

EFFETS DE « SPEED LIMIT » ET ASYMÉTRIE DES EFFETS SUR L'INFLATION DE L'ÉCART DE PRODUCTION DANS LES SEPT PRINCIPALES ÉCONOMIES

Dave Turner

TABLE DES MATIÈRES

Introduction	64
Estimation d'équations de forme réduite destinées à expliquer l'inflation	66
Effets de « speed limit » dans le modèle linéaire.. ..	68
L'asymétrie des effets sur l'inflation des écarts de production positifs et négatifs	70
La prise en compte de la possibilité d'une erreur d'évaluation de l'écart	71
Un exemple illustratif	74
Résumé et implications pour la politique économique	76
Annexe 1. Démonstrations algébriques	81
Annexe 2. Résultats des estimations	85
Bibliographie	95

L'auteur appartient actuellement à la Branche des études nationales I du Département des affaires économiques de l'OCDE. Il souhaite remercier Jørgen Elmeskov et David Grubb pour leurs observations et suggestions très utiles et Diane Tufek et Françoise Correia pour l'exécution technique de l'étude.

INTRODUCTION

«Comme les réceptions au champagne, les économies en forte croissance échappent généralement à tout contrôle et lâchent la bride à l'inflation ... Le plus souvent, les autorités publiques retardent trop le moment de gâcher la fête ce qui ne fait que rendre plus probable un retournement brutal de la conjoncture et la chute dans la récession.»

The Economist (10 décembre 1994)

«La croissance de l'emploi a été rapide et le taux de chômage dans la zone de l'OCDE a été ramené à 6.25 pour cent en 1990 ... L'inflation dans les pays de l'OCDE a chuté à moins de 3 pour cent en 1986, niveau de possibles erreurs d'évaluation de l'écart de production le plus faible enregistré depuis 25 ans ... L'occasion a donc été manquée de maintenir l'inflation à ce faible niveau, compte tenu des coûts bien connus de la désinflation.»

OCDE (1994a)

Les commentateurs et les responsables économiques soulignent souvent l'importance du choix du moment en matière de politique macro-économique et le coût des erreurs commises de ce point de vue, comme l'illustrent les citations ci-dessus. Ces manières de voir contrastent avec la prédominance des relations linéaires ou quasi linéaires entre l'inflation et la production qui persiste dans beaucoup de modèles empiriques de prévision de l'inflation. Une relation linéaire implique qu'il est possible d'inverser un accroissement de l'inflation résultant d'un excès de production par des mesures ultérieures entraînant une réduction équivalente de la production'. Ainsi, la sanction des erreurs de politique macro-économique en termes d'accélération de l'inflation ou de perte de production n'a pas un caractère définitif ou selon les termes de De Long et Summers (1988) « les mesures de politique économique ne peuvent avoir d'effet de premier ordre bon ou mauvais sur la production sans agir de manière permanente à la hausse ou à la baisse sur le taux d'inflation » La présente étude examine les données empiriques concernant certaines formules pouvant se substituer à la relation linéaire simple entre la production et l'inflation et qui impliquent un rôle plus important de la politique macro-économique.

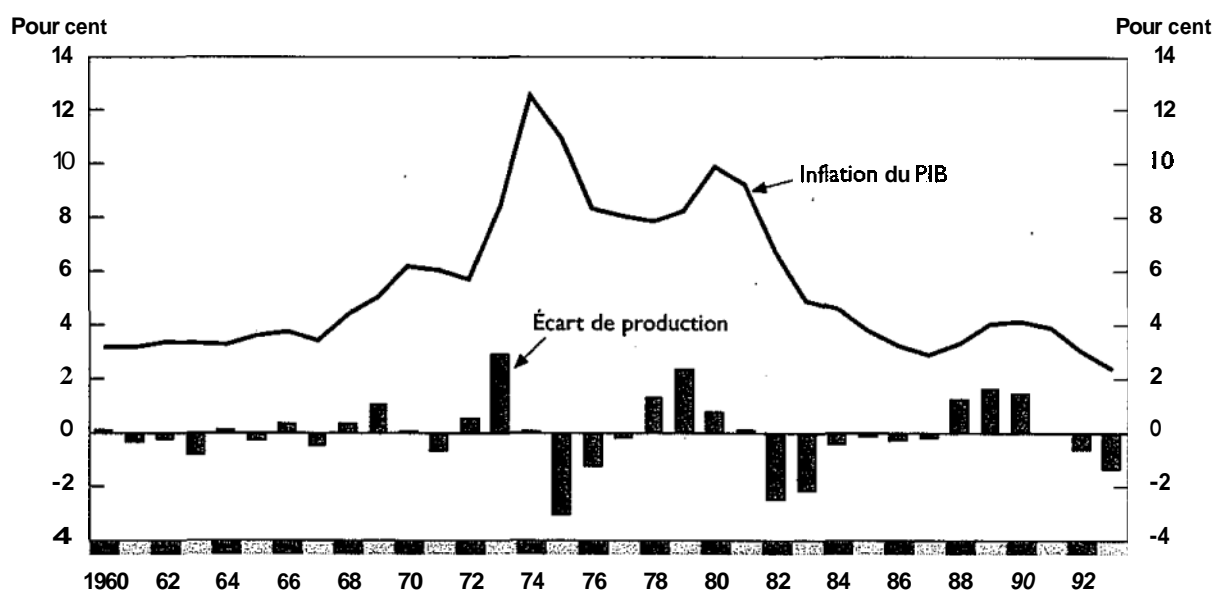
Une approche courante adoptée dans les modèles empiriques de l'inflation est celle qui comporte une estimation de l'« écart de production » (output gap), c'est-à-dire de l'écart entre la production « potentielle » et la production effective². Dans

cette approche on suppose qu'il existe un sentier de production potentielle susceptible d'être déterminé au delà duquel une augmentation de la production se traduira (peut-être avec un certain décalage) par un accroissement de l'inflation et en deçà duquel une diminution de la production se traduira par une réduction de l'inflation. Par exemple, dans un commentaire sur une relation entre l'inflation et l'écart de production pour les sept principales économies similaire à celle présentée dans le graphique 1, l'OCDE (1991) affirmait :

« On constate un lien relativement étroit dans le temps entre le niveau de l'écart entre la production effective et la production potentielle et la variation de l'inflation moyenne pour l'ensemble des grands pays de l'OCDE. En règle générale, on peut dire qu'un écart négatif de 1 pour cent s'est accompagné chaque année d'un recul de l'inflation – mesurée par l'indice implicite des prix du PIB – légèrement supérieur à 1/2 point de pourcentage pour les grands pays considérés dans leur ensemble. Ce phénomène ne s'est pratiquement pas démenti depuis le premier choc pétrolier. »

Le concept de production potentielle est donc similaire à celui de taux de chômage non accélérateur de l'inflation/des salaires (NAWRU ou NAIRU) pour le marché du travail. En fait, Torres et Martin (1990) calculent des séries de la production potentielle en intégrant par substitution une mesure de l'emploi potentiel cohérente avec le NAWRU dans une fonction de production estimée pour les principales économies de l'OCDE. Ces travaux ont été mis à jour par Giorno et al.

Graphique 1. *L'inflation et l'écart de production pour les sept grandes économies de l'OCDE*



Source : OCDE.

dans un article publié dans le présent numéro. D'autres approches faisant moins appel à des bases théoriques pour obtenir une évaluation de la production potentielle se contentent de lisser la production réelle par exemple en utilisant une méthode de moyennes mobiles ou un filtre de Hodrick-Prescott³.

Outre l'évaluation de la dimension de l'écart de production, il est nécessaire d'avoir une idée de la nature de la relation existant entre ce dernier et l'inflation afin de pouvoir mesurer les risques inflationnistes. La présente étude s'intéresse plus particulièrement à deux questions qui conduisent à s'écarter de la simple relation linéaire selon laquelle les pressions inflationnistes sont en proportion directe de la dimension et du signe de l'écart de production⁴. La première est celle de savoir s'il existe des données statistiques prouvant l'existence d'un effet de facteurs exerçant un effet de freinage sur la croissance (« speed limit ») tel que si l'écart entre production potentielle et production réelle est comblé rapidement, l'inflation peut s'accélérer, même si la production n'augmente jamais au delà de la production potentielle. Ces effets de « speed limit » peuvent être représentés comme un cas particulier de la relation linéaire entre l'écart de production et l'inflation. La seconde question conduit à s'écarter complètement du modèle linéaire et à se demander s'il existe des données montrant l'existence d'une asymétrie des effets de l'écart de production sur l'inflation telle que l'effet inflationniste résultant d'un écart positif entre la production réelle et la production potentielle est plus fort que l'effet déflationniste d'un écart négatif entre la première et la seconde.

Le plan de l'étude est le suivant : dans la première section, on décrira l'estimation des équations de forme réduite explicatives de l'inflation pour chacune des sept principales économies de l'OCDE. La question de « speed limit » dans le modèle linéaire est abordée par référence à ces équations dans la seconde section. La troisième section est consacrée à l'estimation de variantes des équations dans lesquelles on prend en compte la possibilité d'une asymétrie des effets des écarts de production positifs et négatifs. Enfin, la dernière section résume les principaux résultats de l'étude et en examine les implications pour la politique économique. L'annexe 1 présente diverses démonstrations algébriques et l'annexe 2 des indications détaillées sur les résultats des estimations.

