

PHILIPPINE COUR
ERIC DUBOIS
SELMA MAHFOUZ,
JEAN PISANI-FERRY¹

QUEL EST LE COÛT DES AJUSTEMENTS BUDGÉTAIRES ?

RÉSUMÉ L'impact des déficits publics sur la croissance est depuis longtemps l'objet de controverses entre les keynésiens, pour lesquels réduire *ex ante* les déficits publics a des effets défavorables sur la croissance, au moins à court terme, et les néoclassiques, pour lesquels l'activité est entièrement déterminée par l'offre, si bien que les déficits publics n'ont aucun effet sur l'activité. L'expérience danoise des années 1983 à 1986, celle de l'Irlande des années 1986 à 1989, au cours desquelles la réduction drastique des déficits publics ne s'est pas traduite par des pertes de croissance, ont amené à proposer des modèles théoriques qui font le pont entre ces deux approches antagonistes : selon ces modèles, l'économie serait plutôt keynésienne en temps normal, mais « anti-keynésienne » lorsqu'une crise budgétaire menace.

Cet article vise à tester de manière systématique si une telle logique anti-keynésienne se manifeste au cours des épisodes d'ajustement et d'expansion de grande ampleur observés dans 17 pays de l'OCDE

depuis le début des années soixante-dix². Ces épisodes ont été sélectionnés de façon à correspondre à une période d'amélioration (ou de dégradation) continue du solde structurel primaire, et à inclure une sous-période pendant laquelle la variation de ce solde a été importante. Les 37 épisodes ainsi repérés font alors l'objet d'une analyse descriptive détaillée, dont le fil directeur est la recherche de facteurs susceptibles d'expliquer la grande variété des effets sur la croissance observés. La question de la mesure même de ces effets (à partir de la croissance observée *ex post*) est discutée, et différents indicateurs sont construits.

Quatre grandes catégories de facteurs sont examinées : (i) les conditions initiales et le contexte dans lequel l'épisode a pris place (situation des finances publiques, position initiale dans le cycle...); (ii) les caractéristiques intrinsèques du pays (taille, degré d'ouverture...); (iii) la composition de l'ajustement (ou de l'expansion) budgétaire; (iv) la politique monétaire et de change ayant accompagné ces épisodes. En

1. Philippine Cour est économiste au CEPII; Selma Mahfouz et Eric Dubois sont économistes à l'INSEE, Direction des synthèses économiques; Jean Pisani-Ferry est directeur du CEPII.

2. Le présent article repose sur une étude de Ph. Cour, E. Dubois, S. Mahfouz et J. Pisani-Ferry (1996), réalisée pour la conférence organisée par le CEPII et le DELTA, le 12 septembre 1996, sur les effets macroéconomiques des ajustements budgétaires, qui s'est tenue à l'Assemblée nationale à Paris. Cette conférence a bénéficié du concours de la Fondation Florence Gould, de la Fondation franco-américaine, de la Maison des sciences de l'Homme, du CEPII et de l'Assemblée nationale.

Les auteurs remercient Pierre-Yves Hémin et Franck Portier pour leurs remarques critiques sur ce travail. Une version anglaise de cette étude est disponible (Cour & al., 1996).

outré, afin d'examiner si les épisodes de grande ampleur diffèrent des ajustements (ou expansions) de moindre envergure, la même analyse est réalisée sur les épisodes de politique budgétaire « normale » des mêmes pays sur la même période. Les conclusions de cette première partie de l'étude sont : (i) les ajustements de grande ampleur ont en général été entrepris face à une forte dégradation des finances publiques, alors que les expansions de grande ampleur répondent le plus souvent à un ralentissement de l'activité ; (ii) les restrictions de grande envergure semblent avoir eu en moyenne un effet plus faible sur l'activité que les ajustements standard, une fois prises en compte les positions initiales dans le cycle ; en particulier, un nombre non négligeable de ces épisodes n'a pas été accompagné de pertes de croissance ; (iii) s'il est vrai que les ajustements de grande ampleur ont été davantage le fait de petits pays plus ouverts, il n'apparaît en revanche aucune régularité en ce qui concerne les variations des taux d'intérêt et de change, ou en matière de composition des ajustements ; (iv) seule la variation du taux d'épargne des ménages apparaît nettement corrélée à l'effet en termes de croissance de la politique budgétaire : les ajustements budgétaires « anti-keynésiens » ont en général été accompagnés d'une baisse du taux d'épargne des ménages.

Un deuxième volet de l'article est consacré à des tentatives de réconciliation des résultats de l'analyse descriptive avec les schémas keynésiens. Pour cela, deux aspects sont étudiés : est tout d'abord examiné et éliminé, le risque de biais dans la sélection des épisodes vers les ajustements « réussis » en termes de croissance (qui pourrait exister si, par exemple, les restrictions budgétaires étaient immédiatement interrompues face à une dégradation de l'activité, de sorte que les seuls ajustements importants seraient ceux qui ont eu un coût en croissance plus limité). Dans un deuxième temps, on cherche à prendre en

compte le bruit lié à l'existence, durant les épisodes, de chocs autres que les chocs budgétaires et lié au petit nombre d'épisodes, ainsi que l'incertitude entourant le multiplicateur keynésien tel qu'il est estimé à l'aide de modèles macro-économétriques keynésiens pour tester si le multiplicateur moyen observé (qui est proche de zéro) est vraiment en contradiction avec les prédictions des modèles keynésiens. Le multiplicateur moyen observé n'apparaît pas significativement différent du multiplicateur théorique, ce qui ne contredit pas formellement les résultats des modèles macro-économétriques keynésiens, mais la distribution empirique n'est pas normale autour de cette moyenne, et comprend en particulier probablement trop de multiplicateurs négatifs pour être conforme aux résultats de ces modèles.

La dernière partie revient de façon plus approfondie sur le lien entre succès d'un ajustement et comportement de consommation. Pour cela, des estimations d'équations de consommation en coupe sur les différents pays sont réalisées, en introduisant, comme variables explicatives communes, les variables de politique budgétaire, d'une part sur les épisodes de grande ampleur, et d'autre part en dehors de ces épisodes, et en contraignant ou non les autres coefficients à être identiques pour tous les pays. Les principaux résultats obtenus sont les suivants : (i) les variables de soldes budgétaires n'apparaissent significatives que pendant les épisodes de grande ampleur, et leur impact est plus élevé quand les coefficients des autres variables sont contraints ; (ii) de plus, quand on distingue entre les épisodes « keynésiens » et « anti-keynésiens », la variable de solde budgétaire n'est significative que sur les restrictions budgétaires de grande ampleur anti-keynésiennes. Ainsi, les restrictions budgétaires anti-keynésiennes se seraient effectivement accompagnées d'une baisse du taux d'épargne des ménages supérieure à ce qu'auraient prédit des équations de consommation « traditionnelles ».

Introduction

Depuis le début des années quatre-vingt-dix, les pays de l'Union européenne ont réalisé des efforts sans précédent pour réduire leurs déficits budgétaires. Selon l'OCDE (1996), leur déficit structurel moyen est passé de 5,2 % du PIB en 1992 à 3,6 % en 1996, et il devrait être ramené à 2,2 % en 1997. L'accord conclu au Conseil européen de Dublin de décembre 1996 sur le « Pacte de stabilité et de croissance » devrait induire une poursuite de cet effort au delà de 1997. Dans une perspective de moyen terme, ces ajustements apparaissent nécessaire si les Etats européens veulent éviter une dérive de leurs dettes publiques. Toutefois, ils suscitent de nombreuses inquiétudes en raison des effets récessifs qu'ils ont, ou pourraient avoir sur l'activité en Europe.

