

L'apport d'un modèle macro-économétrique pour l'analyse conjoncturelle de la zone euro

Pierre-Olivier Beffy
Brieuc Monfort

*Division croissance et politiques
macroéconomiques*

Xavier Bonnet

Division synthèse conjoncturelle

Matthieu Darracq Paries

Direction de la prévision

Un modèle macro-économétrique pour la zone euro (MZE-2003) a été développé en collaboration à l'Insee et à la Direction de la Prévision. De facture traditionnelle, ce modèle permet d'éclairer les prévisions effectuées dans cette Note de conjoncture obtenues avec les outils habituels utilisés à l'Insee (étalonnages à partir d'enquêtes de conjoncture, modèles de séries temporelles).

A l'aide de ce modèle, on estime ainsi par exemple que la hausse récente de 20% du prix du pétrole aura déprimé la demande intérieure et, dans le même temps les importations, avec un effet très faible sur le PIB à court terme. S'agissant de l'effet d'une appréciation de l'euro contre le dollar de 10%, telle que celle récemment observée, l'effet négatif sur le PIB serait plus important à court terme, si la politique monétaire ne réagit pas vivement. Ces résultats permettent de comprendre en partie la révision à la baisse de la croissance intervenue pour le début 2003 entre la précédente Note de conjoncture (celle de décembre 2002) et celle-ci.

Pour prévoir les évolutions des composantes du PIB de la zone euro, l'Insee s'est doté depuis quelques années de divers outils reliant les variables d'intérêt à des variables issues d'enquêtes de conjoncture (étalonnages) : cf. Buffeteau et Mora (2000). Par exemple, la croissance du PIB est étalonnée sur celle du facteur commun calculé à l'Insee sur les soldes d'opinion de l'enquête industrie de la zone euro.

L'Insee utilise aussi des modèles purement statistiques à niveau fin pour prévoir les évolutions de l'indice des prix de détail (IPCH) de la zone euro. Pour chaque poste de l'indice, un modèle ARIMA ⁽¹⁾ est estimé, incorporant parfois des variables explicatives exogènes (comme le prix du pétrole par exemple).

L'objet de ce dossier est de montrer en quoi un modèle macro-économétrique pour la zone euro, basé sur des relations estimées des comportements des agents dans un cadre comptable équilibré, peut apporter une aide supplémentaire dans l'exercice du prévisionniste, comme c'est déjà le cas pour l'exercice effectué pour la France (cf. encadré du dossier précédent). C'est aussi l'occasion de revenir sur les données à la disposition de l'économiste pour étudier la zone euro.

Un modèle macro-économétrique sert de « garde fou » à plusieurs niveaux

Le modèle MZE-2003 respecte le cadre comptable des comptes nationaux Eurostat

L'objectif du modèle est de fournir un outil de relecture voire de prévision du PIB de la zone euro, de ses composantes, des prix, de l'emploi, du chômage... Par le passé, beaucoup se sont employés à reconstruire des données à partir des comptes nationaux des pays de la zone ⁽²⁾. Ceci n'est plus nécessaire car Eurostat fournit ces données pour l'équilibre emplois/ressources, aussi bien en volume qu'en valeur. Même si ces données font parfois l'objet de critiques, elles font aujourd'hui référence.

Une des lacunes majeures pour l'analyse économique demeure les échanges de biens et services. Ceux-ci correspondent à la simple agrégation des échanges de chaque pays. Il en résulte que dans les données des comptes Eurostat, les échanges de la zone sont la somme des échanges intra-zone et des échanges extra-zone. Ceci peut être préjudiciable à l'analyse économique, voire à la mesure du PIB de la zone, car les flux intra-zone ne sont pas statistiquement équilibrés ⁽³⁾.

(1) « Auto Regressive Integrated Moving Average ». Ce type de modèle décrit la dynamique d'une série temporelle, sans recourir à d'autres informations que celles incluses en elle-même.

(2) Ainsi, la BCE reconstruit-elle des données en moyennes géométriques, pour conserver la propriété que le taux de croissance de la zone est la somme pondérée des taux de croissance. Le désavantage de cette méthode est que les comptes résultants ne sont pas équilibrés.

L'OCDE reconstruit des données par agrégation des séries nationales, en utilisant des pondérations PIB PPA.

Eurostat agrège simplement les données en les convertissant en euro depuis 1999, en ECU avant. Le désavantage éventuel sur le passé est atténué si on considère que le modèle sert surtout à relire le passé récent et les prévisions.

(3) En pratique, on constate notamment que les exportations d'un pays vers un autre sont généralement supérieures aux importations du second en provenance du premier. Ceci est notamment lié aux fraudes à la TVA.

Pour l'analyse économique, il manque par ailleurs des données cruciales. Outre le commerce extra-zone, on a reconstruit des données pour le revenu disponible, pour le capital productif, pour l'emploi et pour les finances publiques (cf. encadré 1).

Le modèle MZE-2003 reproduit les régularités du passé

A la différence des étalonnages, le modèle macro-économétrique estime des relations de comportement, en conformité avec la théorie économique. Ainsi, par exemple, la consommation est reliée au revenu, lui-même à la masse salariale, dont l'évolution se décompose entre celle des salaires et de l'emploi... Ces liaisons théoriques sont confrontées aux données sur le passé, pour estimer les élasticités (paramètres structurels) des différentes grandeurs en jeu. On vérifie bien ainsi que l'élasticité de la consommation au revenu peut être considérée unitaire à long terme : une hausse durable de 1% de croissance supplémentaire du revenu entraîne une augmentation durable de 1% de la consommation. L'encadré 2 indique le cadre théorique retenu pour le modèle et l'encadré 3 son estimation.

Le modèle MZE-2003 enrichit la lecture économique des variations récentes et prévues dans la présente Note de conjoncture

L'utilisation du modèle MZE-2003 permet de confronter les prévisions faites à l'aide d'étalonnages et de jugements d'expert à celles obtenues dans le cadre d'un modèle sous l'hypothèse d'un comportement des agents inchangé. Il permet aussi d'enrichir les prévisions par celles de grandeurs non prévues par ces méthodes.

Pour les prévisions obtenues par étalonnage, qui concernent les composantes de la fiche de PIB et les prix à la consommation, on s'intéresse à l'écart entre ces prévisions et celles obtenues à partir des

équations du modèle. Ceci permet de relier les prévisions non plus à des variables d'enquêtes mais à des déterminants habituels dans le raisonnement économique (par exemple la consommation au revenu).

Pour les variables qui ne sont pas prévues à l'aide d'étalonnages, elles sont déduites du modèle. En pratique, elles résultent soit d'égalités comptables soit d'équations économétriques décrivant le comportement d'un agent ⁽⁴⁾. Par exemple, l'emploi découle de la demande de travail des entreprises qui se fixent une cible de productivité. On peut ainsi compléter le diagnostic actuel par des prévisions sur l'emploi, le taux de chômage ou les salaires par exemple.