ESTIMATION D'ÉQUATIONS DE FORME RÉDUITE DESTINÉES A EXPLIQUER L'INFLATION

Une équation de forme réduite concernant l'évolution de l'inflation est estimée en tant que fonction dynamique de l'écart de production pour chacune des sept grandes économies de l'OCDE à partir des données annuelles établies depuis le début des années 60. L'inflation est mesurée en termes de prix implicite du PIB au coût des facteurs hors secteur pétrolier, afin d'exclure les effets directs des chocs pétroliers sur les économies qui comportent une production de pétrole significative (États-Unis, Canada et Royaume-Uni) ainsi que les effets des variations des impôts indirects nets. L'écart de production est défini comme l'écart en pourcentage entre le PIB effectif et le PIB potentiel, ce dernier étant estimé par l'application d'un filtre de Hodrick-Prescott au (logarithme du) PIB réel (pour plus de détails, voir

l'annexe 2)⁵. La variation de l'inflation fait l'objet d'une régression sur les variables contemporaines et décalées de l'écart de production ainsi que sur les autres variables destinées à saisir l'effet des chocs affectant l'offre.

Les variables destinées à saisir l'effet des chocs affectant l'offre peuvent pour la plupart être décrites comme représentant diverses mesures du « coin »⁶ ou de composantes de ce dernier : taux d'imposition, prix des importations (pondérées en fonction de la part des importations dans les dépenses totales), prix de la demande intérieure totale et prix à la consommation. Les variables de prix entrent dans l'équation en termes soit de taux d'inflation relatifs (par exemple prix à la consommation moins prix à la production) soit de niveaux de prix relatifs (par exemple niveau des prix à la consommation par rapport au niveau des prix à la production) selon la formule qui est préférable du point de vue statistique. La seconde forme fonctionnelle implique une résistance plus forte des salaires réels dans la mesure où l'inflation réagit non seulement aux écarts courants et décalés des taux d'inflation relatifs mais aussi à l'ensemble des écarts passés qui sont reflétés dans les niveaux des prix relatifs. Par ailleurs, un certain nombre de variables muettes spécifiques sont incluses pour certains pays : dans l'équation du Canada afin de rendre compte du fonctionnement de la Commission de lutte contre l'inflation en 1976 et 1977, dans l'équation de la France pour rendre compte de l'effet de la grève générale en 1968, et dans l'équation du Royaume-Uni de 1976 et 1977 pour rendre compte des effets de la politique des revenus⁷. Les équations incluent aussi une constante qui n'a aucun rôle théorique (et qui est ignorée dans les exemples empiriques) mais qui saisit l'effet moyen des variables omises ainsi que les erreurs d'évaluation possibles de l'écart de production (voir ci-après).

Les équations sont estimées par la méthode des moindres carrés ordinaires : les termes explicatifs de l'inflation contemporains (principalement la variation de l'inflation des prix à l'importation) font toutefois l'objet tout d'abord d'une instrumentation au moyen des décalages des variables explicatives, du prix du pétrole contemporain en dollars et du taux d'inflation moyen dans l'ensemble des sept principales économies et d'une mesure agrégée de l'écart de production dans ces économies. Une stratégie d'estimation allant du général au particulier est adoptée : elle autorise des effets de décalages des variables explicatives allant jusqu'à deux ans. L'un des objets principaux de la présente étude étant toutefois d'examiner la réaction dynamique de l'inflation aux variations de l'écart de production, les termes de ce dernier sont maintenus dans l'équation à condition que leur ratio-t soit au moins égal à l'unité⁸.

Les équations estimées (présentées intégralement dans la première colonne des tableaux A1 à A7 de *l'annexe 2*) sont principalement soumises à une série de tests de diagnostic classiques pour des seuils de signification conventionnels. Fait exception à cette règle l'équation de l'Allemagne où une variable muette (assortie d'un signe positif) a été incluse pour l'année 1970 afin d'éviter qu'elle ne passe pas un test de normalité des valeurs résiduelles pour un seuil de signification de 1 pour cent. Toutes les équations comportent un effet à long terme de l'écart de production assorti d'un signe correct qui est significatif du point de vue statistique au moins au niveau de 5 pour cent (voir tableau 1). Les variables relatives aux chocs

Tableau 1. L'effet inflationniste de l'écart de production dans les modèles linéaires

	Effet d'impact	Effet à long terme	« Speed limit »
États-Unis	0.23**	0.23***	1.00
Japon	0.45**	0.39**	0.83
Allemagne	0.22**	0.21**	0.92
France	0.16	0.60**	3.80
Italie	0.78***	0.58**	0.74
Royaume-Uni	0.21	0.55**	2.62
Canada	0.41***	0.41***	1.00

Notes : La « speed limit » de la colonne (3) est calculée selon l'expression [1] si l'équation ne comporte pas de variable dépendante décalée et selon les expressions [2] ou [3] en fonction de celle qui donne la valeur la plus faible s'il existe une variable dépendante décalée. La « speed limit » mesure la proportion de l'écart négatif éventuel qui peut être comblée sans augmentation de l'inflation.

*, ** et *** indiquent que le coefficient est significatif pour des seuils de signification de 10, 5 et 1 pour cent respectivement.

Source : Voir l'équation de la première colonne des tableaux A1 à A7 de l'annexe 2.

affectant l'offre jouent aussi un rôle important dans toutes les équations estimées bien que leur importance diffère de manière substantielle selon les équations (elle est par exemple relativement faible au Japon et en Allemagne).

EFFETS DE « SPEED LIMIT » DANS LE MODÈLE LINÉAIRE

Pour les besoins de la présente étude, on considérera qu'il existe un effet de « speed limit » si une augmentation de l'inflation peut être attribuée à une réduction de l'écart de production bien que la production n'excède pas le niveau de la production potentielle⁹. Considérons la représentation simple suivante de la relation entre l'inflation, π , et l'écart de production GAP (qui englobe les modèles linéaires estimés pour chacun des sept grands pays) :

$$\Delta\pi = \beta_0 \text{GAP} + \beta_1 \text{GAP}_{-1} + \alpha_1 \Delta\pi_{-1} + \alpha_2 \Delta\pi_{-2} + \dots \text{chocs affectant l'offre} \quad [1]$$

où Δ représente l'opérateur des différences premières, les chiffres en indices indiquent les décalages et β_0 et $(\beta_0 + \beta_1)$ sont tous deux positifs. Considérons d'abord le cas simple où il n'existe aucune inertie des variations de l'inflation si bien que $\alpha_1 = \alpha_2 = 0$. Supposons maintenant que la production soit inférieure à son niveau potentiel dans la période 1, soit $\text{GAP}_1 = \text{GAP}^* < 0$ tandis que l'écart est comblé et la production est égale à son niveau potentiel dans la période 2, soit $\text{GAP}_2 = 0$. Dans ce cas, pour qu'il y ait accélération de l'inflation, le terme $(\Delta\pi_2 > 0)$ β_1 doit être négatif afin que l'effet d'impact de l'écart sur l'inflation soit supérieur à l'effet total de la période postérieure à l'impact. Si cette condition est vérifiée, le niveau de la « speed limit » est déterminé par la **proportion, θ** , de l'écart de production qui peut être comblée sans accélération de l'inflation. Cette « speed limit » peut être déterminée en calculant le rapport entre l'effet d'impact plus l'effet retardé de l'écart de production sur l'inflation et l'effet d'impact de l'écart de production [pour des

démonstrations de l'application des expressions [2], [3] et [4] à la « speed limit », voir l'annexe I] soit :

$$\theta = (\beta_0 + \beta_1)/\beta_0 \quad [2]$$

S'il existe une inertie par rapport aux variations de l'inflation telle que a , ou α , ne soit pas égal à zéro, le calcul de l'effet de « speed limit » est plus compliqué du fait qu'il inclut l'histoire de l'inflation passée. On considère donc deux cas extrêmes qui sont toutefois loin de représenter toutes les possibilités existantes. En premier lieu, on suppose qu'un écart de production nul a existé à plusieurs reprises avant la baisse d'activité de la période 1 si bien que l'inflation est stable et qu'elle se réduit au cours de la période 1, au rythme prévu par l'équation [1], de telle sorte que $\Delta\pi_1 = \beta_0 \text{ GAP}^*$. Dans ce cas, la « speed limit » est calculée par la formule :

$$\theta = (\beta_0\alpha_1 + \rho_0 + \beta_1)/\beta_0 \quad [3]$$

Supposons, selon une autre hypothèse, que l'économie a connu un écart de production négatif, GAP^* , au cours de plusieurs périodes avant la période 1 si bien que l'inflation diminue (à la fois au cours de la période 1 et antérieurement) à un rythme régulier de $(\beta_0 + \beta_1)\text{GAP}^*/(1 - a, -\alpha_2)$, comme prévu par l'équation [1]. Dans ce deuxième cas, la « speed limit » est donnée par le rapport entre l'effet à long terme et l'effet d'impact de l'écart de production :

$$\theta = [(\beta_0 + \beta_1)/(1 - \alpha_1 - \alpha_2)]/\beta_0 \quad [4]$$

Les « speed limits » concernant chacune des sept principales économies sont calculées dans le tableau 1 à partir des équations linéaires estimées. Dans les cas où l'équation estimée comporte des termes d'inflation décalée, on choisit pour évaluer la « speed limit » l'expression [3] ou [4] selon que l'une ou l'autre donne l'effet de « speed limit » le plus contraignant (c'est-à-dire la valeur la plus faible de θ .)

Un effet de « speed limit » se manifeste effectivement dans trois des sept pays : la valeur de θ est donc inférieure à 1 ce qui implique que l'écart de production négatif ne peut être que partiellement comblé avant que l'inflation ne soit relancée. Toutefois, même dans ces cas, l'effet de « speed limit » n'est pas particulièrement rigoureux puisque l'écart de production a pu être comblé de 74, 83 et 90 pour cent respectivement pour l'Italie, le Japon et l'Allemagne sans que l'inflation s'accélère¹⁰. Le terme θ est proche de 1 pour les États-Unis et le Canada : autrement dit l'effet d'impact et l'effet à long terme de l'écart de production sur l'inflation sont similaires, ce qui implique que l'inflation réagit rapidement à l'écart courant mais qu'il n'existe pas d'effet de « speed limit ». Il n'existe pas d'indice de l'existence d'un effet de « speed limit » pour la France comme pour le Royaume-Uni où la valeur estimée de θ est bien supérieure à 1

Qui plus est, il convient de ne pas attacher une importance excessive à l'effet de « speed limit ». En particulier, la variation de l'inflation au cours d'une phase complète de récession et de reprise sera totalement indépendante de l'existence d'un effet de « speed limit » ou de l'ampleur d'un tel effet. Plus précisément, le ratio de sacrifice, rapport entre la perte de production cumulée et la réduction de l'inflation, est donné par la réciproque de l'effet à long terme de l'écart de produc-

tion (c'est-à-dire $(\beta_0 + \beta_1)/(1 - \alpha_1 - \alpha_2)$) dans les termes de l'équation [1]) et il est indépendant de l'effet de « speed limit » (pour une démonstration, voir l'annexe 1).