L'impact des déficits publics sur la croissance est depuis longtemps l'objet de controverses entre les keynésiens, pour lesquels réduire les déficits publics a des effets défavorables sur la croissance (au point qu'une telle politique risque *in fine* de ne permettre qu'une restauration très limitée des finances publiques), et les néo-classiques, pour lesquels l'activité est entièrement déterminée par l'offre, si bien que les déficits publics n'ont aucun effet sur l'activité. L'expérience danoise des années 1983 à 1986, et celle de l'Irlande des années 1986 à 1989, ont conforté les arguments de ceux pour qui un ajustement budgétaire n'est pas nécessairement coûteux pour la croissance : rappelons que le Danemark a, dans cette période, réduit de trois points de PIB par an son déficit structurel, et a simultanément enregistré une accélération de sa croissance. *A contrario*, certaines relances budgétaires semblent avoir été pour le moins inefficaces : en Suède, entre 1990 et 1993, le déficit public a augmenté de 17 points de PIB, tandis que la demande intérieure s'effondrait sous l'effet d'une forte hausse de l'épargne des ménages.

L'Irlande et le Danemark sont des petits pays, et la Suède a connu une grave crise financière au début des années quatre-vingt-dix. Ces expériences sont toutefois suffisamment troublantes pour mériter un examen approfondi afin de déterminer quels sont les facteurs à l'origine de ces évolutions contraires aux mécanismes keynésiens traditionnels, et s'il s'agit ou non de phénomènes isolés.

Comment, tout d'abord, peut-on expliquer qu'une contraction budgétaire puisse être généralement récessive, mais parfois expansionniste ? Même enrichis par la prise en compte des effets d'éviction financière, les modèles néo-keynésiens usuels (tels que les modèles macro-économétriques d'usage courant) ne permettent pas de rendre compte de tels phénomènes. Le retour financier peut en effet réduire l'incidence récessive d'un ajustement budgétaire, il ne peut pas l'éliminer et moins encore l'inverser (TABLEAU 1). En outre, la pertinence de ce type d'effet a été fortement réduite par l'accroissement de la mobilité internationale du capital. De même, les modèles néo-classiques usuels, qui reposent sur des fondements micro-économiques développés, peuvent expliquer que la politique budgétaire soit sans effet, parce que les ménages anticipent que le déficit d'aujourd'hui donnera lieu à des impôts futurs (phénomène dit d'équivalence ricardienne) ; mais des modèles où le déficit est neutre ne peuvent par définition

pas aider à comprendre que la même contraction budgétaire soit tantôt récessive, tantôt expansionniste. La plupart des tests empiriques conduisent en outre à rejeter l'hypothèse d'équivalence ricardienne.

TABLEAU 1

Effet des politiques budgétaires			
Modèles néokeynésiens	Hypothèses <ul style="list-style-type: none"> • Horizon de court-moyen terme • Faible mobilité du capital 	Mécanismes <ul style="list-style-type: none"> • Eviction financière partielle • Pas de non-linéarités KEYNESIEN 	Effet d'un ajustement Récessif
Equivalence ricardienne	<ul style="list-style-type: none"> • Contrainte budgétaire intertemporelle • Consommateurs à horizon infini • Anticipations rationnelles 	<ul style="list-style-type: none"> • Eviction un pour un de la consommation privée par la consommation publique anticipée • Neutralité du déficit NON KEYNESIEN 	Neutre
Modèles néoclassiques à effet de composition	<ul style="list-style-type: none"> • Cadre néo-ricardien • Distorsion fiscale • La composition de l'ajustement dépend des conditions initiales (niveau de dette,...) 	<ul style="list-style-type: none"> • Super-éviction en raison des effets d'offre ANTI-KEYNESIEN 	Ajustements expansionnistes si conditions initiales dégradées
Modèles keynésiens à effet de seuil	<ul style="list-style-type: none"> • Rigidités keynésiennes • Consommateurs à horizon fini • Probabilité de «stabilisation» croît avec dette 	<ul style="list-style-type: none"> • Mécanisme keynésien dans des conditions normales • Inversion des effets lorsque la situation des finances publiques est dégradée KEYNESIEN ou ANTI-KEYNESIEN 	<ul style="list-style-type: none"> • Récessif quand la dette est faible • Expansionniste quand la dette est élevée

Des approches récentes donnent quelques pistes pour expliquer la coexistence de comportements keynésiens et anti-keynésiens. A partir de prémisses variables selon les travaux, elles ont en commun de rationaliser l'idée selon laquelle pourraient exister des non-linéarités importantes dans la réaction des agents aux modifications des déficits publics : de la même manière qu'à partir de fondements micro-économiques communs, la théorie des équilibres à prix fixes avait mis en évidence la possibilité de plusieurs régimes, dont chacun peut être caractérisé par une réponse spécifique de l'économie aux impulsions de politique économique,

ces travaux suggèrent que l'économie pourrait être keynésienne en temps normal, mais non keynésienne ou anti-keynésienne³ dans certaines circonstances budgétaires. En particulier, les ajustements de grande ampleur auraient plus de chances de susciter des comportements non keynésiens, car ces derniers interviennent généralement dans des périodes critiques où les comportements des agents se modifient.

Un premier ensemble de travaux prend appui sur le modèle néo-classique, mais y apporte deux adjonctions (Blanchard 1990 ; Alesina & Perotti 1995 ; Perotti 1996). La première est la prise en compte de distorsions fiscales, avec pour effet qu'une hausse des impôts (ou des dépenses, puisqu'un accroissement permanent des dépenses suscite une anticipation d'impôts à venir) réduit la production par le canal d'effets d'offre. Sous cette hypothèse, la variable décisive est le niveau permanent des dépenses publiques, et les inflexions budgétaires de grande ampleur qui sont susceptibles d'avoir une incidence permanente sur le niveau des dépenses, peuvent donc avoir des effets sur le niveau d'activité. Il ne reste plus alors, et c'est la seconde adjonction, qu'à faire l'hypothèse qu'en temps normal, les ajustements budgétaires prennent généralement la forme d'accroissements des recettes (qui valident un niveau de dépense préétabli, mais ne l'affectent pas), tandis que les périodes de détresse budgétaire conduisent plus souvent à des coupes permanentes dans les dépenses, et sont donc susceptibles d'exercer des effets d'offre positifs. Cependant, ces modèles ne peuvent évidemment pas rendre compte d'effets expansionnistes d'un accroissement du déficit : ils peuvent donner lieu à des comportements non keynésiens ou anti-keynésiens, mais jamais à des comportements keynésiens.

La dernière catégorie de modèles repose également sur la prise en compte de non-linéarités, mais à partir de fondements keynésiens. Le mécanisme essentiel suggéré par Blanchard (1990) et formalisé par Bertola & Drazen (1993) est ici l'accumulation de dette publique : tant que les agents sont assurés de ce que l'endettement public reste soutenable, ils peuvent en ignorer les conséquences. Mais si la dette atteint un niveau critique, et que sa monétisation ou sa répudiation est écartée, ils savent qu'un programme de stabilisation comportant une hausse des impôts va devoir être mis en place, et épargnent en conséquence. Ce modèle a cependant le défaut que le comportement des ménages est ricardien à des niveaux faibles de dépense publique. Tel n'est pas le cas dans l'approche de Sutherland (1995), pour qui les non-linéarités s'expliquent par l'incertitude quant à la distribution inter-générationnelle des impôts futurs. Dans ce modèle, construit avec des générations imbriquées et où les consommateurs raisonnent donc sur une durée finie, les agents se comportent de façon keynésienne aussi longtemps que la dette publique demeure assez faible pour que la charge de l'ajustement leur semble devoir être supportée par les générations futures ; ils deviennent de plus en plus anti-keynésiens à mesure que la probabilité de voir cette charge peser sur eux-mêmes augmente. On peut alors comprendre que l'économie réagisse de façon opposée aux mêmes stimuli budgétaires. Ce type de modèle semble bien traduire

3. Convenons de qualifier de « non keynésiens » les comportements d'indifférence au déficit (tels qu'ils peuvent résulter de l'équivalence ricardienne) et « d'anti-keynésiens » les comportements où se manifeste une inversion des canaux keynésiens (par exemple expansionniste à la suite d'un ajustement budgétaire).

les situations de crise budgétaire, au cours desquelles les comportements d'anticipation prennent une force inaccoutumée.

