sous forme de différences premières) n'entraîne que des changements marginaux pour les pays où d'autres variables ont été utilisées dans le modèle de base, c'est-à-dire que les critères budgétaires varient de moins de 0.2 pour cent du PIB dans tous les cas. Des simulations ont également été effectuées pour étudier l'effet d'un classement de l'inflation en dernière plutôt qu'en première position en ce qui concerne l'Espagne, la Belgique et la Suède. Ici encore, les critères budgétaires ne varient que très légèrement, c'est-à-dire moins de 0.4 pour cent du PIB pour un horizon de cinq ans, avec un seuil de confiance de 90 pour cent. Enfin, la sensibilité des résultats à une variation du nombre de retards dans la spécification du modèle

Tableau 4. **Sensibilité des résultats à une variation de la variable mesurant la demande réelle du secteur privé**

	Horizon à trois ans (seuil de confiance à 90 pour cent)		Horizon à cinq ans (seuil de confiance à 90 pour cent)	
	Modèle de base	Avec D1NLPQ	Modèle de base	Avec D1NLPQ
Allemagne (D1CPV)	-0.85	-0.74	-0.54	-0.43
France (D1NLPQ)	-1.02	-	-0.42	-
Italie (CBQ)	-1.03	-0.91	-0.43	-0.40
Royaume-Uni (NLPQ)	0.04	-	0.68	-
Espagne (CBQ)	-1.35	-1.43	-0.85	-0.88
Autriche (D1SRATIO)	-1.25	-1.30	-0.92	-0.89
Belgique (D1NLPQ)	-1.18	-	-0.88	-
Pays-Bas (D1SRATIO)	-1.55	-1.52	-1.15	-1.13
Finlande (D1SRATIO)	-0.68	0.28	0.14	1.48
Danemark (D1NLPQ)	-0.16	-	0.77	-
Suède (D1SRATIO)	1.06	0.90	2.37	2.16

La variable qui mesure la demande réelle du secteur privé est indiquée entre parenthèses.

Note : Le symbole « - » suppose que NLPQ ou D1NLPQ est utilisé comme modèle de base pour le pays concerné.

Source : Calculs des auteurs.

Tableau 5. **Sensibilité des résultats à une variation de la durée du nombre de retards du modèle VAR**

	Horizon à trois ans (seuil de confiance à 90 pour cent)			Horizon à cinq ans (seuil de confiance à 90 pour cent)		
	Décalage optimal moins un	Décalage optimal	Décalage optimal plus un	Décalage optimal moins un	Décalage optimal	Décalage optimal plus un
Allemagne	-0.25	-0.85	-0.75	0.13	-0.54	-0.35
France	-1.04	-1.02	-1.12	-0.30	-0.42	-0.58
Italie	-0.80	-1.03	-1.36	0.10	-0.43	-0.83
Royaume-Uni	0.34	0.04	-0.20	1.20	0.68	0.42
Espagne	-0.97	-1.35	-1.24	-0.33	-0.85	-0.45
Autriche	-1.37	-1.25	-1.50	-1.00	-0.92	-1.22
Belgique	-1.13	-1.18	-1.04	-0.73	-0.88	-0.57
Pays-Bas	-1.40	-1.55	-1.73	-0.82	-1.15	-1.40
Finlande	-0.06	-0.68	-0.81	1.24	0.14	-0.05
Danemark	-0.38	-0.16	1.00	0.80	0.77	2.98
Suède	2.41	1.06	2.01	5.00	2.37	3.95

Source : Calculs des auteurs.

VAR a été examinée et elle s'est révélée assez faible, même si les trois pays scandinaves ont montré une sensibilité non négligeable (tableau 5). Considérés dans leur ensemble, ces résultats sur la sensibilité indiquent que la détermination de critères budgétaires à partir de différents modèles spécifiques aux pays soutient relativement bien la comparaison avec l'application d'un modèle exactement identique pour tous les pays (à savoir mêmes variables, même ordre et même nombre de retards).

CONCLUSION

Une méthodologie en deux temps a été utilisée pour estimer les marges budgétaires prudentes, à savoir celles susceptibles de permettre aux stabilisateurs automatiques de jouer pleinement leur rôle pendant la durée du cycle tout en empêchant le déficit des administrations publiques de dépasser la limite de 3 pour cent du PIB fixée par le Pacte de Stabilité et de Croissance. Un modèle VAR structurel a tout d'abord été estimé pour onze pays de l'UE, prenant en compte les effets sur les déficits des chocs économiques qui ont marqué l'histoire économique de chacun de ces pays. A partir des distributions estimées de ces chocs, des simulations stochastiques ont été réalisées pour établir des probabilités de dépassement du plafond de 3 pour cent. Au cours de chaque simulation, la politique budgétaire a été supposée demeurer inchangée afin de ne prendre en compte que les mouvements du déficit résultant de la stabilisation automatique et d'origines autres que budgétaires (c'est-à-dire les fluctuations dues aux chocs d'offre, aux chocs de demande réelle du secteur privé et aux chocs monétaires). Suivant cette méthode, les objectifs budgétaires deviennent d'autant plus stricts que les horizons considérés sont éloignés, compte tenu du fait que la probabilité de voir l'économie frappée par une série d'événements défavorables augmente avec le temps.