Les prévisions des composantes du PIB sont assez convenablement retracées par celles des déterminants économiques (cf. graphiques)

Dans le modèle, la consommation des ménages est déterminée par le revenu disponible brut réel (RDB réel), le taux de chômage et le taux d'intérêt réel (cf. encadré 3). Jusqu'au troisième trimestre de 2002, la croissance du pouvoir d'achat du RDB a permis à la consommation de se maintenir à un niveau élevé malgré la progression du chômage, qui incite les ménages à augmenter leur épargne de précaution. En revanche, les baisses de taux d'intérêt réel conduisent les ménages à diminuer leur épargne, mais cet effet a joué un rôle plus limité. En prévision, le modèle relie la baisse de la croissance de la consommation au ralentissement du pouvoir d'achat et à la montée du taux de chômage. La croissance de la consommation serait de +0,25% sur le premier semestre (+0,15% et +0,1% aux premier et deuxième trimestres). Le pouvoir d'achat du RDB contribuerait en effet à hauteur de +0,3 point, les taux d'intérêt réel à hauteur de +0,1. A l'opposé, le taux de chômage contribuerait négativement (-0,15 point).

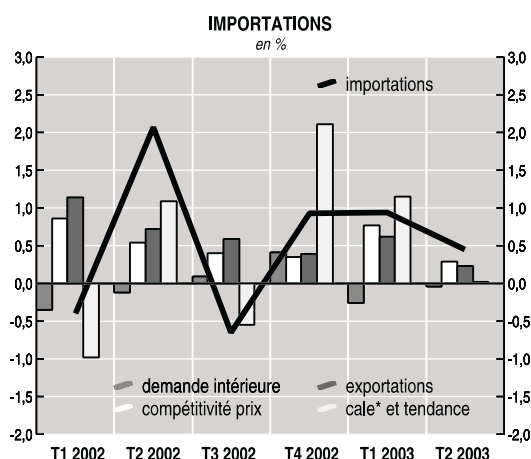
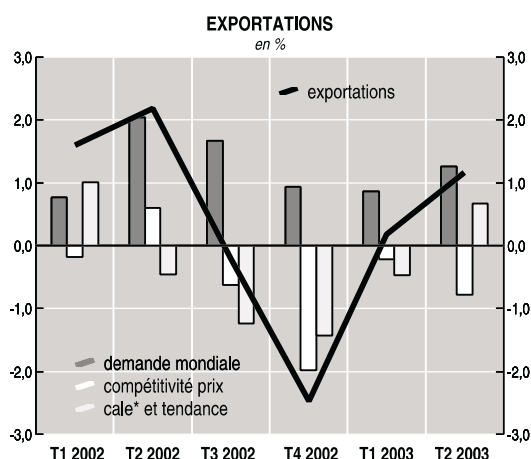
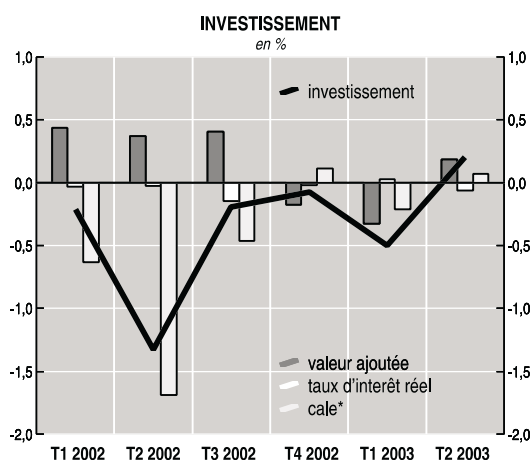
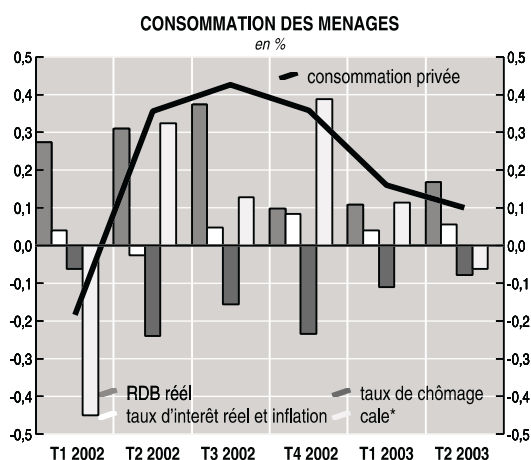
Le modèle relie l'investissement à la demande et au coût du capital, mesuré par un taux d'intérêt réel augmenté du taux de déclassement du capital. Par rapport à ces déterminants, l'investissement a nettement sur-réagi à la baisse au début de l'année dernière, corrigeant une suraccumulation des années antérieures. Au premier trimestre de 2003, le ralentissement de l'investissement à -0,5%, est à relier à celui de la demande. Au deuxième trimestre, la reprise de la demande favoriserait une remontée de l'investissement (+0,2%).

Les échanges extérieurs sont modélisés par trois équations, deux spécifiques aux exportations et aux importations *extra-zone en biens*, et une relative au solde des biens et services. Les prévisions affichées et obtenues par étalonnage ne sont pas rigoureusement comparables puisqu'elles portent sur un champ différent, celui des échanges totaux (biens et services) intra et extra-zone (cf. encadré 2). Pour autant, on s'est assuré que la contribution des échanges extérieurs à la croissance du PIB est la même dans les deux méthodes.

Après un quatrième trimestre très déprimé, les exportations de biens se reprendraient au premier semestre de 2003. L'équation du modèle montre en effet que l'impact de chocs de compétitivité sur les exportations prend un délai d'au moins un trimestre. Ainsi, l'appréciation au début 2002 de l'euro (en termes effectifs réels) a considérablement pesé en fin d'année. Au premier trimestre de 2003, les exportations profiteraient à l'inverse de la pause dans l'appréciation de l'euro observée à l'été de l'année dernière, mais seraient à nouveau affectées au deuxième trimestre par l'appréciation récente. La reprise de la demande mondiale au printemps relancerait tout de même les exportations.

(4) Pour les équations économétriques, il existe une erreur observée sur le passé. En prévision, on fait en général l'hypothèse que cette erreur ne contribue pas à l'évolution de la variable.

ÉVOLUTION DES PRINCIPALES VARIABLES ET CONTRIBUTIONS



Note de lecture :

La cale est la contribution à la variable de toutes les erreurs passées.

S'agissant des importations de biens, elles ralentiraient légèrement au premier semestre de 2003, parallèlement à la décélération de la demande intérieure. La baisse de croissance des importations serait toutefois modérée par la perte de compétitivité liée à l'appréciation de l'euro, ainsi que, dans une moindre mesure, par la reprise des exportations (effet du contenu en import des exportations).

Dans le modèle, les variations de stocks sont supposées s'ajuster aux variations de la demande finale hors stocks. La contribution des va-

riations de stocks à la croissance du PIB serait neutre aux deux premiers trimestres de 2003.