Fortes de ces modèles théoriques, diverses études appliquées récentes ont cherché à analyser de manière systématique, au-delà des seuls cas danois et irlandais, les effets réels des ajustements budgétaires. En raison des non-linéarités qui pourraient leur être associées, elles se sont concentrées sur les épisodes de grande ampleur (Alesina & Perotti, 1995 ; Cour & Pisani-Ferry, 1995 ; Artus & Kaabi, 1996 ; Giavazzi & Pagano, 1995 ; FMI, 1996 ; OCDE, 1996). La présente étude s'inscrit dans cette lignée, et examine de façon détaillée les épisodes d'ajustement (et d'expansion) budgétaires de grande ampleur dans les pays de l'OCDE depuis le début des années soixante-dix. Après une analyse descriptive des épisodes de grande ampleur et une comparaison avec des épisodes budgétaires d'ampleur plus « standard », la robustesse des effets anti-keynésiens observés est testée. L'analyse empirique cherche notamment à tester un certain nombre d'hypothèses susceptibles d'expliquer le caractère anti-keynésien de certains ajustements de grande ampleur, comme la taille et l'ouverture extérieure du pays, le *policy mix*, les gains de crédibilité associés à un rétablissement des finances publiques, ou encore le comportement d'épargne des ménages, qui font ensuite l'objet d'un examen plus détaillé.

L'analyse empirique des épisodes budgétaires de grande ampleur

La méthode

La sélection des épisodes budgétaires de grande ampleur suppose de choisir une mesure de la politique budgétaire, et un critère d'amplitude. Une restriction (expansion) de grande ampleur est ici définie comme une période d'amélioration (dégradation) continue du solde structurel primaire ⁴ mesuré en points de PIB potentiel (SSP), incluant une sous-période d'au plus 3 ans durant laquelle la variation du SSP a été d'au moins 3 points. Sur 16 pays de l'OCDE ⁵ depuis le début des années soixante-dix, un tel critère conduit à sélectionner 19 ajustements et 18 expansions de grande ampleur ⁶ (TABLEAU 2). Par contraste, les autres périodes de variation monotone du solde structurel primaire sont définies comme épisodes « standard » ⁷.

4. Solde de l'ensemble des administrations publiques, net des intérêts sur la dette publique et corrigé des incidences de la conjoncture. Cet indicateur est destiné à mesurer l'orientation de la politique budgétaire (Chouraqui & al.).

5. Les 16 pays sont les pays du G7, l'Australie, l'Autriche, la Belgique, le Danemark, la Finlande, l'Irlande, les Pays-Bas, l'Espagne et la Suède. La Grèce et le Portugal, dont les soldes structurels ont connu des évolutions très heurtées, et la Norvège, dont les indicateurs de politique budgétaire retracent surtout les évolutions des revenus pétroliers, n'ont pas été retenus dans l'échantillon.

6. La France et les Etats-Unis n'ont pas connu d'évolution discrétionnaire très marquée du solde budgétaire.

7. Ces épisodes « standard » sont trois fois plus nombreux, pour les ajustements comme pour les expansions, que les épisodes de grande ampleur.

TABLEAU 2

PAYS	NOM DES ÉPISODES	Episodes budgétaires de grande ampleur	
		RESTRICTIONS	EXPANSIONS
ALLEMAGNE	Allemagne1	1980-1983	
AUSTRALIE	Australie1		1975-1976
	Australie2	1980-1982	
	Australie3	1985-1988	
	Australie4		1991-1994
AUTRICHE	Autriche1		1974-1976
BELGIQUE	Belgique1		1980-1981
	Belgique2	1982-1987	
	Belgique3	1993-1994	
CANADA	Canada1		1975-1978
	Canada2	1979-1981	
DANEMARK	Danemark1		1974-1977
	Danemark2		1979-1982
	Danemark3	1983-1986	
	Danemark4		1987-1994
ESPAGNE	Espagne	1992-1995	
FINLANDE	Finlande1	1975-1976	
	Finlande2		1977-1980
	Finlande3		1990-1992
IRLANDE	Irlande1		1978-1979
	Irlande2	1982-1984	
	Irlande3	1986-1989	
ITALIE	Italie1	1976-1977	
	Italie2	1982-1983	
	Italie3	1991-1993	
JAPON	Japon1		1975-1978
	Japon2	1979-1987	
	Japon3		1990-1994
PAYS-BAS	Pays-Bas	1991-1993	
ROYAUME-UNI	Royaume-Uni1		1971-1973
	Royaume-Uni2	1979-1982	
	Royaume-Uni3		1992-1993
SUEDE	Suède1		1972-1974
	Suède2		1977-1979
	Suède3	1986-1987	
	Suède4		1990-1993
	Suède5	1994-1995	

Les épisodes grisés correspondent à un multiplicateur négatif.

La durée et l'intensité des impulsions budgétaires ont souvent été très élevées, tant pour les ajustements que les expansions de grande ampleur : en moyenne lors d'une restriction de grande ampleur, le solde structurel primaire s'est redressé de 1,7 point de PIB potentiel par an pendant 3,5 ans (TABLEAU 3). A titre de comparaison, le solde structurel primaire de la France s'est amélioré de moins d'un point de PIB entre 1994 et 1996. Cet effort s'est en général traduit par une amélioration du solde total, mais de moindre ampleur que le redressement du solde structurel primaire, du fait des stabilisateurs automatiques et de la dynamique de la dette. En revanche, les expansions se sont en moyenne accompagnées d'une dégradation du solde budgétaire supérieure à la détérioration du SSP consentie.

TABLEAU 3

	Valeurs moyennes sur la durée des épisodes	
	RESTRICTIONS	EXPANSIONS
Variation du SSP*	1,7	-1,7
Variation du solde total	1,2	-2,0
Durée	3,5	3,6
Croissance relative du pays	-0,2	-0,2
Coût en croissance (multiplicateur)	0,1	-0,1

* Solde structurel primaire.

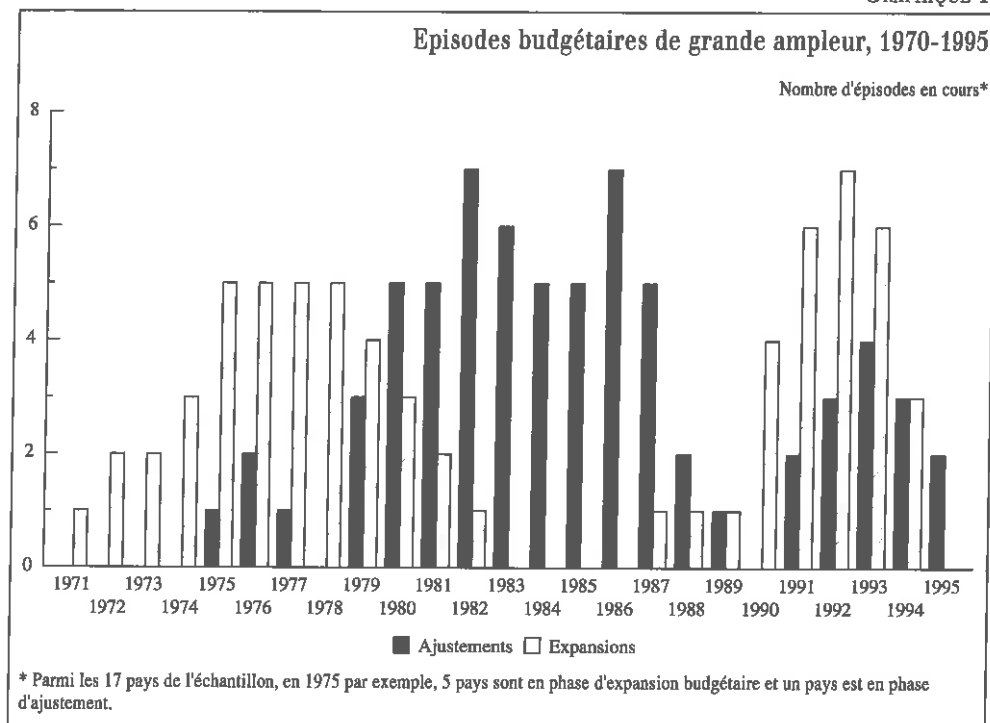
La répartition de ces épisodes n'est évidemment pas homogène dans le temps (GRAPHIQUE 1). On observe ainsi dans les années soixante-dix, une concentration d'expansions budgétaires en réponse au premier choc pétrolier ; dans les années quatre-vingt, des efforts de rééquilibrage des finances publiques ; une nouvelle période de relances au début des années quatre-vingt-dix, mais simultanément à des ajustements. La corrélation avec le cycle est sensible. En effet, il apparaît que les ajustements ont en général été entrepris quand les finances publiques étaient très dégradées, tandis que les relances budgétaires ont plutôt répondu à des ralentissements de l'activité, au niveau interne et sur le plan international (TABLEAU 4).