Les résultats des simulations indiquent que, pour la majorité des pays, si les gouvernements devaient viser un déficit budgétaire *corrigé des fluctuations conjoncturelles* entre 1.0 et 1.5 pour cent du PIB, le déficit *effectif* se maintiendrait, avec une probabilité de 90 pour cent, dans la limite des 3 pour cent sur un horizon de trois ans, sans qu'il soit nécessaire de procéder à un ajustement procyclique de la politique budgétaire. Cet horizon pourrait être étendu jusqu'à une durée de cinq à sept ans si les gouvernements optaient pour un objectif de solde budgétaire « proche de l'équilibre », défini comme un déficit corrigé des fluctuations conjoncturelles compris entre zéro et 1 pour cent du PIB. Étant donné que cet horizon couvre la durée moyenne d'un cycle conjoncturel, ces résultats reflètent largement les recommandations du Pacte et les conclusions de Buti *et al.* (1998). En ce qui concerne la Finlande, le Royaume-Uni et le Danemark (par ordre croissant), de faibles excédents (corrigés des fluctuations conjoncturelles) seraient nécessaires pour réduire le plus possible les risques de dépassement de la limite de 3 pour cent sur un horizon de

cinq ans, tandis que pour la Suède un excédent plus important serait nécessaire pour atteindre le même seuil de confiance.

Les résultats indiquent que les objectifs de déficit à moyen terme, tels qu'ils sont fixés pour chaque pays dans les programmes de Stabilité (pour les pays de la zone euro) et dans les programmes de Convergence (pour les pays ne participant pas à la zone euro), soumis au Conseil européen apparaissent dans l'ensemble prudents, du moins sur un horizon de trois ans. Sur des horizons plus éloignés, les résultats révèlent toutefois que pour les quatre grandes économies de l'UE et l'Autriche, l'objectif de déficit pourrait ne pas offrir une protection suffisante contre le dépassement du plafond de déficit de 3 pour cent du PIB. Les résultats indiquent également que les différences constatées entre les pays en matière d'objectifs de déficit à moyen terme sont largement justifiées au vu de la variation des déficits enregistrée par le passé.

NOTES

1. Ces estimations de l'élasticité sont naturellement entachées d'incertitude et d'instabilité temporelle et elles pourraient en particulier être influencées par la participation à l'UEM. En tout état de cause, les estimations du Secrétariat de l'OCDE sont comparables à celles utilisées par le FMI et par la Commission européenne.
2. Prenant en compte la variation des écarts de production, le FMI montre comment une position budgétaire structurelle entre équilibre et déficit de 1 pour cent du PIB permettrait une totale stabilisation automatique, dans la limite des 3 pour cent et avec un niveau de confiance de 95 pour cent (en supposant que les écarts de production dans tous les pays de la zone euro sont tirés de la même distribution normale).
3. Pour une analyse des sujets concernant l'économétrie des modèles VAR structurels, voir Amisano et Giannini (1997).
4. Cette série de restrictions suppose que toutes les variables du système devraient être des variables intégrées du même ordre mais ne devraient pas être co-intégrées.
5. Comme il est décrit ci-après, la série de restrictions a été légèrement modifiée pour quelques pays afin d'obtenir des réponses d'impulsion qui semblaient plus compatibles avec les *a priori* économiques.
6. Interprété comme le niveau de solde budgétaire de l'État corrigé des fluctuations conjoncturelles.
7. De la même manière, la distribution des valeurs maximales serait centrée autour d'excédents de plus en plus élevés.
8. Il n'existe pas de comptes publics pour le Luxembourg, et il n'a pas été possible d'obtenir des modèles bien déterminés pour le Portugal et la Grèce, notamment du fait de problèmes liés aux données de la comptabilité publique dans ces pays. L'Irlande a été exclue car les données comptables ne remontent qu'à 1977, ce qui était susceptible de poser des problèmes du faible nombre de degrés de liberté.
9. Les données semestrielles ont été choisies en vue d'obtenir des marges de manœuvre suffisantes pour les modèles. L'un des problèmes liés à l'utilisation de données semestrielles pour l'analyse budgétaire est que les soldes budgétaires s'inscrivent dans des schémas annuels et que les données semestrielles peuvent ainsi être source d'erreur dans certains cas. Par ailleurs les autres données – en particulier pour certains des plus petits pays – révèlent parfois un comportement apparemment excessivement erratique d'un semestre à l'autre.
10. Toutes les données sont tirées de la Base de données analytique de l'OCDE et sont mesurées sur la base des comptes nationaux.
11. Des tests standard de racine unitaire ont été utilisés pour déterminer l'ordre d'intégration.
12. Les exceptions sont l'Espagne, la Belgique et la Suède où la variation de l'inflation est classée en première et non en dernière position dans le modèle VAR. Dans le cas de ces pays, les chocs