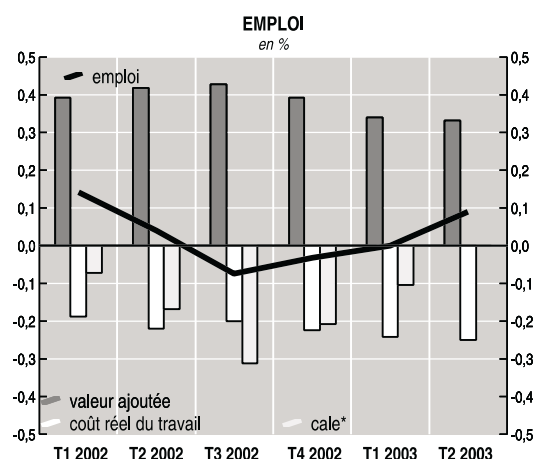
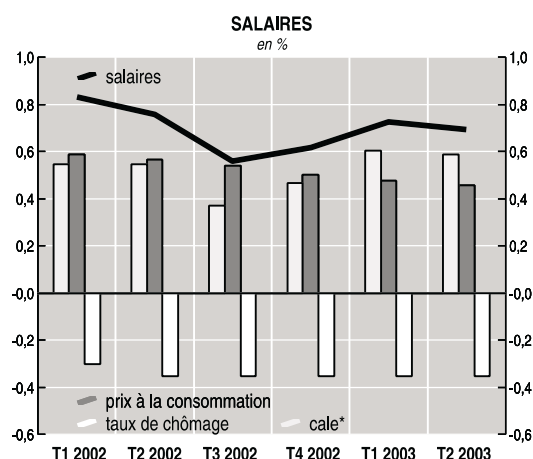
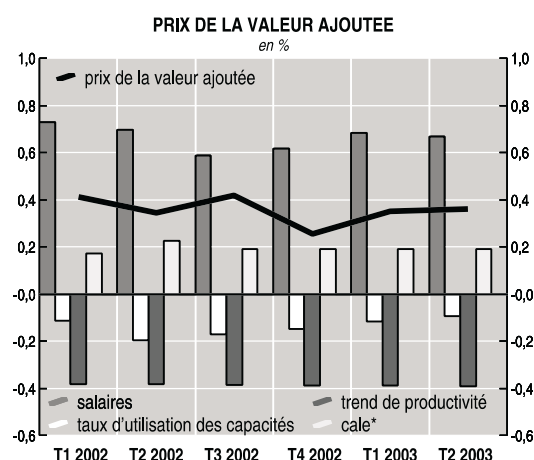
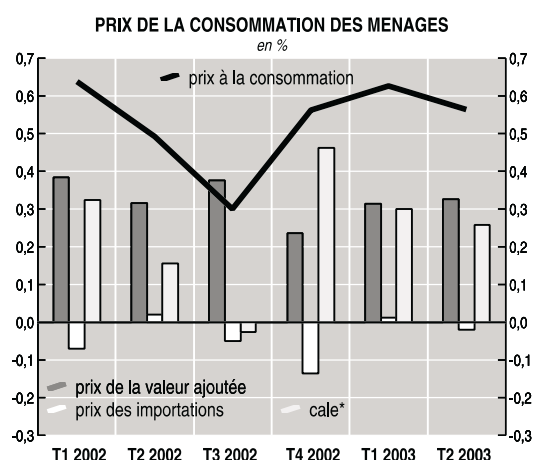
Les prévisions d'inflation peuvent s'analyser dans le cadre analytique de la boucle prix-salaires du modèle

Dans le modèle, le prix à la consommation est le déflateur de la consommation des ménages et diffère légèrement de l'indicateur des prix harmonisé (IPCH), commenté dans la fiche « prix à la consommation au sein de la zone euro ». Ce dernier a été plus dynamique sur la période récente. La prévision re-

tenue pour le glissement du déflateur de la consommation correspond à celui de l'IPCH ajusté du récent différentiel observé. Le modèle permet aussi de fournir une prévision pour les prix de valeur ajoutée et pour les salaires. Les prix de valeur ajoutée, de consommation et les salaires sont déterminés simultanément au sein de la boucle prix-salaires.

Au premier semestre de 2003, la progression des salaires ne faiblirait pas. L'équation du modèle est de type courbe de Phillips : l'évolution des salaires dépend positivement de celle des prix à la consommation et négativement du

ÉVOLUTION DES PRINCIPALES VARIABLES ET CONTRIBUTIONS (SUITE)



Note de lecture :

La cale est la contribution à la variable de toutes les erreurs passées.

taux de chômage. L'augmentation régulière du taux de chômage conduit à une contribution plus faible à l'évolution des salaires pour les deux premiers trimestres de 2003 qu'auparavant. A l'inverse, l'accélération des prix à la consommation en 2003 conduit à une contribution plus forte. S'agissant des prix de la valeur ajoutée, leur croissance se stabiliserait à +0,4% par trimestre, dans un contexte d'absence de tension sur les capacités de production.

Les prix de la consommation accélèrent légèrement, leur croissance atteignant +0,6% par trimestre. La

contribution des prix d'importation, négative au dernier trimestre de 2002, devient en effet légèrement positive au premier trimestre de 2003 en raison de la progression du prix du pétrole et malgré l'appréciation de l'euro.

Le modèle MZE-2003 complète aussi le diagnostic par des prévisions chiffrées d'emploi et de taux de chômage

Dans le modèle, le taux de chômage est déduit comptablement de l'emploi et de la population active, dont les évolutions ressortent d'équations économétriques.

L'emploi dépend du coût réel du travail et de la demande de biens adressée aux entreprises. La population active dépend quant à elle de la population en âge de travailler mais aussi du niveau du chômage, une amélioration de l'emploi incitant certains inactifs à se porter sur le marché du travail (effet de flexion).

Pour les deux premiers trimestres de 2003, la croissance de l'emploi demeurerait proche de zéro. La décélération passée de la valeur ajoutée ne favorise pas une reprise de l'emploi. Compte tenu de la croissance de la population active, pourtant légèrement déprimée par

Tableau 1 : Prévisions pour la zone euro

(taux de croissance trimestriel, en % - sauf indication)

	2002				2003	
	T1	T2	T3	T4	T1	T2
Volumes						
PIB	0,4	0,3	0,4	0,2	0,0	0,2
Demande intérieure	0,2	0,2	0,2	0,4	0,1	0,2
Consommation des ménages	-0,2	0,4	0,4	0,4	0,2	0,1
Consommation des APU	0,7	0,9	0,3	0,5	0,4	0,4
Investissement	-0,2	-1,3	-0,2	-0,1	-0,5	0,2
Exportations de biens	1,6	2,2	-0,2	-2,4	0,2	1,2
Importations de biens	-0,4	2,1	-0,6	0,9	0,9	0,5
Prix						
Prix de la valeur ajoutée	0,4	0,3	0,4	0,3	0,4	0,4
Prix de la consommation	0,6	0,5	0,3	0,6	0,6	0,6
Prix de l'investissement	0,6	0,0	0,4	0,2	0,4	0,3
Prix des exportations en biens	-0,7	-0,2	0,1	-0,1	-0,9	-0,3
Prix des importations en biens	-0,3	0,7	-1,0	-1,8	1,2	-0,8
Salaires	0,8	0,8	0,6	0,6	0,7	0,7
Emploi et chômage						
Taux de chômage (points)	8,1	8,2	8,3	8,5	8,6	8,6
Emploi	0,1	0,0	-0,1	0,0	0,0	0,1
Population active	0,1	0,1	0,0	0,1	0,1	0,2
Coûts unitaires salariaux	0,6	0,4	0,1	0,4	0,7	0,5
Productivité du travail	0,3	0,4	0,5	0,2	0,0	0,2
Divers						
Demande mondiale	0,9	2,5	1,4	0,8	0,9	1,4
Balance commerciale (points de PIB)	2,5	2,6	2,9	2,6	2,1	2,3
Taux d'intérêt à 3 mois (points)	3,36	3,44	3,36	3,10	2,95	2,60
Taux d'intérêt à 10 ans (points)	5,14	5,25	4,76	4,54	4,66	4,66
Taux d'utilisation des capacités (%)	80,8	80,8	80,9	81,0	81,1	81,0
RDB en valeur	0,9	0,8	0,8	0,4	0,4	0,6
Contribution de l'EBE	0,2	0,3	0,3	0,0	0,0	0,1
Contribution des salaires	0,7	0,6	0,4	0,4	0,6	0,6
Autres contributions	-0,1	0,0	0,1	-0,1	-0,1	-0,1