TABLEAU 4

	En points de PIB ou en pourcentage	
	RESTRICTIONS	EXPANSIONS
Solde budgétaire (t - 1)	-6,9	1,7
Dette publique (t - 1)	67,6	39,5
Variation de la dette (t - 1)	3,8	-1
Croissance relative* du pays (t-1)	0,2	-0,4
Variation de la croissance (t)	-0,4	-0,7
Variation de la croissance du G7 (t)	-0,4	-0,9

(t) : année de mise en œuvre de l'ajustement ; (t-1) indique l'année précédant le début de l'épisode.
* Ecart de croissance du pays par rapport au G7, corrigé de l'écart tendanciel moyen sur 1971-1995.

GRAPHIQUE 1



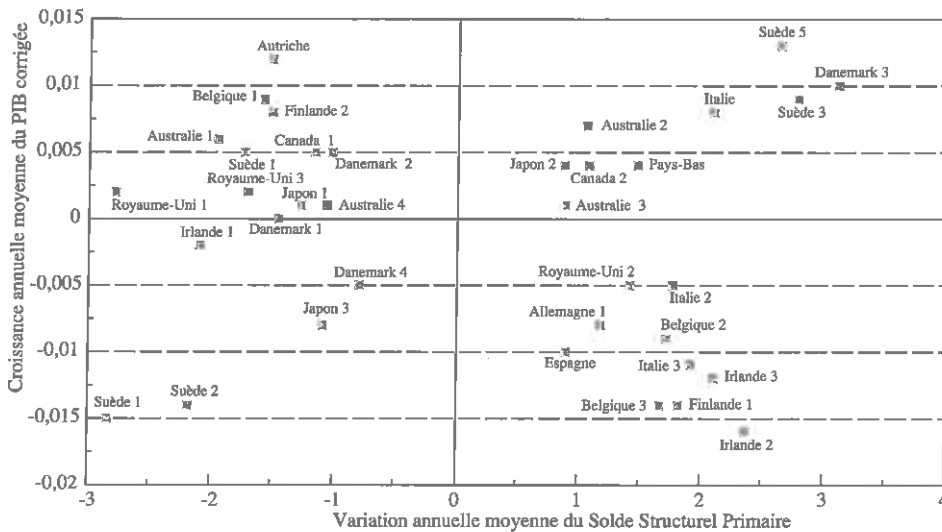
La mesure de l'effet sur la croissance de ces restrictions et expansions budgétaires de grande ampleur nécessite un soin particulier. Un indicateur de croissance relative a été défini afin d'éliminer de manière simple et systématique, sur la durée de chaque épisode, l'influence de la conjoncture mondiale sur la croissance du pays considéré. Il mesure l'écart de croissance du pays par rapport au G7, corrigé de l'écart des croissances tendancielles sur la période 1971-1995 (voir Cour & al., 1996). Schématiquement, les programmes d'ajustement qui s'accompagnent d'un effet positif sur la croissance relative ainsi définie peuvent être qualifiés d'anti-keynésiens, par opposition aux épisodes keynésiens pour lesquels le multiplicateur apparent est positif⁸ (GRAPHIQUE 2).

Évalués à l'aune de cet indicateur de croissance relative, de nombreux épisodes s'écartent nettement de la logique keynésienne : l'effet sur la croissance n'est pas corrélé négativement avec l'ampleur de l'effort budgétaire. Sur les dix-neuf expériences d'ajustement sélectionnées, sept apparaissent anti-keynésiennes, et parallèlement six expansions budgétaires se sont accompagnées de récessions. Ainsi, les programmes d'ajustement qui peuvent être considérés comme réussis, en raison de leurs effets sur la croissance, ne se résument pas à quelques contes de fées, tel le cas danois, mais concernent près du tiers des grands ajustements opérés durant ces 25 dernières années. En revanche, la restriction budgétaire irlandaise de 1986-1989, souvent citée en exemple, n'apparaît pas avoir eu d'effet

8. Symétriquement pour les expansions.

GRAPHIQUE 2

Effets sur la croissance des épisodes budgétaires de grande ampleur*



* Voir TABLEAU 2 pour les dates des épisodes.

positif sur la croissance relative lorsqu'est pris en compte le fort différentiel de croissance de l'Irlande par rapport au G7 sur l'ensemble de la période 1971-1995.

Les épisodes budgétaires de grande ampleur et les épisodes standard

L'analyse théorique dont les grandes lignes ont été indiquées au début de cet article invite à rechercher les différences qui, au-delà de l'ampleur de l'impulsion budgétaire, peuvent apparaître entre les ajustements et les expansions de grande ampleur et les épisodes budgétaires standard. A cet effet, il convient d'examiner les caractéristiques structurelles du pays, le contexte macroéconomique, la composition de la politique budgétaire et la politique monétaire d'accompagnement, en comparant les épisodes de grande ampleur aux épisodes standard.

Plusieurs traits ressortent. Les politiques budgétaires de grande envergure ont plutôt concerné les petits pays (TABLEAU 5). Les ajustements de grande ampleur ont en général été entrepris dans un contexte macro-économique national et international moins favorable que les épisodes standard, et en réponse à une situation de finances publiques plus dégradées. Il se confirme ainsi que les programmes d'ajustement budgétaires ont souvent répondu à des périodes de creusement du déficit ou de dérapage de la dette publique. *A contrario*, les expansions de grande ampleur ont plutôt répondu à une détérioration des conditions macro-économiques générales. L'indicateur d'impulsion budgétaire agrégée dans le G7 suggère que les

ajustements et les expansions opérés au niveau national ont été corrélées, mais faiblement, avec la politique budgétaire du G7.

En référence au modèle néo-classique, la composition d'un ajustement budgétaire est souvent réputée déterminante pour son succès. Une analyse correcte de cet effet de composition nécessite toutefois de corriger les données de recettes et de dépenses courantes de l'effet du cycle, afin de disposer d'une véritable mesure de l'orientation donnée *ex ante* par les autorités budgétaires. Les données structurelles ne font alors pas apparaître de fortes différences entre les épisodes de grande ampleur et les épisodes standard (alors que les ajustements diffèrent clairement des expansions). Comme les recettes et les dépenses publiques sont marquées, sur la période considérée, d'une tendance sensible à la hausse, la mesure de l'orientation donnée par les autorités budgétaires peut alors être corrigée, en sorte de ne retenir que l'écart par rapport à cette tendance. Les données structurelles corrigées de leur évolution tendancielle montrent alors des différences plus sensibles : les restrictions de grande ampleur s'accompagnent d'une nette baisse des dépenses structurelles, et symétriquement les expansions de grande ampleur correspondent à un inflexissement de la tendance des recettes structurelles (TABLEAU 5, page suivante).

Cependant, la composition d'un ajustement ne semble pas jouer, contrairement aux attentes, sur le signe du multiplicateur.

Il importe aussi d'examiner la politique monétaire et la politique de change. On pourrait en effet penser que les effets récessifs de certains ajustements ont été compensés par un *policy mix* combinant une expansion monétaire à la restriction budgétaire. Globalement cependant, pour les ajustements et les expansions de grande ampleur, les conditions monétaires n'ont pas compensé la politique budgétaire, au contraire⁹. Le taux de change effectif réel s'est en moyenne légèrement apprécié pendant les épisodes de grands ajustements, déprécié durant les expansions. Les taux d'intérêt réels ont augmenté pendant les restrictions de grande envergure : la baisse des taux nominaux longs qui pourrait traduire une confiance accrue des marchés financiers a en effet été plus que compensée par une décélération des prix. Les conditions monétaires mesurées par un indice monétaire agrégé¹⁰ apparaissent plus restrictives durant les épisodes de restriction budgétaire majeurs relativement aux épisodes standard même si les forts écarts-types associés conduisent à rester prudents (TABLEAU 5). Cependant, l'évolution du taux de change dans la période entourant la date de mise en œuvre des programmes d'ajustement de grande ampleur a pu jouer un rôle dans leur réussite. En effet, ceux qui n'ont pas eu de coût en croissance s'avèrent avoir bénéficié en moyenne d'une dépréciation du change pendant les deux années précédant l'ajustement et les deux premières années du programme, alors que ceux qui ont conduit à une réduction de la croissance ont été en moyenne précédés d'une appréciation (TABLEAU 6). Mais l'ampleur des variations de change ne permet probablement pas d'expliquer les effets sur la croissance.

