

WP papier de discussion – no 14 octobre 2002

Analyses et prévisions à court terme à l'aide de modèles VAR

Bruno Parnisari Secrétariat d'Etat à l'économie, Analyses et politique économique (WP)

Die Reihe WP Discussion Papers legt in loser Folge eher technische Analysen aus dem Leistungsbereich "Wirtschaftspolitische Grundlagen" des Staatssekretariats für Wirtschaft (seco) vor. Es handelt sich dabei um von den Autorinnen und Autoren gezeichnete Diskussionsanstösse, die sich nicht notwendigerweise mit der Meinung des seco oder des EVD decken.

La série WP Papiers de discussion, présente, à intervalles irréguliers, des analyses plus ou moins techniques du domaine de prestations « Analyses et politique économique » du Secrétariat d'Etat à l'économie (seco). Il s'agit pour les auteurs de présenter des thèmes de discussion, qui ne recouvrent pas nécessairement l'avis du seco ou du DFE.

Analyses et prévisions à court terme à l'aide de modèles VAR

Résumé:

Le centre de prestations Analyses et politiques économiques du Secrétariat d'état à l'économie (seco) coordonne et soutient le groupe interne de la Confédération pour les prévisions à court terme. Dans le but d'apporter au groupe de prévisions une référence quantitative, l'auteur de présent document a reçu le mandat de développer divers modèles de prévision à court terme. Dans une première partie, nous présentons la méthodologie des modèles vectoriels autorégressifs (modèles VAR) et des modèles vectoriels autorégressifs tenant compte des relations de long terme (modèles VEC). Les modèles autorégressifs structurels (SVAR et SVEC) sont également présentés. Dans un deuxième partie, à l'aide de deux exemples, nous montrons que de tels modèles multivariés permettent de réaliser des prévisions sur un horizon d'une année de relativement bonne qualité. Nous présentons deux exemples. Le premier modèle présenté comprend les principales dépenses imputées au produit intérieur brut et ce dernier, le deuxième modèle permet d'apprécier les liens dynamiques existant entre des variables monétaires, des variables réelles, ainsi que deux indicateurs du marché du travail (chômage et emploi).

Mots clés: Prévision à court terme, modélisation multivariée, cointégration.

table des matières

1.	La prévision à court terme	
2.	La modélisation VAR, principe de base et développements	
2.1	Généralités	
2.2	Particularités des statistiques conjoncturelles	
2.3	Modèles VAR et modèles SVAR	_ 1
2.4		
2.5	Modèles VEC et modèles SVEC	_ 1
3.	Présentation de deux modèles	_ 1
3.1	Choix des variables	_ 1
3.2		
3.3	Restrictions pour l'identification des modèles structurels (exemple d'une approche « semi-structurelle »)	_ 2
3.4	Décomposition de la variance de l'erreur de prévision, réponses aux impulsions	_
3.5	Prévisions « ex ante » à l'aide de modèles SVEC	_ 3
4.	Développements futurs	_
5.	Bibliographie	_ 4
6.	Annexe (graphiques supplémentaires)	2

1. La prévision à court terme

L'exercice de prévision à court terme vise la plupart du temps à dégager l'évolution d'une variable pour les 12 prochains mois, voire sur 5 ou 6 trimestres. Au delà de 6 trimestres, l'activité de prévision nécessite l'utilisation de diverses hypothèses sur les variables exogènes et un appareil conceptuel bien plus élaboré que des modèles de prévision que nous présentons ici.

La prévision à court terme peut être effectuée de différentes manières. Dans un ouvrage récent, Clements et Hendry (2002) distinguent différentes approches pour la prévision en général, qui peuvent également être retenues pour le sujet particulier de la prévision à court terme :

- 1) modèles et règles informels, estimation selon la "règle du pouce";
- 2) jugements/évaluations d'experts;
- 3) enquêtes auprès de spécialistes ou du public;
- 4) extrapolations;
- 5) utilisation d'indicateurs précurseurs;
- 6) modèles univariés ou multivarilés pour les séries temporelles;
- 7) modèles économétriques.