Prévision

Tableau 2 : Variante analytique avec hausse du prix du pétrole de +20%

(en %)

	Nombre de trimestres			
	1	2	3	4
PIB	-0,04	-0,06	-0,08	-0,12
Consommation	-0,08	-0,16	-0,28	-0,40
Investissement	-0,12	-0,12	-0,20	-0,30
Exportations	0,00	0,00	-0,02	-0,06
Importations	-0,08	-0,36	-0,66	-1,00
Variation des stocks (en point de PIB)	0,00	0,00	-0,02	-0,02
Inflation (glissement annuel)	0,24	0,48	0,64	0,72
Inflation salariale (glissement annuel)	0,16	0,40	0,58	0,66
Taux de chômage (en point)	0,00	0,02	0,04	0,06
Emplois	-0,02	-0,04	-0,08	-0,12
Solde des biens et services en valeur (en point de PIB)	-0,64	-0,54	-0,44	-0,36

Lecture des tableaux 2 à 6 :

Sont reportés les écarts au scénario de référence engendrés par le choc analytique. Dans le tableau 2, le PIB est diminué à -0,04% à la première période ; l'inflation augmente de +0,24 point ; le solde des biens et services en valeur diminue de -0,64 point du PIB...

L'atonie de l'emploi, le taux de chômage augmenterait à 8,6% au premier semestre de 2003.

Le modèle MZE-2003 permet l'analyse de l'impact de chocs exogènes pris isolément

L'économie de la zone euro subit depuis plus d'un trimestre l'appréciation de l'euro et la hausse du prix du pétrole. Le modèle MZE-2003 permet d'analyser dans quelle mesure ces chocs exogènes affectent la croissance, le chômage, les prix... Plus généralement, d'autres chocs exogènes peuvent être étudiés tels qu'une fluctuation de la demande mondiale, une variation des taux d'intérêt ou une politique budgétaire expansionniste.

Cette section présente des variantes dites « analytiques » au sens où elles décrivent les conséquences d'un choc exogène sur l'économie, isolément de l'interaction éventuelle avec d'autres chocs. Par exemple, dans la variante illustrant l'augmentation du prix du baril de pétrole, cette hausse n'a pas de conséquence sur le dynamisme de la demande mondiale adressée à la zone euro. Cette variante traduit l'effet direct d'une hausse du prix du baril sur l'économie de la zone euro, toutes choses égales par ailleurs. Cette démarche permet de mieux peser les conséquences macroéconomiques des différents chocs envisagés, éclairant l'importance relative des aléas conjoncturels actuels.

Une hausse de 20% du prix du pétrole augmente l'inflation de +0,7 point au bout d'un an et déprime la consommation des ménages (cf. tableau 2)

Un choc de prix du pétrole de +20%, comme observé entre décembre et mars, conduit d'abord à une hausse mécanique des prix à la consommation. Ils augmentent de plus de +0,2 point à chacun des deux premiers trimestres suivant le choc. Ensuite, l'augmentation de l'inflation conduit les ménages à

négoier des salaires plus élevés, ce qui entretient la spirale inflationniste à court terme. Au total, la hausse des prix du pétrole accroît l'inflation annuelle de +0,7 point.

La hausse des coûts salariaux dans la zone euro entraîne une baisse de la demande en facteur travail de la part des entreprises et partant, une élévation du taux de chômage de +0,1 point à l'horizon d'un an. La baisse de l'emploi conjuguée à l'érosion du pouvoir d'achat des ménages conduit à une dégradation de la consommation. La première année, la consommation est diminuée de 0,4 point. En outre, la hausse des prix du pétrole renchérit le prix des importations, ce qui dégrade le solde commercial de la zone euro, malgré la baisse du volume des importations. Au total, au bout d'un an, l'activité est faiblement réduite (la croissance annuelle diminue de 0,1 point), mais l'inflation supplémentaire est importante.

Une appréciation de l'euro a un impact important, tant sur les prix que sur la croissance (cf. tableau 3)

A court terme, l'appréciation de l'euro détériore la compétitivité-prix des producteurs européens sur le marché intérieur comme sur les marchés à l'exportation. La balance commerciale en volumes se détériore instantanément. Néanmoins, le solde commercial en valeur s'améliore temporairement, car la baisse du prix des importations a un effet positif qui l'emporte durant les trois premiers trimestres : la balance commerciale suit une « courbe en J » inversée sur le graphique 1.

Durant les premiers trimestres, la production diminue en raison de la détérioration de la balance en volume. L'impact dépressif de l'appréciation de l'euro entraîne alors une hausse du chômage et une baisse des salaires réels. Ainsi, malgré la désinflation importée, la consommation des ménages est ré-

duite. L'impact récessif sur la croissance est amplifié par l'investissement des entreprises.

Une baisse de la demande mondiale de 1% contracte l'activité : au bout d'un an, la croissance est réduite de -0,25 point

Une baisse de 1% de la demande mondiale constitue un choc de demande pur puisqu'il affecte la demande en biens et services de la zone euro. A court terme, la baisse

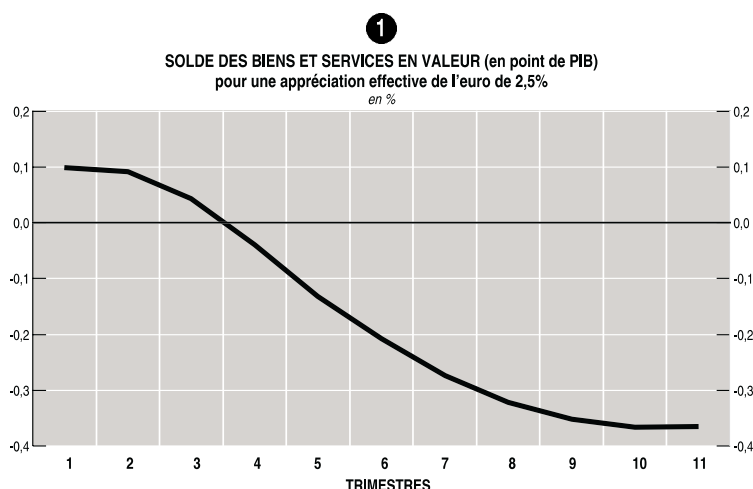
de la demande mondiale entraîne une diminution des exportations, freinant l'activité. Le taux de croissance de la zone euro baisse de -0,25 point au bout d'un an. Cette baisse d'activité entraîne celle de l'emploi et, partant, une hausse du chômage. Le revenu des ménages est affecté par la dégradation du marché du travail et la consommation des ménages diminue. Au bout d'un an, la consommation des ménages est réduite de -0,2 point et l'investissement de -0,5 point. Les prix sont faiblement affectés par le choc de demande mondiale.