9. Pour les expansions de grande ampleur, il est intéressant de noter que dans certains cas, malgré une orientation expansionniste des deux volets de la politique économique, l'effet d'une relance budgétaire importante a été négatif sur la croissance.

10. Indice combinant variation du change et variation du taux d'intérêt.

TABLEAU 5

Données annuelles sur les épisodes budgétaires standards et de grande ampleur

Nombre d'années	RESTRICTIONS				EXPANSIONS			
	Grande ampleur 66**		Standard 103		Grande ampleur 64		Standard 120	
	MOYENNE	ÉCART-TYPE*	MOYENNE	ÉCART-TYPE	MOYENNE	ÉCART-TYPE	MOYENNE	ÉCART-TYPE
Conditions initiales								
Solde budgétaire (t - 1) (a)	-6,9	4,8	-3,1	3,6	1,7	4,2	-2,7	3,8
Dette publique (t - 1) (a)	67,6	29,0	52,7	26,8	39,5	21,5	50,5	28,3
Variation de la dette (t - 1) (a)	3,8	4,7	2,0	4,0	-1,0	2,1	1,0	4,0
Croissance relative du pays (t - 1) (b)	0,2	1,7	0,5	2,2	-0,4	2,1	-0,2	1,8
Variation de la croissance du G7 (t) (b)	-0,4	1,9	-0,2	2,3	-1,0	1,8	0,0	1,9
Caractéristiques du pays								
Taille (millions d'habitants)	25	26	38	47	19	27	34	42
Indicateur d'ouverture (c)	33,2	22,1	27,3	16,4	26,9	11,8	29,0	16,3
Impulsion budgétaire								
Variation du solde structurel primaire (a), i	1,6	1,1	0,9	0,6	-1,5	1,1	-0,8	0,7
Variation du solde total (a), ii	1,1	1,4	0,7	1,0	-1,9	1,7	-0,9	1,1
Taux d'efficacité (ii/i)	0,7	0,8	0,7	2,1	1,4	1,5	1,0	2,1
Composition de la politique budgétaire (d)								
Dépenses structurelles (a)	-0,1	1,2	-0,1	0,8	1,3	1,2	0,8	1,0
Recettes structurelles (a)	0,9	1,4	0,9	1,0	-0,2	1,2	0,0	0,9
Dépenses structurelles corrigées du trend (a)	-0,8	1,4	-0,3	0,9	0,5	1,1	0,0	0,0
Recettes structurelles corrigées du trend (a)	0,5	1,3	0,5	1,0	-0,7	1,1	-0,3	0,9
Contexte économique dans le G7								
Variation du SSP du G7 (a)	0,2	0,4	0,1	0,5	-0,1	0,7	0,0	0,6
Croissance dans le G7 (b)	2,4	1,4	3,0	1,5	2,6	1,7	2,9	1,6
Ecart de croissance du G7 (a)	-0,8	1,9	-0,3	1,9	-0,2	2,0	0,5	1,9
Politique monétaire								
Variation des conditions monétaires (d)	1,9	10,2	1,3	7,3	-1,4	11,6	1,1	8,5
Effets sur la croissance								
Croissance du PIB (b)	2,2	2,0	2,7	2,0	2,1	2,8	2,9	2,4
Croissance relative (b)	-0,2	1,6	-0,1	1,7	-0,3	2,4	0,1	1,9
Variation de la croissance (b)	0,0	2,4	-0,5	2,7	0,1	2,8	0,3	2,5
Variation de la croissance relative (b)	-0,1	2,2	-0,4	2,2	0,2	2,7	0,5	2,2
Composantes de la demande								
Contribution extérieure à la croissance (b)	0,3	1,6	0,0	1,4	0,7	1,7	0,0	1,4
Contribution de la demande intérieure (b)	1,7	2,8	2,7	2,8	1,5	4,0	2,9	3,2
Variation de la contribution extérieure (b)	0,0	2,0	0,2	1,7	-0,2	2,3	-0,1	1,8
Variation de la contribution interne (b)	-0,1	3,7	-0,8	3,8	0,0	4,3	0,5	3,6
Comportement des consommateurs								
Variation du taux d'épargne (b)	-0,5	1,7	-0,5	1,4	0,7	2,0	0,3	1,4
Variation normée du taux d'épargne (e)	-0,6	1,8	-0,3	2,6	-0,1	2,4	-0,6	2,7

* : écart-type sur l'échantillon. ** : 9 épisodes dedurée moyenne : 3,5 ans.

(t-1) indique l'année précédant le début de l'épisode ; (t) désigne la première année de l'épisode ; dans les autres cas, le chiffre correspond à une moyenne annuelle sur les épisodes.

(a) : en points de PIB (ou de PIB potentiel pour les variables structurelles).

(b) : en pourcentage.

(c) : part des importations dans la demande intérieure, en pourcentage.

(d) : 3 fois la variation du taux d'intérêt réel à court terme plus la variation relative du taux de change effectif réel.

(e) : variation du taux d'épargne rapportée à la variation du SSP (solde structurel primaire).

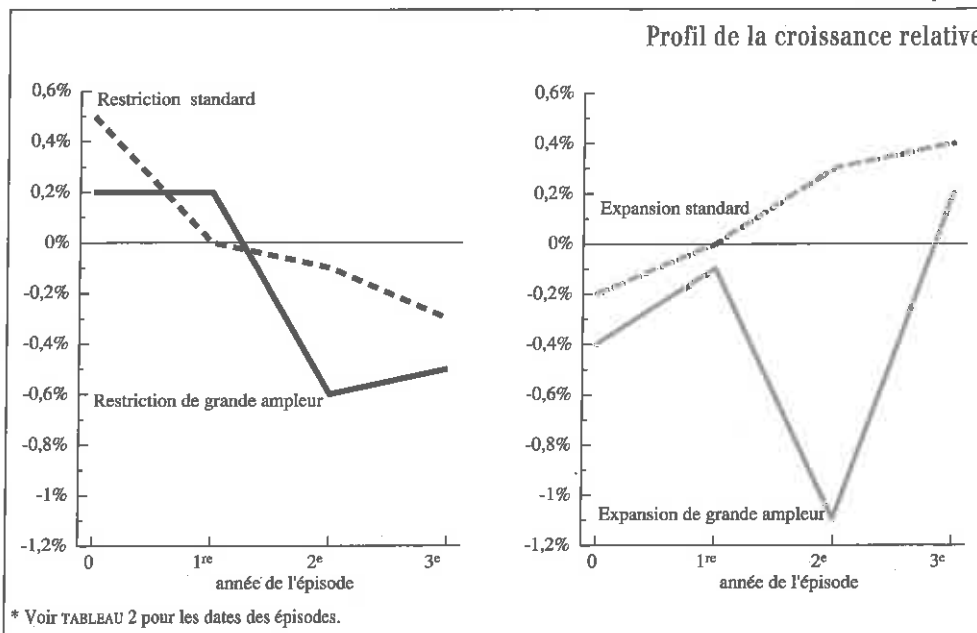
TABLEAU 6

	Evolution du taux de change effectif réel avant et pendant les restrictions budgétaires					
	Proportion d'ajustements ayant connu une appréciation			Proportion d'ajustements ayant connu une dépréciation		
	ANTI-KEYNÉSISIEN	KEYNÉSISIEN	TOUS	ANTI-KEYNÉSISIEN	KEYNÉSISIEN	TOUS
Durant les deux ans avant l'ajustement	22	82	55	78	18	45
Durant les deux premières années de l'épisode	33	50	43	67	50	57
En moyenne sur l'épisode	67	50	57	33	50	43

En %

Il est enfin possible de préciser les effets macro-économiques de la politique budgétaire. En moyenne sur la durée des épisodes, le coût en croissance a été peu différent (et assez faible) lors des ajustements de grande ampleur, par rapport aux ajustements standard. Cependant, la prise en compte des conditions initiales de l'activité économique permet de dégager une certaine non-linéarité dans les profils temporels de la croissance relative (GRAPHIQUE 3). Ils sont conformes à la théorie keynésienne pour les épisodes standard : la croissance relative augmente régulièrement en réponse à une expansion budgétaire, et baisse en réponse à une restriction. A l'inverse, le profil n'est pas régulier pour les épisodes de grande ampleur : pendant les restrictions, la croissance ne s'abaisse que la deuxième année, et se redresse ensuite ; pour les expansions, le multiplicateur budgétaire

GRAPHIQUE 3



usuel est totalement absent, alors même que les profils du solde structurel primaire sont assez réguliers. Ce dernier profil est d'autant moins usuel que les expansions de grande ampleur ont en général bénéficié de conditions monétaires expansionnistes.