Ces sept approches sont classées ici par ordre croissant de modélisation formelle, en d'autres termes par degré croissant d'utilisation d'un appareil statistique (les données de base sur des échantillons précis) et d'une modélisation économétrique (un ensemble d'équations). Les approches 6) et 7) sont le plus souvent utilisées par les économistes pour effectuer des prévisions à court terme. Cela ne signifie cependant pas que les autres approches mentionnées sous les points 1) à 5) ne puissent pas être utilisées parallèlement, pour confirmer ou infirmer les résultats obtenus à l'aide de l'approche 6) ou 7). L'approche 6) tente d'exploiter au mieux l'existence de liens contemporains et dynamiques entre plusieurs variables économiques (corrélations contemporaines et temporelles (ou sérielles)). En règle générale, cela est possible sans tenir compte a priori de restrictions issues de la théorie économique. Les modèles VAR (vectoriels autorégressifs) et VEC (vectoriels autorégressifs avec prise en compte des liens de long terme), que nous allons présentés dans ce document, représentent deux illustrations de l'approche 6). Au lieu de baser la structure de la modélisation sur des a priori théoriques, les modèles VAR et VEC accordent une importance plus centrale aux données utilisées que les modèles économétriques. Toutefois, le choix des variables retenues, la construction des modèles et l'interprétation des résultats ne sont pas indépendants d'une théorie économique.

Pour l'approche 7), on parle souvent de *modèles économétriques structurels* ou de *modèles économétriques traditionnels*. Dans ces derniers cas, les équations spécifiées et estimées visent à modéliser le comportement de certains agents ou secteurs économiques, en se référant pour spécifier les équations à la théorie (secteur monétaire, secteur de la production, marché du travail, ...). Ces comportements modélisés sont ensuite utilisés pour la prévision, sous certaines hypothèses pour l'évolution des variables exogènes. Par exemple, dans un modèle économétrique structurel pour la Suisse, il faudra tenir compte de certaines hypothèses sur la croissance économique dans l'OCDE, sur l'immigration ou sur des décisions exogènes affectant les taux d'imposition.

2. La modélisation VAR, principe de base et développements

2.1 Généralités

Depuis que la Banque nationale suisse (BNS) a adapté sa stratégie de politique monétaire, en renonçant à son objectif d'agrégat monétaire et en optant pour une approche basée sur une prévision d'inflation, la modélisation VAR est entrée dans le paysage de la politique économique suisse. Jordan, Kugler, Lenz et Savioz (2002) proposent un exposé de la modélisation VAR et des applications possibles dans le cadre des prévisions d'inflation. Dans le domaine économique *réel* (monde de la production, des dépenses et des revenus, du commerce intérieur et extérieur, du marché du travail), les modèles VAR offrent également des possibilités intéressantes en termes de prévisions. On trouvera un exposé des méthodes de prévision et de l'historique de cette activité dans Diebold (1998), qui associe approximativement au début des années 1980 l'introduction et le développement des modèles VAR dans la littérature économique. Lütkepohl (1993) propose un bon ouvrage de référence et d'introduction à la modélisation VAR. Hamilton (1994) et Stier (2001) représentent également deux références détaillées pour la modélisation des séries temporelles, dans le cadre de modèles univariés ou multivariés.

L'idée générale qui est exploitée dans les modèles de prévision à court terme du type des modèles vecteurs autorégressifs (VAR) peut être exprimée de la manière suivante. Les relations dynamiques de court terme qui animent un système de séries chronologiques interreliées peuvent être exploitées pour effectuer des extrapolations (prévisions). Etant donné que dans les modèles VAR chaque variable est modélisée en tant que variable endogène, ayant

comme fonction ses propres valeurs retardées et celles de toutes les autres variables endogènes retenues dans le système, les liens dynamiques de court terme représentent les principaux déterminants de l'évolution future de chaque variable. Si une telle hypothèse peut être acceptée pour une évolution à court terme, il est évident que pour un horizon de prévision de trois années par exemple, de tels modèles sont d'une utilité limitée.