Tableau 3 : Variante analytique avec appréciation de l'euro contre le dollar de +10% ⁽¹⁾ (soit +2,5% du taux de change effectif)

(en %)

	Nombre de trimestres			
	1	2	3	4
PIB	-0,16	-0,27	-0,25	-0,23
Consommation	-0,04	-0,06	-0,06	-0,03
Investissement	-0,38	-0,60	-0,47	-0,37
Exportations	0,00	-0,46	-0,43	-0,35
Importations	0,28	-0,05	-0,02	0,24
Variation des stocks (en point de PIB)	0,00	-0,02	-0,03	-0,01
Inflation (glissement annuel)	-0,10	-0,24	-0,37	-0,50
Inflation salariale (glissement annuel)	-0,07	-0,20	-0,34	-0,48
Taux de chômage (en point)	0,01	0,02	0,04	0,06
Emplois	-0,02	-0,06	-0,09	-0,09
Solde des biens et services en valeur (en point de PIB)	0,10	0,09	0,04	-0,04

(1) Nous considérons ici que l'appréciation de l'euro vis-à-vis du dollar entraîne celle de l'euro avec le dollar canadien, mais pas celle des autres monnaies.



Note de lecture :

Le solde suit une courbe J inversée lors d'une appréciation effective de l'euro.

Une baisse de taux d'intérêt joue plus vite sur l'activité que sur les prix (cf. tableau 5)

Une baisse des taux d'intérêt de 100 points de base stimule à court terme la consommation et l'investissement. Ils augmentent de respectivement +0,6 et +1,2 point au bout d'un an. Le taux de croissance de la zone euro augmente de +0,3 point au bout d'un an. Les importations sont stimulées par la vigueur de la demande intérieure. Le taux de chômage diminue, de -0,1 point la première année. La baisse des taux a en revanche moins d'impact sur les prix à l'horizon d'un an : l'inflation n'augmente que de +0,1 point. Notons néanmoins que le taux d'inflation annuel est accru de +0,5 point la deuxième année (hors tableau). La politique monétaire met donc une année avant de commencer à produire ses effets sur les prix à la consommation.

Une expansion budgétaire stimule fortement l'activité à court terme : le multiplicateur keynésien se situe autour de 1 (cf. tableau 6)

Une hausse des dépenses publiques de 1 point de PIB a un effet expansionniste et inflationniste à court terme. Au bout d'un an, l'inflation augmente de +0,5 point et le taux de croissance de l'économie d'environ +1 point. La consommation des ménages est soutenue par la hausse de l'emploi. Le dynamisme de la demande intérieure conduit à une forte augmentation des importations. ■

Tableau 4 : Variante analytique avec baisse de 1% de la demande mondiale adressée à la zone euro

(en %)

	Nombre de trimestres			
	1	2	3	4
PIB	-0,20	-0,18	-0,20	-0,25
Consommation	-0,08	-0,09	-0,14	-0,18
Investissement	-0,47	-0,36	-0,39	-0,46
Exportations	-0,99	-1,01	-1,01	-1,02
Importations	-0,76	-1,07	-0,99	-0,98
Variation des stocks (en point de PIB)	0,00	-0,05	-0,02	-0,02
Inflation (glissement annuel)	0,00	-0,01	-0,05	-0,10
Inflation salariale (glissement annuel)	0,00	-0,02	-0,05	-0,11
Taux de chômage (en point)	0,01	0,03	0,05	0,07
Emplois	-0,03	-0,07	-0,09	-0,12
Solde des biens et services en valeur (en point de PIB)	-0,05	0,02	0,00	-0,01

Tableau 5 : Variante analytique avec baisse de 100 points de base des taux d'intérêt nominaux

(en %)

	Nombre de trimestres			
	1	2	3	4
PIB	0,09	0,17	0,25	0,33
Consommation	0,20	0,31	0,45	0,59
Investissement	0,22	0,58	0,91	1,20
Exportations	0,00	0,00	0,01	0,02
Importations	0,32	0,74	1,12	1,46
Variation des stocks (en point de PIB)	0,00	0,02	0,03	0,04
Inflation (glissement annuel)	0,00	0,01	0,03	0,07
Inflation salariale (glissement annuel)	0,00	0,01	0,03	0,08
Taux de chômage (en point)	0,00	-0,02	-0,04	-0,07
Emplois	0,02	0,05	0,09	0,13
Solde des biens et services en valeur (en point de PIB)	-0,08	-0,18	-0,27	-0,35

Tableau 6 : Variante analytique avec une hausse de 1 point de PIB des dépenses publiques

(en %)

	Nombre de trimestres			
	1	2	3	4
PIB	0,93	0,87	0,89	1,03
Consommation	0,36	0,46	0,65	0,79
Investissement	2,21	1,84	1,70	1,87
Exportations	0,00	0,02	0,06	0,08
Importations	3,24	4,65	4,35	4,35
Variation des stocks (en point de PIB)	0,00	0,24	0,10	0,10
Inflation (glissement annuel)	0,00	0,07	0,22	0,49
Inflation salariale (glissement annuel)	0,01	0,07	0,23	0,52
Taux de chômage (en point)	-0,04	-0,13	-0,23	-0,32
Emplois	0,15	0,32	0,42	0,52
Solde des biens et services en valeur (en point de PIB)	-0,77	-1,11	-1,05	-1,00

ENCADRÉ 1 : LA RECONSTRUCTION DE DONNÉES MANQUANTES POUR L'ANALYSE CONJONCTURELLE

La construction du revenu disponible des ménages (RDB)

Eurostat ne diffuse pas de RDB trimestriel pour la zone euro. Il a donc été nécessaire de construire cette série, en respectant l'objectif majeur d'avoir un cadre comptable s'intégrant facilement dans la modélisation économétrique de la zone euro. L'intérêt de la construction d'un cadre comptable définissant le RDB est de mobiliser des informations supplémentaires pour la modélisation économétrique (taux d'imposition, taux de cotisation de la zone euro par exemple). La méthode utilisée pour construire le RDB trimestriel peut être divisée en deux étapes :

- Création d'un cadre comptable annuel complet pour les ménages des différents pays de la zone euro de 1991 à 2000, utilisant le maximum d'information disponible en provenance d'Eurostat.
- Trimestrialisation de ce cadre comptable en utilisant des indicateurs trimestriels Eurostat lorsqu'ils sont disponibles.

La construction du capital

Les données Eurostat fournissent des séries d'investissement, en valeur et en volume, tous produits et tous agents confondus, ainsi qu'une série de consommation de capital fixe en valeur. Cette série est obtenue par Eurostat par agrégation des séries nationales : elle incorpore donc une information utile pour le calcul d'une série de capital.

Pour calculer le stock de capital en volume (K_t), on utilise le modèle d'accumulation :

$$K_t = (1 - \delta_t) \cdot K_{t-1} + I_t$$

où δ est le taux de déclasserement

Disposant de l'investissement et de la consommation de capital fixe (δK), déflatés par le prix d'investissement, l'équation permet de retrouver une série de capital dès lors qu'on se donne un point de la série. Ceci revient aussi à se donner le taux de déclasserement à une date donnée, par exemple en 1991T1, début des séries Eurostat.