L'analyse des composantes du PIB fait également apparaître une réaction non linéaire de la demande intérieure à l'impulsion budgétaire. Les ajustements de grande ampleur, contrairement aux ajustements standard, ne se sont pas traduits par un ralentissement de la demande intérieure. De même, les expansions de grande ampleur, par opposition aux expansions standard, n'ont pas donné lieu à une relance significative de la demande intérieure. Le comportement des ménages semble être à l'origine de ce phénomène. Si le taux d'épargne chute pendant les restrictions et augmente pendant les expansions, ses variations ont été plus que proportionnelles à la taille de l'ajustement, comme le montre la variable taux d'épargne normé (rapport de la variation du taux d'épargne à celle du solde structurel primaire). Ceci pourrait indiquer un comportement de consommation partiellement ricardien et serait cohérent avec un modèle non linéaire comme celui que propose Sutherland (1995). Une analyse plus approfondie du comportement des ménages est faite *infra*, mais auparavant, il convient d'examiner de manière plus rigoureuse si les résultats obtenus sont compatibles avec des comportements keynésiens.

Les faits sont-ils compatibles avec un comportement keynésien ?

Les observations empiriques présentées maintenant montrent la faiblesse de l'effet, sur la croissance relative, des épisodes budgétaires de grande ampleur, alors que les ajustements standard sont conformes au schéma keynésien, une fois prises en compte les différences initiales en termes de croissance entre le pays considéré et le G7. Est-il possible de réconcilier ces résultats avec les enseignements des modèles keynésiens ? Tout d'abord, examinons si le mode de sélection des épisodes ne conduit pas à biaiser les résultats. Puis, cherchons à déterminer, à l'aide d'une procédure de test statistique, si la valeur moyenne observée du multiplicateur est significativement différente de la valeur du multiplicateur issue des modèles macro-économétriques keynésiens.

Un biais dans la sélection des épisodes de grande ampleur ?

La faiblesse du multiplicateur observé lors des ajustements de grande ampleur pourrait simplement tenir au fait qu'après avoir entrepris des restrictions budgétaires, les gouvernements les interrompent si la croissance s'affaiblit trop. Dans ce cas, les ajustements budgétaires prolongés seraient précisément ceux pour lesquels le coût en croissance a été suffisamment faible pour être supporté, et le multiplicateur observé sur ces ajustements de grande ampleur serait biaisé

vers zéro. En d'autres termes, nous aurions sélectionné comme épisodes de grande ampleur les ajustements ayant bénéficié de conditions exogènes favorables.

Comme nous l'avons vu, la croissance (relative) en période de forte restriction budgétaire ne semble certes pas différer sensiblement de celle observée pendant les ajustements standard. Mais des différences pourraient apparaître au cours des premières années de ces épisodes, notamment si les épisodes de grande ampleur sont ceux pour lesquels la croissance a été la plus favorable au début, et qui ont été poursuivis pour cette raison. En fait, l'existence d'un tel biais de sélection n'est pas confirmée par les données : la croissance a été en moyenne plus faible au début des ajustements de grande ampleur que durant les premières années des restrictions standard (TABLEAU 7), le même résultat s'appliquant pour l'écart de PIB.

TABLEAU 7

VARIABLE	Croissance durant les premières années des épisodes budgétaires			
	AJUSTEMENTS		EXPANSIONS	
	Grande ampleur	Standard	Grande ampleur	Standard
Croissance la première année	2,1 <	2,8	1,9 <	2,8
Ecart de PIB la première année	-0,1 <	0,2	0,6 >	-0,2
Croissance relative la première année	0,2 >	0,0	-0,1 <	0,0
Ecart de PIB les deux premières années	-0,4 <	0,3	0,0 >	-0,2
Croissance relative les deux premières années	-0,4 <	0,0	-0,6 <	0,1

De façon similaire, les performances en termes de croissance, juste avant la fin d'un ajustement de grande ampleur et durant les autres années de l'ajustement, ne mettent pas en évidence l'existence d'un biais de sélection (TABLEAU 8) : le taux de croissance du PIB et la croissance relative ont été très légèrement plus faibles juste avant la fin d'un ajustement, mais l'écart de PIB est au contraire plus élevé quand l'ajustement ne se poursuit pas. En revanche, les effets sur la croissance des expansions de grande ampleur sont probablement biaisés vers zéro (TABLEAU 7), ce qui peut s'expliquer par le fait que les fortes expansions budgétaires ont généralement été engagées face à une détérioration de la croissance.

TABLEAU 8

Variable	Croissance à la fin des ajustements de grande ampleur	
	Années précédant la fin d'un ajustement	Années pour lesquelles l'ajustement se poursuit l'année suivante
Croissance du PIB	2,5 <	2,6
Croissance relative	-0,3 <	0,0
Ecart de croissance	0,0 >	-0,3

Les écarts entre les observations empiriques et les modèles keynésiens sont-ils significatifs ?

Bien que les résultats présentés jusqu'à présent semblent incompatibles avec l'existence d'un multiplicateur keynésien, la présence sur tous les épisodes de chocs autres que les chocs budgétaires (choc de demande étrangère, choc de change, choc de comportements, ...) et la faiblesse du nombre d'épisodes ne permettent pas d'exclure *a priori* que le « bruit » résultant de ces différents chocs exogènes à la politique budgétaire explique principalement ces résultats. Pour étudier la plausibilité de cette hypothèse, nous examinons dans cette section si les multiplicateurs observés diffèrent significativement de ceux des modèles keynésiens, une fois pris en compte les trois facteurs suivants : (i) l'incertitude entourant la valeur du multiplicateur keynésien tel qu'il est estimé dans les modèles macro-économétriques, (ii) le fait que les épisodes sélectionnés ne sont pas de purs chocs budgétaires, et (iii) le petit nombre d'observations.

En termes statistiques, nous prenons comme hypothèse nulle le fait que le multiplicateur issu des modèles néo-keynésiens standard est un estimateur non biaisé du vrai multiplicateur, et nous testons si les observations empiriques pour les épisodes de grande ampleur conduisent à rejeter cette hypothèse. Une manière classique de procéder consiste à tester la nullité de l'écart moyen entre le multiplicateur théorique et le multiplicateur observé. A cet effet, il est nécessaire de disposer d'un estimateur de la variance de cet écart moyen (EM) : si la statistique de Student, égale au rapport entre l'écart moyen et la racine carrée de cette variance, est inférieure en valeur absolue à 1,96, alors on acceptera l'hypothèse nulle et on la refusera dans le cas contraire. Le calcul pratique de cette variance suppose de connaître pour chaque pays la variance de la croissance imputable aux chocs exogènes autres que les chocs de politique budgétaire, ainsi que la covariance des chocs qui ont pu affecter des pays qui entreprennent des restrictions budgétaires au même moment (Cour & *al.*, *op. cit.*). Le calcul suppose aussi de connaître, pour chaque pays la variance du multiplicateur keynésien tel qu'il peut être estimé avec un modèle macro-économétrique.