L'ASYMÉTRIE DES EFFETS SUR L'INFLATION DES ÉCARTS DE PRODUCTION POSITIFS ET NÉGATIFS

On examinera dans cette section les données statistiques susceptibles de démontrer que l'effet inflationniste d'un écart positif de la production réelle par rapport à la production potentielle est supérieur à l'effet déflationniste d'un écart négatif. L'existence d'une telle asymétrie répond à une longue tradition dans la théorie macro-économique : elle correspond à la thèse Keynésienne selon laquelle la courbe de l'offre globale est à peu près horizontale jusqu'à un certain niveau de plein emploi ou de production potentielle au delà duquel elle suit une pente très accentuée et même verticale. Des travaux récents de Ball et Mankiw (1994) fournissent un certain fondement micro-économique à l'asymétrie des effets sur l'inflation. Ils décrivent un modèle de comportement de fixation des prix dans lequel les chocs positifs affectant les prix désirés par les firmes suscitent un ajustement plus rapide que les chocs négatifs du fait que l'ajustement des prix relatifs peut, dans ce dernier cas, être au moins partiellement réalisé par la présence de l'inflation tendancielle¹¹.

Les effets asymétriques ou non linéaires de la demande sur l'inflation sont toutefois rarement présents dans les modèles macro-économiques empiriques¹². Une exception à cette règle est constituée par le modèle de la Banque du Canada qui fait suite aux travaux de Laxton *et al.* (1993b), lesquels ont trouvé des preuves de l'existence d'une telle asymétrie lors de l'estimation d'une équation d'inflation à forme réduite à partir des données annuelles concernant le Canada : voir Coletti *et al.* (1994). Les constatations de Laxton *et al.* (1993b) suggèrent que les effets inflationnistes d'un écart de production positif sont plus de cinq fois supérieurs à l'effet déflationniste d'un écart de production négatif de même ampleur et que d'autre part l'inflation réagit beaucoup plus rapidement à un écart positif. Des données témoignant de l'existence de telles asymétries non linéaires sont également mentionnées dans des travaux récents de Laxton *et al.* (1994) utilisant une technique d'estimation groupée pour les sept principales économies. Les restrictions requises pour transformer le modèle asymétrique non linéaire qui a leur préférence en un modèle linéaire plus classique sont irrésistiblement rejetées³.

Dans la présente étude, la validité de l'hypothèse d'une asymétrie des effets est examinée, initialement, en autorisant des différences entre les effets des écarts de production positifs et négatifs dans les équations estimées décrites dans les sections précédentes (cette approche est analogue à celle adoptée par Laxton *et al.* 1993b). Des termes d'écarts de production positifs et négatifs sont conservés dans l'équation, comme auparavant, à condition que leur ratio-*t* soit au moins égal à l'unité. Les équations obtenues (qui sont reproduites dans la seconde colonne des tableaux A1 et A7 en annexe 2) présentent généralement des coefficients plus forts et mieux déterminés sur le plan statistique pour les termes d'écarts positifs que pour les termes d'écarts négatifs, comme le montre de manière résumée le tableau 2. Il est difficile de chiffrer de manière fiable l'importance de la différence

Tableau 2. L'effet inflationniste de l'écart de production dans les modèles asymétriques

	Écarts positifs		Écarts négatifs	
	Effet d'impact	Effet à long terme	Effet d'impact	Effet à long terme
États-Unis	0.73**	0.32*	a	a
Japon	0.74***	0.64***	a	a
Allemagne	0.37**	0.23**	0.18	0.11
France	0.32	0.70**	a	0.47
Italie	0.76'	0.35	0.80*	0.80*
Royaume-Uni	a	0.44*	0.65**	0.65**
Canada	0.96***	0.96***	a	a

entre les coefficients des écarts positifs à long terme et ceux des écarts négatifs du fait que ces derniers sont mal déterminés ou même affectés de signes erronés. Toutefois, (sauf pour l'Italie et le Royaume-Uni), les effets des écarts positifs sont au moins deux à trois fois supérieurs. De même, le fait que les coefficients relatifs aux termes des écarts positifs à court terme sont plus forts que ceux des écarts négatifs (sauf, encore une fois, pour l'Italie et le Royaume-Uni) implique que l'inflation réagit plus rapidement à l'ouverture d'un écart positif qu'à celle d'un écart négatif. La révision des équations conduit à un meilleur degré d'adéquation (qui se traduit par une diminution de l'erreur type de l'équation) dans trois pays (États-Unis, Japon et Canada). Dans deux de ces pays, les États-Unis et le Canada, la série des restrictions linéaires requises pour transformer l'équation en équivalent de l'équation linéaire correspondante examinée plus haut est rejetée par un test-F, pour des seuils de signification de 1 pour cent et 5 pour cent respectivement. Toutefois, dans chacun de ces cas, si l'on observe une certaine amélioration statistique de l'adéquation, les modèles obtenus présentent la propriété invraisemblable de l'absence d'effet déflationniste d'un écart de production négatif.

La prise en compte de la possibilité d'une erreur d'évaluation de l'écart

Bien que les résultats résumés dans le tableau 2 suggèrent au moins que l'inflation réagit plus fortement aux écarts positifs qu'aux écarts négatifs, ils sont cependant loin d'être concluants. L'une des raisons pour lesquelles les résultats ne sont pas plus convaincants tient au problème de l'évaluation de l'écart de production. En particulier, si les écarts de production positifs ont un effet plus important sur l'inflation que les écarts négatifs, on peut penser que la production effective se situe en moyenne en deçà de la production potentielle, point qui est souligné par

Laxton et *al.* (1994)¹⁴. Ceci signifierait que les méthodes classiques d'estimation de la production potentielle (telle que le filtre d'Hodrick-Prescott qui est adopté ici) qui produisent généralement une tendance lissée de la production effective surestiment peut-être systématiquement la production potentielle. Laxton et *al.* (1993) présentent des données fondées sur la méthode de Monte Carlo montrant que si le processus de génération des données réelles comporte des effets asymétriques provenant de l'inflation, la non prise en compte de cette erreur dévaluation fausse fortement les tests dans le sens de l'acceptation d'approximations linéaires. Toutefois, compte tenu de l'horizon limité des séries chronologiques de données généralement utilisées, il est difficile de déterminer simultanément le biais affectant l'écart et une relation non linéaire entre l'écart et l'inflation. Pour surmonter ce problème, Laxton et *al.* (1994) adoptent une technique d'estimation groupée dans laquelle sont imposés des paramètres communs aux sept principaux pays de l'OCDE. L'utilisation d'une méthode d'estimation groupée repose toutefois, à l'évidence, sur l'hypothèse d'une similarité des processus qui sont à l'origine de l'inflation dans des économies opérant dans des cadres institutionnels très différents et dont les performances macro-économiques passées ont été également très différentes¹⁵.

Une autre approche qui est adoptée ici consiste à supposer l'existence d'une relation simple entre l'erreur d'évaluation de l'écart de production et la forme de la relation non linéaire entre l'inflation et l'écart de production. Ainsi par exemple, si l'on suppose qu'un écart positif a un effet sur l'inflation égal à **deux fois** celui de l'écart négatif, l'écart de production dérivé du filtre de Hodrick-Prescott est ajusté en déduisant une constante donnant un résultat tel que pour l'ensemble de la période observée la somme des écarts de production négatifs soit égale au **double** de celle des écarts positifs¹⁶. Plus précisément, si l'on soustrait un terme constant, δ , de l'écart mesuré par Hodrick-Prescott de sorte que l'écart de production négatif cumulé soit égal à « n » fois l'écart positif cumulé, la forme de l'écart qui est incluse dans l'équation d'inflation à forme réduite est $f_n(\text{GAP})$ où :

$$\begin{aligned} f_n(\text{GAP}) &= n (\text{GAP} - \delta) & \text{if } (\text{GAP} - \delta) > 0 \\ &= (\text{GAP} - \delta) & \text{if } (\text{GAP} - \delta) < 0. \end{aligned} \quad [5]$$

Le terme δ est donc calculé, en fonction de n , afin que la somme pondérée des termes d'écarts positifs et négatifs soit égale à zéro (soit $\sum f_n(\text{GAP}) = 0$, où \sum désigne la somme pour l'ensemble de la période d'observation). Pour chaque pays, $f_n(\text{GAP})$ est calculé pour des valeurs de n de 2, 3, 4 et 5 et pour la valeur de n telle que $f_n(\text{GAP})$ donne le meilleur degré d'adéquation lorsque ce terme est substitué aux variables linéaires GAP (qui correspondent au cas $n = 1$) dans les équations d'inflation estimées de forme réduite¹⁷.