Pour ce faire, on considère le modèle d'accumulation en régime stationnaire. Dans un tel régime, l'investissement et le stock de capital croissent comme le PIB, au taux γ , de sorte que :

$$(1 + \gamma) \cdot K = (1 - \delta) \cdot K + (1 + \gamma) \cdot I$$

On en déduit le taux de déclasserement en fonction de la consommation de capital fixe et de l'investissement :

$$\delta = \frac{\gamma \cdot (\delta \cdot K)}{(1 + \gamma) \cdot I - (\delta \cdot K)}$$

Si le taux de croissance moyen de l'économie est estimé à 2,5%, on déduit que le taux de déclasserement est de 0,9% en 1991T1, et augmente tendanciellement durant la décennie pour atteindre 1,3% en 2001T3. Ceci correspond au fait stylisé selon lequel le taux de déclasserement

s'est accru dans les années 90, en raison de l'utilisation de plus en plus grande des matériels de haute technologie, à déclasserement rapide.

La série de capital reconstruite à partir du point de départ de 1991T1 conserve la propriété de croissance du taux de déclasserement durant la décennie 90 ⁽¹⁾.

Le commerce extérieur

Une des principales difficultés associées à la modélisation macro-économique de la zone euro est de trouver des statistiques du commerce extérieur extra zone compatibles avec les données des comptes nationaux utilisées pour estimer la majeure partie des comportements économiques retenus dans le modèle. Les comptes d'Eurostat comprennent, pour l'heure, des statistiques de commerce de biens et services en valeur et en volume intégrant les échanges intra zone. Il existe par ailleurs des données d'exportations et d'importations de biens intra et extra communautaires qu'Eurostat reconstruit à partir des données douanières nationales. Sont aussi publiés des indices de valeur unitaire sectoriels et géographiques.

Compte tenu de la disponibilité des données, deux types de modélisation du commerce extérieur de la zone euro nous ont semblé envisageables :

- reconstruire des données de commerce extra en biens et services à partir des comptes nationaux au prix d'hypothèses simplificatrices et sans doute peu réalistes sur les comportements d'échange à l'intérieur de la zone,
- utiliser les statistiques commerciales et les indices de valeur unitaire disponibles pour le champ douanier et modéliser assez mécaniquement les services.

L'approche retenue ici est la seconde, utilisant les statistiques commerciales sur le champ douanier. Certes, ces données ne couvrent que le commerce de biens et ne sont pas directement compatibles avec les données des comptes nationaux (différence de champ, de nomenclature...) mais elles représentent pour l'instant la meilleure information statistique disponible sur les flux commerciaux avec les partenaires de la zone.

L'emploi et le taux de chômage

Les données brutes pour la série d'emploi proviennent d'Eurostat. Une désaisonnalisation par X11 a été effectuée.

S'agissant du taux de chômage, il s'agit de celui de la base Eurostat, disponible depuis 1993. Entre 1991 et 1993, la série a été rétropolée en utilisant les données des pays.

¹⁾ Dans son modèle, la BCE retient un taux de déclasserement de 1%, constant sur toute la décennie.

ENCADRÉ 1 (SUITE) : LA RECONSTRUCTION DE DONNÉES MANQUANTES POUR L'ANALYSE CONJONCTURELLE

Les finances publiques

En matière de finances publiques, Eurostat dispose de données annuelles qui permettent de reconstituer le tableau emplois-ressources des administrations publiques (APU) de 1995 à 2000 ⁽²⁾ et l'évolution de l'encours de la dette publique de 1991 à 2001. L'encours de la dette retenu dans la base de données, recalculé à partir de l'évolution de la capacité de financement de l'État ⁽³⁾, est très proche de la série fournie par Eurostat. Après la construction d'un cadre comptable annuel cohérent de 1995 à 2000, nous avons procédé à sa trimestrialisation par la méthode de Chow-Lin.

Dans la décomposition retenue pour la modélisation, les ressources des APU se partagent en taxes directes sur la production et les importations, taxes sur le revenu et la propriété ; les dépenses correspondent aux contributions sociales, aux dépenses en charge d'intérêts, aux prestations sociales, à la consommation et à l'investissement public. Quelques postes secondaires permettent de re-

construire le compte de production des APU (EBE et subventions d'exploitations) ou les autres postes du compte de revenu (autres transferts, autres dépenses courantes en capital).

Autres éléments

Les taux d'intérêt sont calculés par la Direction de la prévision à partir des données nationales agrégées en part de PIB. Le taux de change effectif réel et la demande mondiale de biens ont été fournis par la Direction de la prévision. ■

(2) En revanche, pour la période 1991-1994, Eurostat ne publie que des données en ancienne base qui n'ont pas été ré-échantillonnées. La construction du compte de l'État avant 1995 n'a pas été entreprise pour l'instant mais pourrait être en partie réalisée au moyen de clés sur les postes correspondants dans le compte des ménages ou de l'agrégation de statistiques au niveau des pays de l'OCDE.

(3) En utilisant avant 1994 les ratios déficit/PIB fournis par la Commission européenne.

ENCADRÉ 2 : LE CADRE THÉORIQUE DU MODÈLE

Le bloc d'offre

La fonction de production

A titre de référence (et comme cela ressort des données lors de l'estimation présentée en encadré 3), on a retenu une fonction de production de type Cobb-Douglas :

$$y = \alpha \cdot l + (1 - \alpha) \cdot k + \gamma \cdot t + cte$$

(Y, la valeur ajoutée au coût des facteurs ; L, l'emploi salarié ; K, le stock de capital en volume ; t, une tendance linéaire déterministe ; en minuscules, les variables sont prises en logarithme)

Dans une telle spécification, l'élasticité de substitution entre le capital et le travail est égale à 1 et le progrès technique est neutre. Ce dernier est modélisé simplement par une tendance linéaire déterministe.

Les demandes de facteurs

• La demande de travail

L'emploi salarié découle simplement de la condition du premier ordre dans la maximisation du profit de l'entreprise en concurrence monopolistique. Ainsi, avec une fonction de production Cobb-Douglas, la part salariale est-elle fixée, en fonction de α et de l'élasticité η de la demande de biens aux prix :

$$CPO : \frac{W}{P} = \alpha \cdot \kappa \cdot \frac{Y}{L} \quad \text{avec } \kappa = 1 - 1/\eta$$

(W, le salaire ; P, le prix de la valeur ajoutée)

La condition du premier ordre ci-dessus constitue naturellement la force de rappel de l'équation d'emploi. A court terme, la demande de travail s'ajuste graduellement aux fluctuations de l'activité.

• L'investissement

S'agissant du capital, on a conjugué la condition du premier ordre dans la maximisation du profit et la relation de long terme entre le capital et l'investissement découlant de l'équation d'accumulation :

$$CPO : \frac{R}{P} = (1 - \alpha) \cdot \kappa \cdot \frac{Y}{K}$$

$$\text{Accumulation : } \frac{I}{K} = \delta + (\dot{K})^{\text{longterme}}$$

(R, le coût du capital ; I, l'investissement)

On préfère ainsi estimer une équation d'investissement, ayant pour long terme :

$$\frac{Y}{I} = \frac{1}{(1 - \alpha) \cdot \kappa \cdot (\delta + (\dot{K})^{\text{longterme}})} \cdot \frac{R}{P}$$

A l'estimation R/P est évalué par le taux d'intérêt réel à long terme, à la prime de risque près et au taux de déclasserement près.

On a aussi préféré la spécification utilisant l'investissement plutôt que le capital car une spécification utilisant ce dernier s'est avérée décrire un ajustement extrêmement lent du capital. L'équation d'investissement incorpore en outre à court terme un fort effet d'accélérateur.