Les termes de variance et de covariance qui proviennent des chocs exogènes peuvent être estimés simplement par les variances et covariances empiriques. A partir des exercices de simulations stochastiques (Fair, 1994 ; Meersman, 1991) réalisées sur des modèles keynésiens et de comparaisons de modèles existants (Bryant & *al.*, 1988 ; Whitley, 1991), on peut par ailleurs estimer que la variance du multiplicateur keynésien théorique est de l'ordre de 0,75 à 1,5. Avec ces éléments, on peut calculer que la variance de l'écart moyen EM est comprise entre 0,6 et 0,7. Ainsi, si le multiplicateur keynésien est pris égal à 1 (ce qui est approximativement la valeur moyenne du multiplicateur sur une période de cinq ans d'après les simulations de chocs budgétaires standard présentées par Bryant & *al.* (*op. cit.*)¹¹), l'intervalle de confiance à 95 % est [-0,3 ; 2,3] et [-0,1 ; 2,1] au seuil 90 %.

11. Même si le multiplicateur des manuels est en principe supérieur à 1.

Par conséquent, l'hypothèse que la moyenne des multiplicateurs observés sur les épisodes de grande ampleur (qui est égale à 0,1) est égale au multiplicateur keynésien théorique (pris égal à 1) est acceptée, même au seuil de 10 %. Ce résultat signifie que la valeur moyenne, proche de zéro, du multiplicateur observé durant les épisodes budgétaires de grande ampleur ne peut pas être considérée comme significativement différente du multiplicateur des modèles keynésiens quand on prend en compte l'incertitude entourant le multiplicateur estimé dans les modèles macro-économétriques, ainsi que le « bruit » lié aux chocs exogènes et le petit nombre d'épisodes, même si le multiplicateur observé se situe à la limite de l'intervalle de confiance du multiplicateur théorique.

Cependant, la fréquence élevée de multiplicateurs très négatifs paraît difficile à réconcilier avec la logique keynésienne. D'ailleurs, le test de Kolmogorov-Smirnov rejette fortement l'identité de la distribution empirique à la distribution théorique, prise normale par hypothèse, du multiplicateur keynésien (avec une statistique de 0,59 bien supérieure au seuil critique à 1 % de 0,26).

Au total, si l'on ne peut rejeter l'hypothèse d'égalité entre le multiplicateur moyen observé sur l'ensemble des épisodes et le multiplicateur issu des modèles keynésiens, la statistique de test se situe cependant à la limite de son intervalle de confiance. En outre, le test de Kolmogorov-Smirnov, certes plus fragile car dépendant plus crucialement de l'hypothèse de normalité de la distribution théorique, conduit à rejeter significativement l'hypothèse d'égalité des distributions empiriques et théoriques du multiplicateur.

Même si le multiplicateur moyen observé sur ces épisodes n'est pas significativement différent du multiplicateur keynésien théorique, une fois prise en compte la possibilité de chocs exogènes, l'incertitude associée aux modèles keynésiens et le petit nombre d'épisodes considérés, il est donc peu probable que les modèles keynésiens puissent rendre compte de la dispersion des multiplicateurs observés sur les épisodes de grande ampleur.

T Tests de comportements non keynésiens

Il apparaît ainsi que des comportements non- ou anti-keynésiens ont été à l'œuvre au cours des ajustements de grande ampleur. Cherchons alors à tester s'il existe un modèle de comportement commun expliquant pourquoi un certain nombre de restrictions budgétaires de grande ampleur n'ont pas entraîné de pertes significatives de croissance, et pourquoi les effets des ajustements de grande ampleur diffèrent de ceux de restrictions budgétaires de moindre envergure. Les résultats présentés ci-dessus et les autres tentatives infructueuses que nous avons effectuées, invitent à tourner notre attention vers l'estimation d'équations de consommation.

A cet effet, nous utilisons deux méthodes différentes. La première consiste à estimer, pour chaque pays, des équations de consommation traditionnelles (c'est-

à-dire sous forme de mécanisme à correction d'erreur reliant la consommation au revenu, à la taxe d'inflation, au taux d'intérêt réel, etc.), en leur adjoignant des variables indicatrices sur les périodes des grands ajustements. Cette première méthode a l'avantage de tenir compte au mieux des spécificités de chaque pays, voire de chaque épisode. En effet, les comportements de consommation peuvent différer selon les pays. Par exemple, selon que les marchés financiers d'un pays sont libre ou réglementés, profonds ou peu développés, les ménages subiront des contraintes de liquidités plus ou moins importantes. Ces différences risquent d'affecter le coefficient de court terme du revenu dans une équation de consommation¹² (qui est d'autant plus élevé que les ménages subissent des contraintes de liquidité plus fortes), et la sensibilité du taux d'épargne à la réduction durable des déficits publics (qui est d'autant plus faible que les ménages subissent des contraintes de liquidité plus fortes).

Deux types de variables indicatrices ont été retenues en pratique : des dummies « statiques », qui valent 1 sur les périodes d'ajustement et 0 en dehors de ces périodes, et dont l'effet sur la consommation se fait sentir progressivement en raison de la dynamique de ces équations ; des dummies « dynamiques » qui sont égales aux précédentes, multipliées par la structure autorégressive de chaque équation, si bien que l'effet sur le niveau de consommation est atteint immédiatement et demeure constant au cours de l'épisode.

Lorsqu'on se livre à un tel exercice, il ressort que le comportement de consommation n'apparaît pas très différent durant les épisodes de grande ampleur, par rapport aux périodes « normales » : seules les régressions conduites avec des dummies dynamiques semblent indiquer que les fortes restrictions auraient été accompagnées par un taux de croissance de la consommation légèrement plus élevé (0,3 %) qu'en temps normal. En revanche, un résultat symétrique ne semble pas vérifié pour les expansions.

Cette méthode a cependant l'inconvénient de conduire à des estimations imprécises de l'effet des déficits publics sur l'activité. Aussi peut-il être plus efficace, si l'effet des ajustements de grande ampleur ne diffère pas trop selon les pays et les épisodes, d'imposer que cet effet soit le même sur tous les épisodes et donc d'estimer des équations de consommation « en coupe », en introduisant comme variables explicatives communes les deux variables de solde budgétaire, d'une part sur les épisodes de grande ampleur, et d'autre part en dehors de ces épisodes : telle est la deuxième méthode que nous utilisons. Il n'est en revanche pas nécessaire d'imposer que les autres variables explicatives des équations de consommation (revenu, inflation, taux de chômage, ...) aient des effets identiques selon les pays. Cependant, afin d'assurer la comparaison des résultats avec ceux d'autres études, des estimations (appelées estimations contraintes dans le TABLEAU 9) ont également été menées en imposant de telles contraintes. De telles estimations (en utilisant la méthode des variables instrumentales pour tenir compte de la causalité bidirectionnelle évidente qui existe entre la consommation des ménages et le solde public) conduisent à des résultats plus nets que précé-

12. Voir à ce propos l'article de G. de Ménéil dans ce même numéro.

demment (TABLEAU 9, équations 1 et 3) : la variation du solde budgétaire apparaît significative durant les seuls épisodes de grande ampleur, indépendamment des contraintes imposées ou non aux autres coefficients. Notons toutefois que l'importance de cet effet est plus élevée quand les autres coefficients sont contraints à être égaux pour tous les pays que lorsqu'ils sont libres (0,24 et 0,12). Enfin, l'effet du solde budgétaire n'apparaît significatif qu'à court terme ¹³.