Les résultats de l'application de cette procédure d'estimation sont résumés dans le tableau 3 : une présentation exhaustive et détaillée des équations (pour la valeur optimale de n) figure dans la troisième colonne des tableaux Ai à A7 de l'annexe 2. Une certaine amélioration du degré d'adéquation (mesurée par une réduction de l'erreur type de l'équation) par rapport au modèle linéaire est obtenue pour cinq des sept pays. Les valeurs de n qui maximisent le degré d'adéquation

Tableau 3. Tests concernant les modèles asymétriques alternatifs

	Valeur de n pour $f_n(\text{GAP})$ donnant le meilleur degré d'adéquation ¹	importance de l'ajustement δ de l'écart de production (en pourcentage du PIB)	Test-F à l'égard du modèle linéaire ²
États-Unis	4	0.89	Rejet du modèle linéaire au seuil de 1 pour cent.
Japon	4	1.11	Rejet du modèle linéaire au seuil de 5 pour cent.
Allemagne	2	0.71	Rejet du modèle linéaire impossible.
France	2	0.47	Rejet du modèle linéaire impossible.
Italie	1	—	Inapplicable.
Royaume-Uni	1	—	Inapplicable.
Canada	4	0.92	Rejet du modèle linéaire au seuil de 5 pour cent.

1. Le meilleur degré d'adéquation est celui qui donne l'erreur type la plus faible de l'équation. Une valeur de 1 pour n signifie que le modèle linéaire est préféré.

2. Le test est réalisé en construisant une équation synthétique du modèle linéaire et du modèle asymétrique avec $f_n(\text{GAP})$ puis en conduisant un test-F pour vérifier si le modèle linéaire constitue une restriction valable du modèle synthétique.

sont de 4 pour les États-Unis, le Japon et le Canada et de 2 pour l'Allemagne et la France tandis que pour le Royaume-Uni comme pour l'Italie la transformation des mesures de l'écart n'entraîne aucune amélioration du degré d'adéquation par rapport au modèle linéaire. Dans trois des cinq pays (États-Unis, Canada et Japon) où l'on observe une certaine amélioration par rapport au modèle linéaire, ce dernier est rejeté au moins au seuil de signification de 5 pour cent, ce qui constitue une restriction affectant le modèle synthétique plus général qui inclut à la fois les termes linéaires et transformés de l'écart. Ceci constitue toutefois un test assez strict de l'asymétrie du fait de l'existence dans l'équation synthétique d'un degré élevé de colinéarité entre les différentes mesures de l'écart de production [c'est-à-dire GAP et $f_n(\text{GAP})$] lequel tendra à créer un biais à l'encontre du rejet du modèle linéaire.

L'ajustement constant, δ , appliqué à la mesure de l'écart par le filtre d'Hodrick-Prescott est compris entre 0.9 et 1.1 pour cent pour les États-Unis, le Japon et le Canada et entre 0.5 et 0.7 pour cent pour la France et l'Allemagne. La taille de ces ajustements peut être comparée à l'ajustement constant de 0.6 pour cent estimé par Laxton et al. (1994) pour les sept principaux pays en utilisant une technique d'estimation groupée.

Les deux pays pour lesquels le modèle linéaire est préféré aux options asymétriques (Italie et Royaume-Uni) sont également ceux (avec le Japon) où l'erreur type

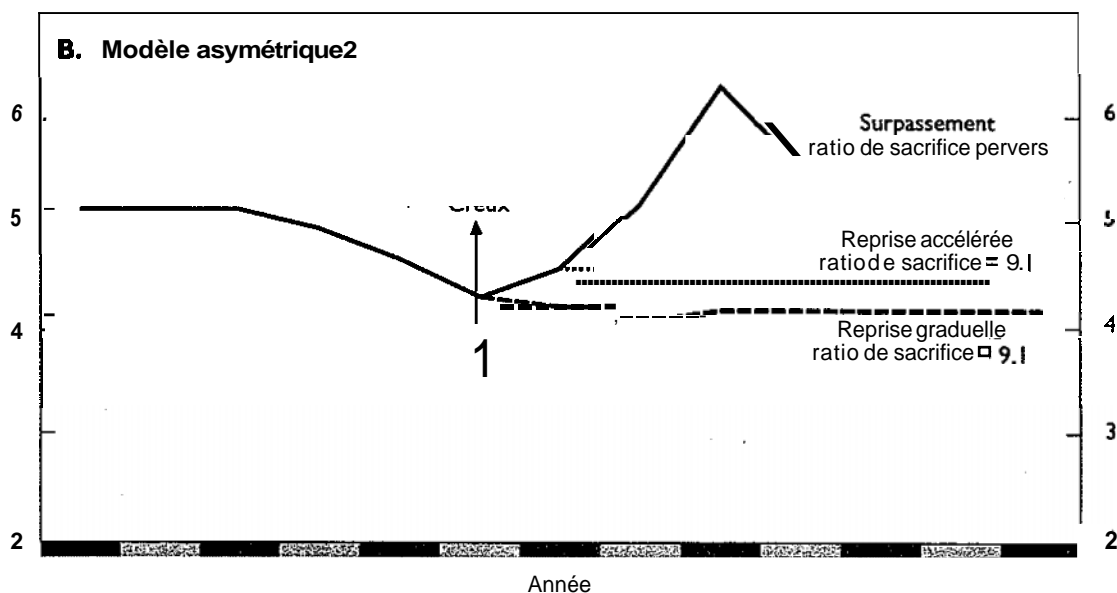
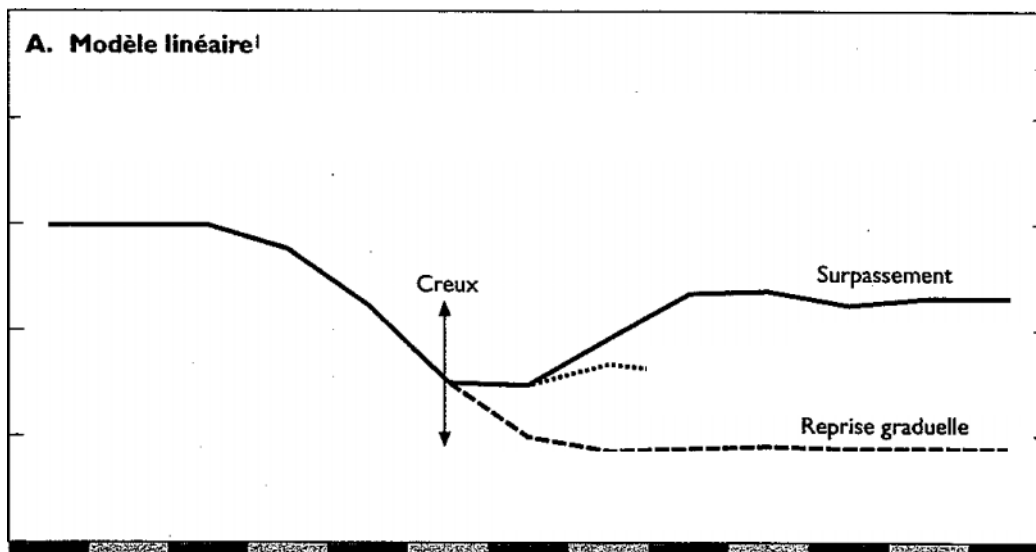
de l'équation est la plus importante. il s'agit aussi des deux pays où la réforme structurelle, notamment du marché du travail, semble avoir eu l'influence la plus grande sur la modification des processus qui déterminent l'inflation, Barrell (1990) observe pour l'Italie une rupture structurelle dans les équations estimées de salaires au début des années 80, rupture attribuée au démantèlement progressif du mécanisme de fixation des salaires de la Scala Mobile. Si on utilise exclusivement des données pour 1980 et les années suivantes pour estimer l'équation d'inflation à forme réduite pour l'Italie, un modèle asymétrique est préférable aux options linéaires.

Un exemple illustratif

Afin de démontrer l'importance de ces asymétries, on examine le comportement de l'inflation dans divers scénarios de reprise faisant suite à une récession hypothétique en utilisant à titre d'illustration les équations des États-Unis et on compare les prévisions du modèle linéaire à celles du modèle asymétrique. On suppose que la récession intervient après une période de stabilité de l'inflation (au niveau de 5 pour cent par an) au cours de laquelle la production effective a coïncidé avec la production potentielle. Au cours des première, deuxième et troisième années de la récession, la production réelle est supposée se situer respectivement 1, 2 et 3 pour cent en dessous de la production potentielle. Trois scénarios de reprise sont considérés : une reprise « graduelle » dans laquelle l'écart est ramené à -2, -1 et zéro au cours des trois années suivantes, une reprise « accélérée » où l'écart est comblé immédiatement mais où la production n'augmente pas par la suite au delà de la production potentielle et un scénario de « surpassement » dans lequel l'écart est comblé immédiatement et la production excède ensuite la production potentielle aboutissant à un écart positif de +2 puis +1 qui se comble ensuite.

Les résultats de l'application de ces trois scénarios au modèle linéaire des États-Unis sont présentés dans le graphique 2a. Dans tous les cas, le taux d'inflation est plus faible après la reprise qu'il ne l'était avant la récession, le recul étant proportionnel à la perte de production enregistrée (par rapport à la production potentielle). Ainsi, dans le scénario de reprise graduelle le total cumulé de la perte de production est trois fois supérieur à ce qu'il est dans le scénario de surpassement et la réduction de l'inflation est de même trois fois plus forte (autrement dit, le ratio de sacrifice est constant pour les différents scénarios de reprise). Les différences entre ces scénarios montrent que dans la mesure où ce modèle linéaire simple est adéquat, les erreurs de politique macro-économique ne sont pas très coûteuses. Par exemple, si le taux d'inflation est jugé intolérablement élevé après le scénario de surpassement, il est possible de remédier à cette situation en maintenant un écart de production négatif pendant une période suffisamment longue : le gain ou la perte de production résultant de la réalisation d'un objectif donné d'inflation stable à un moment donné dans l'avenir est identique, quel que soit le sentier suivi par la production¹⁸.