ENCADRÉ 2 (SUITE) : LE CADRE THÉORIQUE DU MODÈLE

La boucle prix-salaires

• Les prix de valeur ajoutée

Les prix sont fixés par les entreprises en même temps que leurs demandes de facteurs, sans assurer instantanément l'équilibre sur le marché des biens : la « frontière des prix des facteurs » habituelle n'est pas explicitement la force de rappel dans les prix. On fait plutôt l'hypothèse que les entreprises évaluent leurs coûts du travail de long terme en fonction du salaire et de la productivité du travail de long terme et ajustent leur taux de marge avec les déséquilibres constatés sur le marché des biens. Le déséquilibre sur ce dernier est retracé par le TUC :

$$p = w - pgf / \alpha + \frac{1 - \alpha}{\alpha} \cdot tuc$$

L'équation des prix de valeur ajoutée est basée sur cette force de rappel et comporte une sous-indexation à court terme sur l'inflation salariale.

Le taux d'utilisation des capacités de production est modélisé de manière traditionnelle, par :

$$TUC = \frac{Y}{\pi_K \cdot K}$$

(π_K , la productivité potentielle du capital.)

En supposant π_K constante, on obtient en logarithmes dans une expression où les constantes sont omises :

$$tuc = y - k$$

Compte tenu de la relation de long terme de l'équation de prix de valeur ajoutée, on aboutit à la frontière de prix des facteurs. En effet, en combinant les deux équations précédentes avec les CPO pour le capital, on obtient :

$$tuc = p - p$$

et donc :

$$\alpha \cdot (w - p) + (1 - \alpha) \cdot (p - p) = pgf$$

• Les salaires

Deux options sont possibles pour la modélisation des salaires.

Cas 1 (Phillips) : la première est celle d'une courbe de Phillips, qui relie à long terme les évolutions du salaire réel au taux de chômage.

$$\Delta(w - pc) = -\beta \cdot u + \lambda$$

A court terme, l'indexation des salaires sur les prix de la consommation n'est pas instantanée.

Cas 2 (WS) : dans une seconde option, les salaires sont modélisés par une courbe WS, comme il ressort de modèles de négociations salariales par exemple. La courbe de salaires est identifiée (par rapport à celle des prix) par l'introduction de variables de « coins » (termes de l'échange et coin fiscal) :

$$w - p = (pc - p) + wedge + pgf / \alpha - \beta \cdot u$$

A court terme, l'indexation des salaires sur les prix à la consommation est quasi unitaire.

Les flexions structurelles d'activité

Le taux d'activité t_a est supposé dépendre négativement du taux de chômage à long terme :

$$t_a = ls - pop1564 = -\chi / (1 - \chi) \cdot u$$

Ceci peut être réécrit comme le fait que la population active est une moyenne géométrique de l'emploi et de la population en âge de travailler (pop1564) :

$$ls = \chi \cdot l + (1 - \chi) \cdot pop1564$$

Le NAIRU

Cas 1 (Phillips) : Le Nairu découle directement de l'équation de salaires et de l'équation de prix prise en différence première :

$$u^* = [\lambda - pgf] / \beta = \lambda' / \beta$$

Cas 2 (WS) : Le Nairu découle du rapprochement des équations de long terme de frontière des prix des facteurs et les salaires (abstraction faite des éléments dynamiques qui peuvent marginalement altérer le résultat) l'existence d'un taux de chômage d'équilibre :

$$u^* = \left[(pc - p) + wedge + \frac{1 - \alpha}{\alpha} \cdot (p - p) \right] / \beta$$

Le potentiel de l'économie

Le potentiel de l'économie peut facilement être calculé à partir de la CPO sur le travail :

$$y^* = ls - u^* + (w - p)$$

En utilisant la dépendance de la population active en le taux de chômage,

$$ls = pop1564 - \chi / (1 - \chi) \cdot u$$

et celle des salaires au coût réel du capital,

$$\alpha \cdot (w - p) + (1 - \alpha) \cdot (p - p) = pgf$$

$$y^* = pop1564 - 1 / (1 - \chi) \cdot u^* + pgf / \alpha - \frac{1 - \alpha}{\alpha} \cdot (p - p)$$

Ceci implique que les effets éventuels affectant le taux de chômage sont accentués sur la production.

Au total, selon les cas :

Cas 1 (Phillips) :

$$y^* = pop1564 - 1 / (1 - \chi) \cdot \lambda' / \beta$$

$$+ pgf / \alpha - \frac{1 - \alpha}{\alpha} \cdot (p - p)$$

ENCADRÉ 2 (SUITE) : LE CADRE THÉORIQUE DU MODÈLE

Le potentiel de l'économie dépend dans ce cas de la population en âge de travailler, de la productivité globale des facteurs et du coût réel du capital.

Cas 2 (WS) :

$$y^* = pop1564 + pgf / \alpha - \frac{1}{\beta \cdot (1 - \chi)} \cdot (pc - p) - \frac{1}{\beta \cdot (1 - \chi)} \cdot wedge - \left(\frac{1}{\beta \cdot (1 - \chi)} + 1 \right) \cdot \frac{1 - \alpha}{\alpha} \cdot (p - p)$$

Outre les facteurs déjà cités pour le cas 1, le potentiel de l'économie dépend aussi des termes de l'échange et de la fiscalité dans le cas 2.

Les prix de demande et l'équilibrage en valeurs

Pour l'équilibre en valeurs, il reste à déterminer les prix de consommation, d'investissement et des stocks. Ceci est fait de manière traditionnelle.

Les prix de consommation et d'investissement sont à long terme une moyenne géométrique des prix intérieurs (valeur ajoutée) et des prix extérieurs (d'importation). Faute de données sur la TVA par produits, on a considéré que les taxes sur les produits portaient uniquement sur la consommation. Ainsi, pour les prix à la consommation, on a ajouté cet effet des taxes. Ne disposant de données pour ces dernières que depuis 1996, il était difficile d'estimer leur effet : c'est pourquoi, on a imposé à l'unité les élasticités du prix de consommation, aussi bien à court terme qu'à long terme. En pratique, l'introduction des taxes permet d'obtenir une équation raisonnable.

Pour les valeurs, le modèle est équilibré par solde sur les variations de stocks. ■

ENCADRÉ 3 : L'ESTIMATION DU MODÈLE

Estimation du paramètre α de la fonction de production et de la tendance de productivité globale des facteurs (pgf)

Dans un premier temps, on motive le choix d'une fonction de production de type Cobb-Douglas, par rapport à une fonction de production autorisant une élasticité de substitution capital/travail différente de 1. La fonction Cobb-Douglas est une spécification particulière de fonction CES, qui prend la forme suivante (pour un progrès technique neutre) :

$$CES : Y = e^{\gamma \cdot t} \cdot [\alpha \cdot L^{-\rho} + (1 - \alpha) \cdot K^{-\rho}]^{-1/\rho}$$

($\sigma = 1 / (1 + \rho)$ est l'élasticité du substitution entre L et K)

Lorsque σ tend vers l'unité, la CES tend vers la Cobb-Douglas. En effet, en utilisant un développement limité de la spécification CES, aux alentours de la spécification Cobb-Douglas (i.e. autour de $\sigma = 1$ i.e. $\rho = 0$), on a (cf. Kmenta, 1967) :

$$Kmenta : y = \alpha \cdot l + (1 - \alpha) \cdot k - \frac{1}{2} \rho \cdot \alpha \cdot (1 - \alpha) \cdot (l - k)^2 + \gamma \cdot t + cte$$