Un modèle VAR(p) peut se définir comme suit :

$$Y_{t} = c + \Phi_{1} Y_{t-1} + \dots + \Phi_{p} Y_{t-p} + \varepsilon_{t}$$
(1)

où Y_t représente le vecteur de dimension ($n \times 1$) comprenant les n variables endogènes, treprésente un indice du temps, p représente le nombre de retard(s) considérés, le vecteur c est un vecteur de constantes (de dimension $n \times 1$), et Φ_1, \dots, Φ_p représentent des matrices de dimension $(n \times n)$ comprenant des coefficients à estimer. Le vecteur ε_t est un vecteur d'innovations, de dimension ($n \times 1$). Les séries d'innovations contenues dans ε_t représentent les parties non expliquées de Y_t . Elles peuvent être corrélées entre elles pour des valeurs contemporaines, mais ne manifestent plus de corrélations temporelles (sérielles), avec leurs propres valeurs passées (autocorrélations) ou les valeurs passées des autres variables. En termes plus formels, nous avons $E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Omega$, où Ω est une matrice symétrique définie positive, de dimension $(n \times n)$ de variances-covariances, pouvant avoir des valeurs non nulles ailleurs que sur sa diagonale principale, et $E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = 0$ pour $t \neq s$. Les divers paramètres figurant dans les matrices Φ_1, \dots, Φ_p peuvent être estimés à l'aide de plusieurs méthodes, notamment à l'aide des moindres carrés ordinaires. Ces matrices donnent une information sur les liens dits de causalité entre les n variables contenues dans le vecteur Y_t . Par analogie à la modélisation des processus univariés autorégressifs, on trouve également dans la littérature l'expression suivante pour le modèle VAR(p):

$$\Phi(L)Y_{t} = c + \varepsilon_{t} \tag{2}$$

où L représente l'opérateur de retard avec comme fonction $L^n y_t = y_{t-n}$ et Φ représente la matrice des polynômes de retard(s), définie comme :

$$\Phi(L) = I_n - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - \dots - \Phi_p L^p$$
(3)

où I_n représente la matrice identité de dimension $(n \times n)$. Un exemple très simple d'un modèle VAR à deux variables et à un seul retard est le suivant. Nous considérons comme variables endogènes les revenus disponibles (d_t) et la consommation privée des ménages (m_t) :

$$\begin{bmatrix} d_t \\ m_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.8 & 0 \\ 0.4 & 0.6 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d_{t-1} \\ m_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

$$(4)$$

Nous pouvons noter que dans cet exemple, le revenu disponible ne dépend que de sa propre valeur retardée d'un trimestre (une composante autorégressive) et d'une innovation ε_{1t} . La consommation privée des ménages par contre, ne dépend pas uniquement de sa propre valeur retardée et d'un innovation (ε_{2t}), mais également de la valeur retardée d'un trimestre des revenus disponibles. Dans ce cas, on dira que les revenus disponibles sont une *cause* des dépenses de consommation des ménages (ou du moins qu'ils ont une valeur prédictive les dépenses de consommation). A l'aide de cet exemple très simple, on s'aperçoit que si les paramètres de la matrice Φ_1 sont connus ou estimés, il est alors possible, en connaissant les revenus disponibles de la période t, de procéder à une extrapolation (une prévision) de la consommation privée en t+1.

De manière plus formelle, si l'on s'intéresse à effectuer une prévision à partir de la période t (origine de la prévision) pour un horizon de prévision de h périodes, en n'ayant à disposition que l'information disponible à la période t, nous aurons formellement pour le modèle VAR(p) présenté sous (1) :

$$E_{t}(Y_{t+h}) = c + \Phi_{1}E_{t}(Y_{t+h-1}) + \dots + \Phi_{p}E_{t}(Y_{t+h-p})$$
(5)

Les vecteurs d'innovations sont ici remplacés par leur espérance qui vaut zéro. On s'aperçoit rapidement que si l'horizon h de la prévision dépasse le nombre de retards p retenus dans le modèle VAR, la prévision convergera progressivement vers les valeurs du vecteur de constantes c, à moins que l'on ne procède à des prévisions dynamiques, où la valeur prévue pour un trimestre est considérée comme une *observation* pour la prévision du trimestre suivant. On trouvera dans Lütkepohl (1993) d'autres développements à propos des prévisions ponctuelles issues de modèles VAR(p), de même que le calcul précis des intervalles de confiance des prévisions. Signalons encore qu'à l'aide de modèles VAR, il est également possible de procéder à des prévisions conditionnelles (par opposition à des prévisions non-

conditionnelles). Dans ce cas, les valeurs prévues pour une des séries contenues dans le vecteur Y_t sont fixées, et l'on observe comment les autres séries du vecteur évoluent sur l'horizon de la prévision retenu.