L'équation asymétrique « décalée » de l'écart de production pour les États-Unis (voir la troisième colonne du tableau A1 de l'annexe 2) a la propriété suivante :



1. L'inflation est déterminée par l'équation :

$$\Delta \pi = b_0 \cdot \text{GAP} + b_1 \cdot \text{GAP}_{-1} + \alpha_1 \Delta \pi_{-1} + \alpha_2 \Delta \pi_{-2}$$

où $\alpha_1 = -0.483$, $\alpha_2 = -0.266$, $b_0 = 0.234$ and $b_1 = 0.174$ sur la base des paramètres estimés du modèle linéaire pour les États-Unis (1^{re} colonne du tableau A1 en annexe 2).

2. L'inflation est déterminée par l'équation :

$$\Delta \pi = b_0 f_1(\text{GAP}) + b_1 f_1(\text{GAP})_{-1}$$

où $b_0 = 0.183$, et $b_1 = -0.093$ sur la base des paramètres estimés du modèle asymétrique pour les États-Unis (3^e colonne du tableau A1 en annexe 2).

Source : OCDE.

l'effet inflationniste à long terme d'un écart positif donné est quatre fois supérieur à la réaction à un écart négatif analogue et environ deux fois supérieur à l'effet (de signe quelconque) obtenu dans l'équation linéaire. Les résultats de l'application des trois mêmes scénarios au modèle asymétrique sont très différents de ceux découlant du modèle linéaire : voir le graphique 2b. En premier lieu, la réduction de l'inflation obtenue dans les scénarios de reprise graduelle et de reprise accélérée est plus faible que celle qu'implique le modèle linéaire. La différence la plus frappante est toutefois le fait que le taux d'inflation est plus **élevé** à la fin du scénario de surpassement qu'avant la récession en dépit d'une perte de production cumulée de 3 points de pourcentage par rapport à la production potentielle sur l'ensemble du cycle (autrement dit, le ratio de sacrifice est affecté d'un signe pervers). Qui plus est, la correction des erreurs passées est beaucoup plus coûteuse que ne l'implique le modèle linéaire. En effet, une diminution de quatre points de pourcentage par rapport à la production potentielle est nécessaire pour produire un effet déflationniste correspondant à l'effet inflationniste d'un dépassement d'un point de la production potentielle. Ainsi, à la suite du scénario de dépassement de la production potentielle, une perte cumulée supplémentaire de production de 12 points de pourcentage serait nécessaire pour revenir au taux d'inflation qui aurait prévalu à la suite du scénario de reprise accélérée (alors que dans le cas du modèle linéaire il suffit que le dépassement soit compensé par une perte cumulée supplémentaire de production de 3 points de pourcentage).¹⁹

il s'agit là d'un exemple de la proposition plus générale mise en lumière par Laxton *et al.* (1994) selon laquelle, dans une économie où existent d'importants effets non linéaires sur l'inflation « les décideurs peuvent, en adoptant des règles permettant de minimiser la variance de la production, élever le niveau moyen de la production dans le temps ». L'importance de la perte impliquée par l'instabilité de la production peut être aisément évaluée à partir des équations asymétriques estimées (voir l'annexe I). Pour les trois pays où les manifestations les plus fortes de l'existence de ces asymétries ont été observées (États-Unis, Japon et Canada), l'instabilité de la production pour l'ensemble de la période d'estimation de l'échantillon implique une perte de production moyenne d'environ 1 pour cent du PIB. Le coût en termes de production a toutefois atteint, à certaines occasions, lors de cycles particulièrement marqués, le double de ce chiffre.

Tandis que les gains procurés par une politique macro-économique active sont en principe beaucoup plus importants dans le cas d'une asymétrie des effets inflationnistes, le choix du moment où l'intervention doit avoir lieu peut être plus difficile. Ainsi dans le scénario de surpassement, le redémarrage de l'inflation est extrêmement soudain par rapport au retournement plus progressif prévu par le modèle linéaire, ce qui suggère que la variation de l'inflation n'avertit que très tardivement de la nécessité d'adopter une politique plus restrictive.

RÉSUMÉ ET IMPLICATIONS POUR LA POLITIQUE ÉCONOMIQUE

il existe certaines évidences de l'existence d'effets de « speed limit » dans le contexte d'un modèle linéaire du processus d'inflation pour trois des sept princi-

pales économies de l'OCDE. L'importance de ces effets est, toutefois, plus limitée que celle observée dans des travaux antérieurs consacrés principalement au marché du travail. La prise de conscience de l'existence des effets de «speed limit» peut, néanmoins, être importante à des fins de prévision en particulier si les autorités publiques se sont engagées à maintenir l'inflation à l'intérieur d'une fourchette donnée. Cependant, les effets de «speed limit» n'altèrent pas de manière fondamentale la propriété discutable des modèles linéaires de l'inflation selon laquelle les politiques macro-économiques ne peuvent avoir aucun effet de premier ordre sur la production sans entraîner une variation de l'inflation.

il est possible, pour trois des sept principales économies, d'améliorer de manière significative les modèles linéaires de l'inflation en autorisant l'existence d'une asymétrie des effets de l'écart de production suggérant que les effets inflationnistes des écarts positifs sont jusqu'à quatre fois plus importants que les effets déflationnistes des écarts négatifs. Si les résultats obtenus ne sont pas plus convaincants, cela tient peut être à la difficulté d'estimer simultanément la forme de la relation non linéaire existant entre l'inflation et l'écart de production et la dimension de ce dernier. Une importante conséquence de l'asymétrie des effets sur l'inflation est que les méthodes «tendancielle» traditionnelles utilisées pour calculer l'écart de production souffrent probablement d'un biais systématique.

En présence d'asymétries des effets sur l'inflation revêtant les formes examinées dans la présente étude, les principaux risques d'inflation ne viennent pas d'un comblement rapide de l'écart en tant que tel mais plutôt d'un dépassement de la production potentielle. En pratique, la détermination du moment adéquat pour intervenir afin de prévenir un dépassement sera probablement difficile pour un certain nombre de raisons. L'incertitude affectant le niveau de la production potentielle, l'inertie des mouvements de l'économie réelle et les délais d'action des instruments de la politique économique et la possibilité que l'inflation n'adresse un avertissement trop tardif. Ces considérations suggèrent que les décideurs devraient faire en sorte que l'écart de production ne soit pas comblé trop rapidement durant la phase de reprise. Une telle conclusion rejoint, semble-t-il, les recommandations contenues dans la citation du magazine «*The Economist*» mentionnée dans l'introduction. Qui plus est, elle constitue un exemple de la démonstration faite par un modèle non linéaire de l'inflation qu'il est important pour les responsables de la politique macro-économique d'agir au bon moment, démonstration que l'on ne trouve pas par ailleurs dans les modèles linéaires.

NOTES

1. La production « excessive » et sa « réduction » étant mesurées par rapport à une certaine idée de la ((production réelle», concept qui est expliqué plus en détail dans la première section décrivant l'estimation des équations à forme réduite pour expliquer l'inflation.
2. Pour un exemple récent d'utilisation des écarts de production comme moyen d'évaluer les risques inflationnistes, voir OCDE (19946).
3. Pour une comparaison de différentes méthodes de calcul de l'écart de production, voir *Giorno et al.* dans le présent numéro.
4. Selon une convention adoptée tout au long de la présente étude, l'écart de production est dit positif si la production se situe au dessus de la production potentielle et négatif si elle se situe en dessous de la production potentielle.
5. On utilise un filtre de Hodrick-Prescott pour établir une approximation de la production potentielle plutôt qu'un cadre reposant sur un fondement plus théorique tel que ceux exposés dans Torres et Martin (1990) et *Giorno et al.* (1995) et ce, pour deux raisons. La première est qu'il est relativement aisé de calculer un long échantillon de données. En second lieu, les deux études citées estiment la production potentielle sur la base de cadres théoriques en supposant implicitement une symétrie des effets des écarts de production négatifs et positifs sur l'inflation, hypothèse qui est précisément mise en cause dans la troisième section.
6. Le « coin » correspond à la différence entre la rémunération disponible des salariés ajustée de la variation des prix à la consommation et les coûts salariaux réels à la charge des entreprises ajustés de la variation des prix à la production. Une augmentation du « coin » sera inflationniste si les salariés s'efforcent de maintenir le taux réel de leur salaire de la consommation.
7. Une certaine forme de politique des revenus a été appliquée au Royaume-Uni durant une bonne part des années 60 et 70. Toutefois, on considère généralement que la période au cours de laquelle cette politique a exercé la contrainte la plus forte sur les salaires a été celle des années 1976 et 1977 (voir une comparaison des différentes mesures de politique des revenus dans *Turner et al.* 1989). La variable intitulée ((viguer de la politique des revenus » conçue par *Lawson* (1981) a été également testée dans l'équation mais on lui a préféré la variable muette appliquée pour 1976 et 1977.