On vérifie ainsi que la spécification Cobb-Douglas retenue n'est pas rejetée par les données par rapport à une spécification moins contraignante telle qu'une spécification CES. En effet, le coefficient $\rho \cdot \alpha \cdot (1 - \alpha)$ n'est pas significatif dans la régression suivante ⁽¹⁾ :

$$y = (1 - 0,40) \cdot l + 0,40 \cdot k + 0,71 \cdot (k - l)^2 + 0,90\% \cdot t + 0,12 \cdot tuc - 21,27 + u$$

(c) (4,28) (0,28) (6,91) (2,91) (-8,33)

$$u = 0,80 \cdot u_{-1} - 0,26 \cdot u_{-2} + \varepsilon \quad R^2 = 0,996 \quad \sigma_\varepsilon = 0,24\% \quad DW = 2,22 \quad 1992q1 - 2000q4$$

(4,46) (-1,78)

Remarque : pour tenter de s'affranchir de la dépendance des estimations obtenues au choix de la période d'estimation, l'équation précédente a été estimée en corrigeant l'autocorrélation des résidus par la méthode de Cochrane-Orcutt et le logarithme du taux d'utilisation des capacités a été ajouté.

(1) Dans cette régression, on constate que la dimension de K (ou de L) change le résultat d'estimation de α et de la constante, mais pas des autres coefficients, ni des écarts-types. Dans la régression présentée, on a multiplié K par un coefficient pour avoir $\alpha = 0,40$ comme retenu par la suite.

ENCADRÉ 3 (SUITE) : L'ESTIMATION DU MODÈLE

On peut donc retenir la spécification Cobb-Douglas, avec $\alpha = 0,60$ et une tendance de productivité globale des facteurs qui progresse de 0,92% par an, comme le montre l'estimation suivante :

$$y = (1 - 0,40).l + 0,40.k + 0,92\%.t + 0,12.tuc - 18,70 + u$$

(c) (4,40) (9,87) (2,95) (-13,27)

$$u = 0,80.u_{-1} - 0,25.u_{-2} + \varepsilon \quad R^2 = 0,996 \quad \sigma_\varepsilon = 0,23\% \quad DW = 2,21 \quad 1992q1 - 2000q4$$

(4,50) (-1,86)

Ces estimations retenues, cette équation ne rentre pas dans le modèle sous cette forme, mais uniquement sous les formes dérivées (conditions du premier ordre pour l'emploi et le capital, procurant le long terme des équations d'emploi, de prix de valeur ajoutée et d'investissement : cf. encadré 2).

Les équations économétriques du modèle (avec des notations habituelles)

• L'offre :

Investissement : $\Delta i = -0,18.(i - y)_{-1} - 0,20.\frac{P_i}{P}(r10 - \Delta_4 p i + txdec)_{-1} - 0,25 + 2,35.\Delta y$

(-2,33) (-1,65) (-2,39) (4,99)

$$i^* = y - 1,11.(r10 - \Delta_4 p i + txdec) \quad R^2 = 69\% \quad \sigma = 0,85\% \quad DW(0) = 2,6 \quad 1992q3 - 2000q4$$

Emploi : $\Delta l = -0,080.[l - (y - (w - p))] + 0,14 + 0,33\Delta l_{-1} + 0,17.\Delta y + 0,07.\Delta y_{-1} - 0,13.\Delta(w - p)$

(-3,39) (-3,39) (2,50) (4,92) (1,90) (-3,47)

$$l^* = y - (w - p) \quad R^2 = 94\% \quad \sigma = 0,08\% \quad DW(0) = 1,89 \quad 1991q4 - 2001q3$$

Pop.active : $\Delta ls = -0,32.(ls - l)_{-1} + 0,22.(pop1564 - l)_{-1} + 0,08\%.t - 1,76 + 0,52.\Delta ls_{-1} + 0,72.\Delta l - 0,55.\Delta l_{-1}$

(-3,89) (3,72) (3,73) (-3,73) (4,28) (6,24) (-5,33)

$$ls = 0,30.l + 0,70.pop1564 \quad R^2 = 78\% \quad \sigma = 0,05\% \quad DW(0) = 2,42 \quad 1992q1 - 2000q4$$

Prix de VA : $\Delta p = -0,13.\left(p - (w - pgf / \alpha) - \frac{1 - \alpha}{\alpha}.tuc\right)_{-1} + 3,17 + 0,55.\Delta w$

(-3,76) (3,76) (4,97)

$$p^* = w - pgf / \alpha + \frac{1 - \alpha}{\alpha}.tuc \quad R^2 = 70\% \quad \sigma = 0,23\% \quad DW(0) = 1,71 \quad 1994q1 - 2001q3$$

• La demande :

Consommation : $\Delta c = -0,20.(c - (rdb - pc))_{-1} - 0,14.(r10a - \Delta_4 pc)_{-1} - 0,13.\Delta_4 pc_{-1} + 0,90$

(-2,36) (2,04) (-1,89) (2,38)

$- 0,010.(dum93q1 - dum92q4) - 0,29.\Delta c_{-1} + 0,36.\Delta(rdb - pc) - 0,17.\Delta(r10a - \Delta_4 pc) - 1,36.\Delta u$

(-4,24) (-2,26) (2,39) (-1,80) (-2,23)

$$c^* = rdb - pc - 0,70.(r10a - \Delta_4 pc) - 0,65.\Delta_4 pc \quad R^2 = 77\% \quad \sigma = 0,30\% \quad DW(0) = 2,23 \quad 1992q3 - 2000q4$$

ENCADRÉ 3 (SUITE) : L'ESTIMATION DU MODÈLE

$$\text{Exports : } \Delta x = -1,04.(x - dm^*)_{-1} + 0,23.(p\$^* - e - px)_{-1} + 54,8 + 0,98.\Delta dm^* - 0,023.t + 0,63.Dum_{t \geq 95q1}$$

(-7,46) (2,67) (6,96) (4,46) (-6,62) (5,22)

$$x = dm^* + 0,22.(p\$^* - e - px) - 2,2\%.t \quad R^2 = 79\% \quad \sigma = 1,43\% \quad DW(0) = 1,98 \quad 1992q1 - 2000q4$$

$$\text{Imports : } \Delta m = -0,16.(m - df)_{-1} - 0,092.(pm - p)_{-1} - 18,17 + 1,94.\Delta dihs + 0,68.\Delta dihs_{-1} + 0,008.t + 0,48.\Delta x$$

(-2,36) (-1,60) (-2,79) (4,58) (1,68) (2,79) (5,04)

$$+ 0,23.\Delta x_{-1} - 0,51.\Delta(pmhe - p)$$

(2,39) (-4,30)

$$m = df - 0,575.(pm - p) + 5\%.t \quad R^2 = 77\% \quad \sigma = 1,46\% \quad DW(0) = 2,21 \quad 1991q4 - 2001q3$$

■

BIBLIOGRAPHIE

S. Buffeteau et V. Mora (2000) : « La prévision des comptes de la zone euro à partir des enquêtes de conjoncture », *Note de conjoncture de décembre 2000*, Insee.

G. Chow et A. Lin (1976) : « Best Linear Unbiased Estimation of Missing Observations in an Economic Time Series », *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 71, N° 335, p. 719-721.

G. Fagan, J. Henry et R. Mestre (2001) : « An area-wide model (AWM) for the euro area », *BCE*, document de travail n°42.