TABLEAU 9

Estimations avec variables instrumentales d'équations de consommation en coupe				
Variable expliquée Equation	Estimations contraintes		Estimations non contraintes	
	ΔC_t (1)	ΔC_t (2)	ΔC_t (3)	ΔC_t (4)
$\Delta \left(\frac{ST}{YR} \right)_0$ (hors des épisodes de grande ampleur)	0,22 (1,39)	0,17 (0,92)	0,04 (0,40)	0,03 (0,33)
$\Delta \left(\frac{ST}{YR} \right)_1$ (pendant les épisodes de grande ampleur)	0,24 (2,36)	-	0,12 (2,11)	-
$\Delta \left(\frac{ST}{YR} \right)_{11}$ (pendant les épisodes de grande ampleur keynésiens)	-	0,13 (0,54)	-	0,09 (0,50)
$\Delta \left(\frac{ST}{YR} \right)_{12}$ (pendant les épisodes de grande ampleur anti-keynésiens)	-	-0,01 (0,26)	-	0,18 (2,23)
$\left(\frac{ST}{YR} \right)_0$	0,01 (0,10)	0,18 (2,23)	0,05 (1,21)	0,05 (1,18)
$\left(\frac{ST}{YR} \right)_1$	-0,04 (0,70)	-	0,07 (1,81)	-
$\left(\frac{ST}{YR} \right)_{11}$	-	0,09 (2,12)	-	0,09 (2,12)
$\left(\frac{ST}{YR} \right)_{12}$	-	0,01 (0,58)	-	0,01 (0,58)

Les valeurs entre parenthèses sont les tests de Student

13. Des résultats assez proches ont été obtenus avec le SSP au lieu du solde total, mais la variation du SSP n'est significative que lorsque les autres coefficients sont contraints.

Afin d'examiner un peu plus précisément les épisodes de grande ampleur, nous distinguons enfin ceux qui peuvent être considérés comme keynésiens (parce qu'ils se sont accompagnés d'un effet multiplicateur positif sur la croissance) et les autres, que nous qualifions d'anti-keynésiens. Les résultats obtenus avec la première méthode (TABLEAU 10) indiquent clairement que les restrictions budgétaires anti-keynésiennes se sont accompagnées en moyenne d'un taux de croissance de la consommation nettement plus élevé que celui prédit par une équation de consommation usuelle, tandis que les ajustements « keynésiens » sont caractérisés par un taux de croissance de la consommation plus faible que prévu par l'équation. Le même résultat s'applique, mais dans une moindre mesure pour les expansions.

TABLEAU 10

Dummies moyennes des équations de consommation			
Dummies statiques			
Ajustements		Expansions	
-0,1%		-0,1%	
keynésiens	anti keynésiens	keynésiennes	anti keynésiennes
-0,3%	-0,1%	0,1%	-0,4%
Dummies dynamiques			
Ajustements		Expansions	
0,3%		0%	
keynésiens	anti keynésiens	keynésiennes	anti keynésiennes
-0,2%	0,7%	0%	0,2%

Voir tableau 8 pour les tests

Des résultats analogues sont obtenus avec la deuxième méthode : quand on distingue les épisodes keynésiens et anti-keynésiens, à court terme, la variation du solde budgétaire total n'est significative que pour les épisodes anti-keynésiens (équations 2 et 4 du TABLEAU 9 ci-dessus) ¹⁴.

Ces estimations tendent donc à confirmer ce que l'analyse descriptive avait suggéré :

- s'il existe un facteur susceptible d'expliquer le caractère non keynésien de certains ajustements de grande ampleur, le comportement de consommation est probablement un bon candidat ;
- le comportement de consommation semble aussi jouer un rôle clé dans l'explication des différences au sein des épisodes de grande ampleur ;
- les expansions budgétaires ne semblent pas avoir modifié le comportement de consommation à la même échelle, toutefois, les mécanismes exacts par lesquels la consommation a été influencée par la politique budgétaire durant les épisodes de grande ampleur restent à préciser.

14. Cependant, ces résultats semblent plus difficiles à interpréter dans la mesure où ils ne s'appliquent qu'aux estimations non contraintes et où le coefficient de long terme du solde budgétaire est au contraire significatif pour les épisodes keynésiens seulement.

Conclusion

L'analyse des épisodes budgétaires de grande ampleur des vingt-cinq dernières années montre que leurs effets sur la croissance sont à la fois significativement inférieurs à ceux qui sont observés lors des épisodes standard, et à ceux que prédisent les modèles macro-économétriques keynésiens. Ce résultat semble avoir une certaine robustesse, même si la taille de l'échantillon impose d'observer la prudence dans l'énoncé des conclusions.

Ces réactions apparemment anti-keynésiennes semblent tenir au comportement des ménages. Les ajustements de grande ampleur opérés par le passé ont souvent connu un soutien de la consommation qui est allé au-delà de ce que les modèles keynésiens traditionnels auraient prédit et qui a permis de limiter fortement les pertes de croissance.

Les mécanismes exacts par lesquels transite ce soutien à la croissance restent cependant à déterminer. Ainsi la distinction qu'il convient de faire, selon certains auteurs, entre les ajustements opérés principalement par une baisse des dépenses et qui réussiraient, et ceux qui reposent sur une hausse des impôts, n'est pas confirmée par nos résultats.

Les conditions exactes qui déterminent le succès ou l'échec d'un ajustement de grande ampleur restent donc encore à établir : nous n'avons pas trouvé de recette qui permette de garantir *a priori* le succès d'un ajustement budgétaire.

Ph. C., E. D., S. M., J. P.-F.

RÉFÉRENCES

- Alesina A. & R. Perotti (1995), « Fiscal Expansions and Fiscal Adjustments in OECD Countries », *NBER Working Paper* 5214.
- Artus P. & M. Kaabi (1996), « Réduction des déficits publics : quelle méthode employer, quels effets sur l'activité : l'expérience des pays de l'OCDE », service de la recherche, Caisse des Dépôts et Consignations, série *Etude* n° 2, janvier.
- Bertola G. & A. Drazen (1993), « Trigger Points and Budget Cuts: Explaining the Effects of Fiscal Austerity », *American Economic Review*, Vol. 83, mars, pp. 11-26.
- Blanchard O. J. (1990), « Comment », à propos de Giavazzi & Pagano (1990), *NBER Macroeconomics Annual*.
- Bryant R. C., D. Henderson, G. Holtman, P. Hooper & S. A. Symansky (1990), *Empirical Macroeconomics for Interdependent Economies*, The Brookings Institution, Washington, D. C.
- Chouraqui J.-C., R. P. Hageman & N. Sartor (1990), « Indicators of Fiscal Policy : A Re-Examination », *OECD Working Paper* 78, OCDE, Paris.
- Cour P., E. Dubois, S. Mahfouz & J. Pisani-Ferry (1996), « The Cost of Fiscal Retrenchment Revisited : How Strong is the Evidence ? », CEPII, *Document de travail* n°96-16, décembre.
- Cour P. & J. Pisani-Ferry (1995), « Combien coûte un redressement budgétaire », *la Lettre du CEPII* n° 139, octobre, la Documentation française.
- Fair R. C. (1994), *Testing Macroeconometric Models*, Harvard University Press.
- FMI (1995), « Can Fiscal Contractions Be Expansionary in the Short Run? », *World Economic Outlook*, mai, pp. 24-25.
- FMI (1996), *World Economic Outlook*, mai.

- Giavazzi F. & M. Pagano (1990), « Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? Tales of Two Small European Countries », *NBER Macroeconomics Annual*.
- Giavazzi F. & M. Pagano (1995), « Non Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and the Swedish Experience », *NBER Working Paper* 5332.
- Hughes Hallett A. & P. McAdam (1996), « Fiscal Deficit Reductions in Line with the Maastricht Criteria for Monetary Union: An Empirical Analysis », *CEPR Discussion Paper* 1351, CEPR-Centre for Economic Policy Research, Londres.
- Le Bihan H., C. Mathieu & H. Sterdyniak (1996), « L'austérité budgétaire en Europe et la croissance », *La Lettre de l'OFCE*, n°153, juillet, OFCE, Presses de la FNSP.
- Meersman I. (1991), *Y a-t-il identité des comportements économiques entre les pays ?*, mimeo, Université de Paris XIII, Villetaneuse.
- OCDE (1996), *Economic Outlook*, 59, juin.
- Perotti R. (1996), *Fiscal Policy When Things Are Going Badly*, communication présentée à la journée coorganisée par le CEPII et le DELTA, 12 septembre 1996.
- Sutherland A. (1995), « Fiscal Crisis and Aggregate Demand: Can High Public Debt Reverse the Effects of Fiscal Policy? », *CEPR Working Paper* 1246, CEPR-Centre for Economic Policy Research, Londres.
- Whitley J. D. (1992): « Comparative Simulation Analysis of the European Multicountry Models », *Journal of Forecasting*, Vol. 11, n° 5, août.