8. L'inclusion d'une variable dont le coefficient comporte un ratio-t au moins égal à l'unité réduira l'erreur type globale de l'équation. L'importance de l'erreur type de l'équation est utilisée par la suite comme critère de sélection du modèle.
9. Dans un modèle linéaire, la présence d'une «speed limit» implique aussi, par symétrie, celle d'une «speed limit» inversée chaque fois qu'une baisse de la production peut entraîner un recul de l'inflation bien que la production se situe au dessus de la production potentielle.
10. Des tests similaires effectués par Elmeskov (1993) en vue de comparer les effets du niveau et du taux de variation du chômage dans les équations de salaires pour un certain nombre d'économies de l'OCDE impliquent une incidence plus forte des effets de «speed limit» sur le marché du travail.
11. La théorie décrite par Ball et Mankiw implique que l'importance de l'asymétrie sera liée au niveau d'inflation générale existant : l'asymétrie va diminuer à de faibles niveaux d'inflation et disparaître si l'inflation devient nulle. On n'a pas tenté, toutefois de modéliser une telle forme d'asymétrie.
12. Une forme courante de déviation de la stricte linéarité dans la modélisation du processus d'inflation consiste à inclure le logarithme du taux de chômage dans les équations de salaires estimées. En dehors des circonstances les plus extrêmes, l'ampleur de la non linéarité ainsi introduite sera toutefois, probablement très modeste, en particulier par rapport à celle impliquée par les travaux de Laxton *et al.* (1993b, 1994). Ce point est illustré au moyen d'un exemple chiffré dans l'annexe 1.
13. Les travaux de Laxton *et al.* (1994) utilisent une variante de la forme non linéaire de l'écart de production (une ((hyperbole modifiée))) qui a été proposée pour la première fois par Chada *et al.* (1992).
14. En l'absence de prédominance des écarts de production négatifs sur les écarts positifs, l'asymétrie des effets sur l'inflation impliquerait une accélération tendancielle de l'inflation dans le temps, sauf si l'effet des chocs affectant l'offre est, en moyenne, de réduire l'inflation (hypothèse qui semble difficile à justifier).
15. La validité de cette hypothèse est quelque peu mise en doute par exemple par les différences existant entre les sept principales économies en matière de vulnérabilité à différents chocs affectant l'offre, différences qui sont suggérées par les résultats présentés en annexe 2.
16. Cette approche se fonde sur l'hypothèse selon laquelle les effets des chocs affectant l'offre au cours de l'ensemble de la période d'estimation ne comportent pas un biais susceptible d'accroître ou de réduire en moyenne l'inflation de manière significative.
17. La forme de la relation non linéaire adoptée ici est critiquée par Laxton *et al.* (1994) parce qu'elle implique une variation brutale, à 90 degrés, de l'effet inflationniste de l'écart lorsqu'il change de signe qui peut sembler irrationnelle étant donné que l'écart reflète la moyenne des conditions prévalant sur plusieurs marchés. Cette forme de relation a pourtant l'avantage, ici, de fournir une hypothèse naturelle pour ce qui est de l'ampleur de l'ajustement concernant l'écart.

18. Cette conclusion est l'inverse du cas critiqué par De Long et Summers (1988) où le modèle linéaire prévoit que « l'excès de chômage subi aujourd'hui du fait d'«erreurs» de politiques autorise une reprise plus vigoureuse pour demain. »
19. L'exemple exposé ci-dessus peut être adapté (voir *annexe 1*) pour démontrer que le degré de non linéarité impliqué par le fait de relier les pressions inflationnistes au logarithme du taux de chômage est relativement modeste : par exemple, il est peu probable que l'on observe un ratio de sacrifice pervers dans le scénario de surassement.

DÉMONSTRATIONS ALGÈBRIQUES

Démonstration des expressions concernant les effets de « speed limit »

Supposons que l'inflation soit déterminée par l'expression :

$$\mathbf{An} = \beta_0 \text{ GAP} + \beta_1 \text{ GAP}_{-1} + \alpha_1 \Delta\pi_{-1} + \alpha_2 \Delta\pi_{-2} \quad [\text{A1}]$$

Supposons maintenant que dans la période 1, la production soit inférieure à la production potentielle, $\text{GAP}_1 = \text{GAP}^* < 0$, et que dans la période 2, une certaine proportion, θ , de cet écart soit comblée c'est-à-dire $\text{GAP}_2 = (1 - \theta)\text{GAP}^*$. Si θ doit être inférieur à 1 pour éviter une hausse de l'inflation dans la période 2, il existe un effet de « speed limit ». Les expressions de θ sont calculées pour trois cas

Cas (i) - Pas de termes d'inflation décalée ($\alpha_1 = \alpha_2 = 0$)

Pour calculer la proportion de l'écart qui peut être comblée tout en maintenant inchangée l'inflation de la période 2, il convient d'introduire par substitution $\mathbf{An} = 0$, $\text{GAP}_{-1} = \text{GAP}^*$, $\text{GAP} = (1 - \theta)\text{GAP}^*$ dans AI pour obtenir :

$$0 = \beta_0(1 - \theta)\text{GAP}^* + \beta_1\text{GAP}^* \quad [\text{A2}]$$

La résolution pour θ donne :

$$\theta = (\beta_0 + \beta_1)/\beta_0 \quad [\text{A3}]$$

selon l'expression [2] citée dans la section consacrée aux effets de « speed limit » dans le modèle linéaire.

Cas (ii) - Présence de termes d'inflation décalée dans [Ai]; avant la période 1, l'écart de production était nul et l'inflation stable.

Dans ce cas, le recul de l'inflation au cours de la période 1 est donné par [A1] comme $\mathbf{An}_1 = \beta_0 \text{ GAP}^*$. Pour calculer la proportion de l'écart qui peut être comblée tout en maintenant l'inflation de la période 2 inchangée, il convient d'introduire par substitution $\mathbf{An}_2 = \Delta\pi_{-2} = 0$, $\mathbf{An}_{-1} = \beta_0 \text{ GAP}^*$, $\text{GAP}_{-1} = \text{GAP}^*$, $\text{GAP} = (1 - \theta)\text{GAP}^*$ dans AI pour obtenir :

$$0 = \beta_0(1 - \theta)\text{GAP}^* + \beta_1 \text{ GAP}^* + \alpha_1 \beta_0 \text{ GAP}^* \quad [\text{A4}]$$

La résolution pour θ donne :

$$\theta = (\rho_0'' + \rho_0 + \beta_1)/\beta_0 \quad [\text{A5}]$$

selon l'expression [3] de la section mentionnée ci-dessus.

Cas (iii) – Présence de termes d'inflation décalée dans [AI]. Avant la période 1, l'écart de production s'est situé à GAP* pendant un nombre de périodes suffisant pour que l'inflation diminue à un rythme stable.

Dans ce cas, la réduction de l'inflation dans la période 1 ainsi que dans les périodes antérieures est donnée par la résolution pour un état stable de [A1] en fonction de l'écart GAP* à savoir $(\beta_0 + \beta_1)GAP^*/(1 - a_1 - \alpha_2)$. Ensuite pour calculer la proportion de l'écart qui peut être comblée tout en maintenant inchangée l'inflation de la période 2, il convient d'introduire par substitution $A_n = 0$, $\Delta\pi_{-1} = \Delta\pi_{-2} = (\beta_0 + \beta_1)GAP^*/(1 - \alpha_1 - \alpha_2)$, $GAP_{-1} = GAP_{-2} = GAP^*$, $GAP = (1 - \theta) GAP^*$ dans AI pour obtenir :

$$0 = \beta_0(1 - \theta) GAP^* + \beta_1 GAP^* + (\alpha_1 + \alpha_2)(\beta_0 + \beta_1)GAP^*/(1 - \alpha_1 - \alpha_2) \quad [A6]$$

La résolution pour θ donne :

$$\theta = [(\beta_0 + \beta_1)/(1 - a_1 - \alpha_2)]/\beta_0 \quad [A7]$$

selon l'expression [4] de la section mentionnée ci-dessus.

Démonstration d'une expression du ratio de sacrifice

Le calcul du ratio de sacrifice peut être opéré comme suit :

Considérons la variation de l'inflation durant une phase de récession comprise entre les périodes 0 et T où $GAP_0 = GAP_T = 0$ et où l'inflation est déterminée par :

$$\Delta\pi = \beta_0 GAP + \beta_1 GAP_{-1} + \alpha_1 \Delta\pi_{-1} + \alpha_2 \Delta\pi_{-2} \quad [A8]$$

Si l'on désigne par C la somme de toutes les périodes comprises entre 0 et T, il s'ensuit que :

$$\Sigma\Delta\pi = (\beta_0 + \beta_1) CGAP + (a_1 + \alpha_2) \Sigma\Delta\pi \quad [A9]$$

Toutefois $\Sigma\Delta\pi = (\pi_T - \pi_0)$. Si l'on opère la substitution dans [A2] on obtient :

$$(\pi_T - \pi_0) = (\beta_0 + \beta_1)/(1 - \alpha_1 - \alpha_2) CGAP. \quad [A10]$$

Toutefois le ratio de sacrifice est défini comme $\Sigma GAP/(\pi_T - \pi_0)$, à partir de [A3] il est donc égal à $(1 - a_1 - \alpha_2)/(\beta_0 + \beta_1)$. On notera en particulier que le ratio de sacrifice est indépendant des expressions [A3], [A5] ou [A7] et qu'il est donc indépendant de la présence d'un effet de « speed limit » ou de l'importance de ce dernier.

Le degré de non linéarité impliqué par le fait de rendre l'inflation dépendante du logarithme du taux de chômage

Cet exemple reprend le scénario de surpassement utilisé dans la Section concernant « l'asymétrie des effets sur l'inflation des écarts de production positifs ou négatifs » mais en faisant l'hypothèse que l'inflation est liée au logarithme du taux de chômage.

Supposons que l'inflation soit dépendante du logarithme du taux de chômage, U , conformément à la relation de forme réduite suivante :

$$\Delta \pi = -\lambda (\ln U - \ln U^*), \lambda > 0, \quad [A11]$$

dans laquelle U^* représente le taux de chômage naturel qui est supposé, selon *Giorno et al.*, être égal à 6 pour cent pour les États-Unis. On suppose par ailleurs l'existence d'un coefficient d'ûkun de deux, si bien qu'une augmentation de 2 points de pourcentage de l'écart de production se traduit par une diminution d'un point de pourcentage du taux de chômage.

Avec un coefficient d'ûkun de deux, le profil de l'écart de production implique, dans le scénario de surpassement, un taux de chômage s'élevant initialement à 6½, 7 et 7% pour cent au cours de la phase de récession puis diminuant au cours de la phase de reprise de l'activité à 6, 5 et 5½ pour cent avant de se stabiliser à son taux naturel de 6 pour cent (qui est cohérent avec un écart de production égal à zéro).