permanents d'inflation (qui sont interprétés comme des chocs monétaires) peuvent avoir des effets permanents sur la production et sur solde budgétaire. Cet ordre différent est justifié par la conclusion qui veut que dans le nouveau classement les perturbations interprétées comme des chocs d'offre se sont en fait comportées comme des chocs de demande (à savoir un choc positif entraînant une hausse à la fois de la production et de l'inflation). Ceci peut être interprété comme la preuve de l'existence d'une hystérèse. Il s'avère que le classement de l'inflation n'a pour ces trois pays que des effets marginaux sur les résultats finaux des simulations stochastiques (c'est-à-dire que les résultats sont les mêmes, que l'inflation soit classée en première ou en dernière position dans le système).

13. Compte tenu de l'espace limité, les chiffres correspondant aux réponses ne sont pas reproduits dans le présent document mais sont disponibles sur demande auprès des auteurs ou peuvent être consultés dans la version document de travail (Dalsgaard et de Serres (1999), site web www.oecd.org/eco/eco).
14. Par hypothèse, le resserrement de la politique budgétaire n'a que des effets temporaires sur le niveau de la production.
15. Font exception la Belgique, l'Espagne, le Royaume-Uni et la Suède où l'inflation s'élève au moment de l'impact puis commence à diminuer après deux à quatre semestres.
16. Sur la base des chocs spécifiques aux pays et non de la moyenne des chocs enregistrés dans les quatre grandes économies de l'UE, le critère en matière de budget sur un horizon de cinq ans et avec un seuil de confiance de 90 pour cent serait de 3.7 pour cent du PIB pour la Suède (au lieu de 2.4) et de 1.4 pour cent du PIB pour la Finlande (au lieu de 0.1).
17. Ceci est particulièrement vrai pour les pays où le choc global d'offre s'avère avoir un effet permanent sur le ratio de déficit (outre le choc budgétaire lui-même qui est neutralisé au cours des simulations). Dans ce cas, la variance du solde budgétaire simulé tend à s'accroître de manière continue au fur et à mesure que l'horizon s'allonge.
18. Outre la volatilité du déficit, plusieurs études ont révélé pour la Suède une sensibilité relativement plus élevée du budget aux mouvements cycliques que pour les autres pays de l'UE.

BIBLIOGRAPHIE

- AMISANO, G. et C. GIANNINI (1997), *Topics in Structural VAR Econometrics*, 2^e édition, Springer-Verlag, Heidelberg.
- BECKER, T. (1997), « An investigation of Ricardian equivalence in a common trends model », *Journal of Monetary Economics*, vol. 39, pp. 405-431.
- BLANCHARD, O. et D. QUAH (1989), « The dynamic effect of aggregate demand and supply disturbances », *American Economic Review*, vol. 79, n° 4.
- BRUNEAU, C. et O. DE BANDT (1997), « Fiscal policy in the transition to monetary union: A structural VAR model », document présenté à une conférence.
- BUTI, M., D. FRANCO et H. ONGENA (1997), « Budgetary policies during recessions – retrospective application of the Stability and Growth Pact to the post-war period in the European Commission », *Economic Papers*, n° 121.
- BUTI, M., D. FRANCO et H. ONGENA (1998), « Fiscal discipline and flexibility in EMU: the implementation of the Stability and Growth Pact », *Oxford Review of Economic Policy*, automne.
- DALSGAARD, T. et A. DE SERRES (1999), « Estimating prudent budgetary margins for 11 EU countries: a simulated SVAR model approach », Documents de travail du Département des Affaires économiques n° 216, OCDE, Paris.
- DE SERRES, A. et A. GUAY (1995), « The selection of the truncation lag in structural VARs (or VECMs) with long-run restrictions », Document de travail, 95-9, Bank of Canada, Ottawa.
- FONDS MONÉTAIRE INTERNATIONAL (1998a), « Politiques économiques dans la zone euro et conséquences extérieures de l'UEM », Annexe de référence, *Perspectives de l'économie mondiale*, automne.
- FONDS MONÉTAIRE INTERNATIONAL (1998b), « France: selected issues. Fiscal stabilizers under EMU », *IMF Staff Country Report*, n° 98/132, décembre.
- KOREN, S. et A. STIASSNY (1998), « Tax and spend, or spend and tax? An international study », *Journal of Policy Modelling*, vol. 20, n° 2.
- LUTKEPOHL, H. (1990), « Asymptotic distribution of impulse response functions and forecast error variance decomposition of vector autoregressive models » *Review of Economic and Statistics*, vol. 72, n° 1.
- OCDE (1997), *Perspectives économique 62*, Paris, décembre.
- OCDE (1998), *Perspectives économiques 64*, Paris, décembre.
- ROODENBURG, H., R. JANSSEN et H. TER RELE (1998), « Assessing a safety margin for the fiscal deficit vis-à-vis the EMU ceiling », *The Economist*, vol. 146, n° 3.