Les variations de l'inflation durant le déroulement du scénario sont données par l'expression :

$$\Delta \pi = -\lambda \Sigma (\ln U - \ln U^*), \quad [A12]$$

dans laquelle Σ indique la somme pour l'ensemble des périodes du scénario complet. La substitution des termes dans les valeurs du taux de chômage données ci-dessus donne :

$$\Delta \pi = -\lambda \{ \ln(6\frac{1}{2} + 7 + 7\frac{1}{2} + 6 + 5 + 5\frac{1}{2}) - 6 \ln(6) \} \quad [A13]$$

L'évaluation de cette expression implique :

$$\Delta \pi = -0.19 \lambda < 0 \quad [A14]$$

L'inflation **diminue** donc pendant la durée du scénario complet (quel que soit le niveau de h). Le ratio de sacrifice est donc affecté d'un signe «correct» contrairement à ce que l'on observe dans l'exemple présenté dans le graphique 2 du texte principal où l'équation des États-Unis comportant une asymétrie des effets de l'écart de production prédisait un ratio de sacrifice pervers pour le même scénario.

L'évaluation du coût de l'instabilité de la production en cas d'asymétrie des effets de l'écart de production sur l'inflation.

Supposons que l'inflation soit déterminée selon la formule :

$$\Delta \pi = \beta f_n(\text{GAP}), \quad [A15]$$

dans laquelle on ignore, pour la simplicité de l'exposé, les décalages de $\Delta \pi$ et $f_n(\text{GAP})$. Pendant la durée d'un cycle complet, si le taux d'inflation doit être le même à la fin du cycle qu'au début de ce dernier, on a :

$$\Sigma \Delta \pi = \beta \Sigma f_n(\text{GAP}) = 0, \quad [A16]$$

où C indique la somme pour l'ensemble des périodes du cycle. Soit une mesure véritable de l'écart de production $GAP' = (GAP - \delta)$ et $POSGAP = GAP$ si $GAP' > 0$ et $NEGGAP' = GAP$ si $GAP < 0$. L'expression [A16] peut être réécrite sous la forme :

$$\beta [n \text{ CPOSGAP} + \text{CNEGGAP}] = 0. \quad \text{[A17]}$$

Toutefois, la perte de production cumulée (par rapport à une situation où la production reste au niveau de la production potentielle est donnée par :

$$\text{Perte de production} = - (\text{CPOSGAP} + \text{CNEGGAP}). \quad \text{[A18]}$$

En combinant [A17] et [A18] on obtient :

$$\text{Perte de production} = (n - 1) \text{CPOSGAP}, \quad \text{[A19]}$$

ou selon une autre hypothèse :

$$\text{Perte de production} = - [(n - 1)/n] \text{CNEGGAP}. \quad \text{[A19']}$$

On notera que si $n = 1$, hypothèse qui correspond au modèle linéaire, la perte de production est toujours égale à zéro dans l'un ou l'autre cas. Toutefois si n est supérieur à 1, la perte de production augmentera avec la taille de n et avec l'instabilité de la production (reflétée par des valeurs plus importantes de $\text{CPOSGAP}'$ et CNEGGAP).

Annexe 2

RÉSULTATS DES ESTIMATIONS

Toutes les équations sont estimées par la méthode OLS, sauf indication contraire. Les tests utilisés pour évaluer les équations estimées sont les suivants :

- Corrélation sérielle : Test du multiplicateur de Lagrange jusqu'à la corrélation sérielle du second ordre.
- Forme fonctionnelle : Test RESET de Ramsey utilisant le carré des valeurs ajustées.
- Normalité : Test de l'inclinaison et de l'aplatissement des valeurs résiduelles de Jarque-Bera.
- Hétéroscédasticité : Basée sur la régression des carrés des valeurs résiduelles sur les carrés des valeurs ajustées.

La distribution des statistiques des tests est donnée dans les tableaux. Dans les tests de cas concernant la corrélation sérielle et la forme fonctionnelle, le degré de liberté du dénominateur de la distribution-F est donné pour l'équation de la première colonne de chaque tableau. Dans la mesure où les équations des colonnes suivantes comportent davantage/(moins) de variables explicatives, le nombre de degrés de liberté du dénominateur est réduit/(augmenté).

Un échec du test pour les seuils de signification de 10, 5 et 1 pour cent est indiqué respectivement par les signes « * », « ** » et « *** ».

Tableau A1. **Équations de l'inflation de forme réduite pour les États-Unis**Variable dépendante : $\Delta\pi$ (moyenne = 0.032). période d'estimation : 1962-93

	Modèle linéaire	Modèle asymétrique	Modèle asymétrique et à écart décalé
Constante	-0.2561 (-1.41)	-0.4782 (-2.10)	-0.2568 (-1.57)
$\Delta\pi_{-1}$	4.4831 (-3.55)	-0.5535 (-5.08)	-0.5071 (-4.21)
$\Delta\pi_{-2}$	-0.2664 (-2.15)	—	
$\Delta\pi_{c-1}$	—	0.5421 (3.36)	0.5067 (2.74)
GAP	0.2340 (2.521)		—
GAP ₋₁	0.1741 (1.72)	—	—
POSGAP	—	0.7277 (5.83)	—
POSGAP ₋₁	—	-0.4063 (-2.28)	—
$f_4(\text{GAP})$	—		0.1829 (5.74)
$f_4(\text{GAP})_{-1}$	—	—	-0.0927 (-1.63)
$w\Delta\pi_m$	—	0.9954 (3.84)	0.8180 (2.80)
$w(\pi_m - \pi)_{-1}$	1.3286 (5.00)	0.8722 (2.46)	0.8763 (3.25)
$(pc-p)_{-1}$	18.966 (2.54)	16.876 (2.61)	16.911 (2.40)
ET de la régression	0.7780	0.6087	0.6763
R-sqd	0.6651	0.8032	0.7571
Autocorrélation, F(1,23)	0.67	0.85	0.24
Forme fonctionnelle, F(1,23)	1.22	0.73	0.08
Normalité, χ^2 (2)	1.17	0.67	1.64
Hétéroscédasticité, F(1,30)	0.10	1.02	0.00

Tableau A2. **Équations de l'inflation de forme réduite pour le japon**

Variable dépendante : AIT (moyenne = -0.181). période d'estimation : 1966-93

	Modèle linéaire	Modèle asymétrique	Modèle asymétrique et à écart décalé
Constante	-0.3458 (-1.04)	-0.9094 (-2.34)	-0.3537 (-1.13)
$\Delta\pi_{-1}$	-0.8396 (-2.82)	-0.8541 (-2.98)	-0.8420 (-3.03)
GAP	0.4548 (2.61)	-	-
POSGAP	-	0.7427 (3.00)	
$f_4(\text{GAP})$	-	-	0.2333 (3.32)
$\Delta\pi_{a-1}$	0.6700 (2.49)	0.6881 (2.65)	0.6746 (2.68)
$\Delta\pi_{50}$	0.0534 (7.93)	0.0549 (8.52)	0.0542 (8.66)
ET de la régression	1.7477	1.6857	1.6362
R-sqd	0.7859	0.8009	0.8124
Autocorrélation. F(1,22)	0.39	0.54	0.35
Forme fonctionnelle. F(1,22)	0.64	0.72	0.58
Normalité, $\chi^2(2)$	1.37	0.33	0.40
Hétéroscédasticité. F(1,26)	0.00	0.17	0.09

Tableau A3. **Équations de l'inflation de forme réduite pour l'Allemagne de l'Ouest**
 Variable dépendante : $\Delta \pi$ (moyenne = -0.033). période d'estimation : 1963-93

	Modèle linéaire	Modèle asymétrique	Modèle asymétrique et à écart décalé
Constante	-0.3679 (-2.50)	-0.5157 (-1.97)	-0.3192 (-2.20)
$\Delta \pi_{-1}$	-0.2858 (-3.66)	-0.2724 (-2.52)	-0.2203 (-2.53)
$\Delta \pi_{-2}$	-0.3921 (-3.66)	-0.3880 (-4.17)	-0.3836 (-4.45)
GAP	0.2248 (2.41)	-	-
GAP ₋₁	0.1211 (1.02)	-	-
POSGAP	-	0.3687 (2.40)	-
NEGGAP	-	0.1805 (1.11)	-
f2(GAP)	-	..	0.2031 (3.75)
$w\Delta \pi_{m-1}$	0.1967 (1.47)	0.2634 (2.21)	0.2696 (2.33)
D70	6.6794 (8.34)	6.7184 (8.26)	6.7614 (8.60)
ET de la régression	0.7752	0.7851	0.7638
R-sqd	0.8412	0.8371	0.8388
Autocorrélation. F(1.24)	2.53	4.02	2.00
Forme fonctionnelle, F(1.24)	0.06	0.88	0.19
Normalité, $\chi^2(2)$	0.91	3.14	1.72
Hétéroscédasticité. F(1.29)	0.42	0.51	0.21

Tableau A4. **Équations de l'inflation de forme réduite pour la France**

Variable dépendante $\Delta \pi$ (moyenne = -0.062), période d'estimation : 1965-93

	Modèle linéaire	Modèle asymétrique	Modèle asymétrique et à écart décalé
Constante	-0.2391 (-1.24)	-0.3744 (-1.11)	-0.1822 (-0.97)
GAP	0.1584 (0.96)	-	-
GAP ₋₁	0.4443 (2.61)	-	-
POSGAP		0.3247 (1.16)	-
POSGAP ₋₁	-	0.3727 (1.34)	-
NEGGAP ₋₁	-	-0.4699 (1.52)	-
$f_2(\text{GAP})$	-		0.1399 (1.21)
$f_2(\text{GAP})_{-1}$	-	-	0.2733 (2.35)
$w\Delta\pi_m$	0.1045 (2.88)	0.1047 (2.92)	0.1026 (2.86)
$(\pi_c - \pi)_{-1}$	0.7239 (3.30)	0.7449 (3.35)	0.7522 (3.45)
D6869	2.3717 (3.26)	2.4034 (3.24)	2.2973 (3.19)
ET de la régression	0.9490	0.9606	0.9473
R-sqd	0.6421	0.6496	0.6437
Autocorrélation, F(1,22)	1.29	1.29	1.25
Forme fonctionnelle, F(1,22)	0.98	1.77	0.37
Normalité, $\chi^2(2)$	0.97	0.78	0.98
Hétéroscédasticité, F(1,27)	1.57	1.40	0.93

Tableau A5. Équations de l'inflation de forme réduite pour l'Italie

Variable dépendante : $\Delta \pi$ (moyenne = -0.086). période d'estimation : 1963-93

	Modèle linéaire	Modèle asymétrique	Modèle asymétrique et à écart décalé
Constante	0.1 169 (0.48)	0.4466 (0.68)	0.1228 (0.49)
GAP	0.7774 (3.59)	—	.
GAP ₋₁	-0.2008 (-1.03)	—	—
POSGAP	—	0.7600 (1.80)	—
POSGAP ₋₁	—	-0.4063 (-1.20)	...
NEGGAP	—	0.7994 (1.98)	—
$f_2(\text{GAP})$	—	—	0.5515 (3.44)
$f_2(\text{GAP})_{-1}$	—	—	-0.1524 (-1.05)
$w\Delta\pi_m$	0.7098 (3.42)	0.7139 (3.37)	0.6845 (3.13)
$w(\pi_m - \pi)_{-1}$	1.2052 (5.20)	1.2433 (4.42)	1.1241 (4.65)
ET de la régression	1.3338	1.3487	1.3563
R-sqd	0.7526	0.7567	0.7179
Autocorrélation. F(1,25)	0.01	0.00	0.04
Forme fonctionnelle, F(1,25)	0.38	0.71	1.41
Normalité, $\chi^2(2)$	2.37	2.61	4.34
Hétéroscédasticité. F(1,29)	0.02	0.04	0.00

Tableau A6. Équations de l'inflation de forme réduite pour le Royaume-Uni

Variable dépendante : $\Delta \pi$ (moyenne = 0.026) période d'estimation : 1960-93

	Modèle linéaire	Modèle asymétrique	Modèle asymétrique et à écart décalé
Constante	0.8714 (2.21)	1.0932 (1.82)	0.9097 (2.29)
GAP	0.2116 (1.01)	–	–
GAP ₋₁	0.3405 (1.59)	–	–
POSGAP ₋₁	–	0.4427 (1.76)	–
NEGGAP	–	0.6450 (2.08)	–
f ₂ (GAP)	–	–	0.1318 (0.98)
f ₂ (GAP) ₋₁	–	–	0.2335 (1.72)
w($\pi_m - \pi$) ₋₁	2.1840 (6.86)	2.0965 (6.93)	2.2023 (6.77)
D7677	-6.9352 (-4.51)	-7.3961 (-4.75)	-6.7946 (-4.37)
ET de la régression	2.0830	2.0554	2.1048
R-sqd	0.7766	0.7825	0.7719
Autocorrélation. F(1,25)	0.64	0.68	0.56
Forme fonctionnelle, F(1.25)	0.66	0.47	0.53
Normalité, $\chi^2(2)$	1.25	0.50	0.98
Hétéroscédasticité. F(1.32)	0.05	0.68	0.38

Tableau A7. Équations de l'inflation de forme réduite pour le Canada

Variable dépendante : $\Delta\pi$ (moyenne = 0.015), période d'estimation : 1962-93

	Modèle linéaire	Modèle asymétrique	Modèle asymétrique et à écart décalé
Constante	1.0887 (3.52)	0.3386 (1.13)	1.1731 (4.10)
GAP	0.4123 (3.64)	—	—
POSGAP	—	0.9588 (4.85)	—
$f_4(\text{GAP})$	—	—	0.2512 (4.56)
$w\Delta\pi_m$	1.8420 (5.02)	2.0749 (6.31)	2.0306 (6.02)
$w(\pi_m - \pi)_{-1}$	1.8525 (4.36)	2.4000 (5.93)	2.2469 (5.53)
$(\pi_a - \pi)_{-1}$	0.6496 (3.80)	0.5376 (3.71)	0.5980 (3.95)
AlB	-4.4692 (-4.32)	-4.6872 (-5.08)	-4.4311 (-4.74)
ET de la régression	1.4091	1.2550	1.2903
R-sqd	0.7190	0.7771	0.7644
Autocorrélation. F(1,25)	2.22	0.00	0.90
Forme fonctionnelle, F(1,25)	0.33	0.56	0.43
Normalité, $\chi^2(2)$	0.69	0.40	1.95
Hétéroscédasticité. F(1,30)	0.16	0.66	0.16

Explication des variables

Toutes les données sont annuelles et sont extraites de la Base de données analytique de l'OCDE (ADB), sauf indication contraire explicite. Les caractères en minuscules indiquent des logs. Les chiffres en indice indiquent des données décalées et « Δ » représente l'opérateur des différences premières.

- π = Taux annuel d'inflation mesuré par l'indice implicite du prix du PIB hors pétrole. Pour les pays non producteurs de pétrole (France, Italie, Allemagne et Japon), le prix implicite du PIB hors pétrole est supposé analogue au prix implicite du PIB. Pour les États-Unis, le Canada et le Royaume Uni, la correction du prix implicite du PIB a été calculée en utilisant des sources nationales. Les données concernant cette dernière correction étaient indisponibles pour 1993 pour les États-Unis et le Royaume Uni et pour 1992 et 1993 pour le Canada. Toutefois, étant donné que les prix du pétrole en termes réels ont peu évolué au cours de ces années, on a préféré faire l'hypothèse que la correction était nulle plutôt que de perdre les observations concernant ces années.
- GAP = Écart de production calculé par la différence entre, exprimés en logarithme, le PIB effectif et le PIB tendanciel en termes réels, ce dernier étant calculé en appliquant un filtre d'Hodrick-Prescott au PIB effectif. La valeur des filtres choisis est la même que celle retenue par *Giorno et al.* (1985), à savoir 25, sauf pour la France et le Royaume-Uni (100) et le Canada (200). Une valeur positive de GAP implique que le PIB effectif est supérieur au PIB tendanciel.
- POSGAP = GAP si $GAP > 0$ et zéro dans les autres cas
- NEGGAP = GAP si $GAP < 0$ et zéro dans les autres cas
- $f_n(GAP)$ = $n (GAP - \delta)$ si $(GAP - \delta) > 0$
 $(GAP - \delta)$ si $(GAP - \delta) < 0$
 où n prend la valeur 2, 3, 4 ou 5 et δ est un ajustement constant tel que le cumul de l'ensemble des écarts négatifs de la période d'observation est égal à n fois le cumul des écarts positifs.
- π_m = Taux d'inflation des prix des importations
- π_a = Taux d'inflation des prix de l'absorption
- π_c = Taux d'inflation des prix à la consommation
- $\pi_{\$O}$ = Taux d'inflation du prix du pétrole en dollar

- (pc - p) = Rapport entre le niveau des prix à la consommation et le prix implicite du PIB (logarithmes)
- w = Part des importations dans la dépense finale totale
- Dyyxx = Variable muette prenant la valeur de l'unité dans les années 19yy et 19xx et de zéro par ailleurs
- AIB = Variable muette rendant compte de l'activité de la Commission de lutte contre l'inflation (Canada)

BIBLIOGRAPHIE

- BALL et MANKIW (1994), "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations", *Economic Journal*, **104** (mars), 247-261.
- BARRELL R. (1990), "Has the EMS Changed Wage and Price Behaviour in Europe ?", *National Institute Economic Review*, novembre.
- CHADA, B., P. MASSON and G. MEREDITH (1992), "Models of inflation and the costs of Disinflation", *IMF Staff Papers*, vol. 39, n° 2.
- COLETTI, D., B. HUNT, D. ROSE et R. TETLOW (1994), "Some Dynamic Properties of QPM", Bank of *Canada*, mimeo.
- DE LONG, J.B. et L.H. SUMMERS (1988), "How does Macroeconomic Policy Effect Output", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 433-494.
- ELMESKOV, J. (1993), "High and Persistent Unemployment: Assessment of the Problem and its Causes" (en anglais seulement), Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE, n° 132, Paris.
- GIORNO, C., P. RICHARDSON, D. ROSEVEARE, P. VAN DEN NOORD (1995), "Estimating Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances" (en anglais seulement), Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE, n° 152, Paris.
- LAXTON, D., D. ROSE, et R. TETLOW (1993a), "Problems in Identifying Non-Linear Phillips Curves: Some Further Consequences of Mismeasuring Potential Output", Bank of *Canada*, Working Paper 93-6.
- LAXTON, D., D. ROSE, et R. TETLOW (1993b), "Is the Canadian Phillips Curve Non-Linear?", Bank of *Canada*, Working Paper 93-7.
- LAXTON, D., G. MEREDITH et D. ROSE, (1994), "Asymmetric Effects of Economic Activity on Inflation: Evidence and Policy Implications", IMF Working Paper.
- OCDE (1991), *Perspectives économiques de l'OCDE*, n° 50, Paris, décembre.
- OCDE (1994a), "L'étude de l'OCDE sur l'emploi : Données et explications. Évolution du marché du travail et facteurs de changement."
- OCDE (1994), *Perspectives économiques de l'OCDE*, n° 56, Paris, décembre.
- TORRES R et J.P. MARTIN (1990), "Mesure de la production potentielle dans sept grands pays de l'OCDE", *Revue économique de l'OCDE*, n° 14, Paris.

TURNER, D, K.F. WALLIS et J.D. WHITLEY, "Using Macroeconometric Models to evaluate Policy Proposals", dans "Policymaking with Macroeconomic Models", ed. A. Britton, Gower.