Un point important des modèles VAR(p) doit être souligné. Si nous avons le modèle à deux variables suivant (nous omettons la constante) :

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

$$(6)$$

Nous pouvons constater qu'une partie de la valeur actuelle de y_{1t} et y_{2t} n'est pas expliquée par les valeurs passées de y_{1t} et de y_{2t} , il s'agit des innovations (non retardées) ε_{1t} et ε_{2t} . Ce même raisonnement peut être tenu pour y_{1t-1} et y_{2t-1} qui a leur tour vont dépendre de leurs valeurs retardées et également de ε_{1t-1} et ε_{2t-1} , et ainsi de suite (on peut poursuivre ce raisonnement pour toutes les valeurs passées de y_{1t} et de y_{2t}). On comprend à l'aide de ce raisonnement que l'influence de ε_{1t} sur y_{1t} est plus importante que l'influence (implicite encore dans cette représentation) de ε_{1t-1} . La représentation dite *moyenne mobile* du vecteur autorégressif précédent tient compte de l'influence dégressive de toutes ces innovations et modélise de manière explicite leurs influences sur y_{1t} et de y_{2t} . Nous obtenons alors :

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_{11}^1 & \theta_{12}^1 \\ \theta_{21}^1 & \theta_{22}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{11}^2 & \theta_{12}^2 \\ \theta_{21}^2 & \theta_{22}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t-1} \\ \varepsilon_{2t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \theta_{11}^q & \theta_{12}^q \\ \theta_{21}^q & \theta_{22}^q \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t-q} \\ \varepsilon_{2t-q} \end{bmatrix} + \dots$$
(7)

Compte tenu de l'importance dégressive des chocs en fonction de leur propre retard, nous avons :

$$\theta_{ij}^1 > \theta_{ij}^2 > \dots > \theta_{ij}^q > \dots \tag{8}$$

et lorsque q tend vers l'infini :

$$\theta_{ii}^q \to 0$$
 (9)

Ce dernier point est important, puisqu'il signifie que l'incidence d'un choc tend vers zéro à long terme.

Si nous imaginons que y_{1t} et de y_{2t} ne sont pas des niveaux d'une variable mais des taux de variation, par exemple $y_{1t} = (x_{1t} - x_{1t-1})$, avec x_{1t} le logarithme d'une variable quelconque, alors l'influence des chocs ε_{1t} et ε_{2t} pourra porter en permanence sur x_{1t} . Nous avons effectivement : $x_{1t} = x_{1t-1} + y_{1t}$, avec y_{1t} incorporant tous les chocs présents et passés de ε_{1t} et de ε_{2t} . Par exemple l'effet à long terme de l'accumulation de tous les chocs ε_{1t} sur x_{1t} sera donné par :

$$\sum_{q=1}^{\infty} \theta_{11}^{q} \tag{10}$$

Cette somme étant différente de zéro, l'effet sur le niveau de x_{1t} sera permanent. D'une manière générale, il convient de retenir que tout processus autorégressif (stationnaire) peut avoir une représentation moyenne mobile d'ordre infini. Ce dernier point est d'une importance capitale pour comprendre la suite des développements. *On se rend aisément compte de l'utilité d'une telle décomposition pour identifier l'origine du niveau actuelle d'une variable, qui peut être perçu comme le cumul de différents chocs*. Le lecteur intéressé trouvera plus d'information sur la représentation moyenne mobile des processus autorégressifs notamment dans Hamilton (pages 260 et 261).

2.2 Particularités des statistiques conjoncturelles

Pour les personnes qui suivent de près l'évolution conjoncturelle, il est bien connu que les dernières données disponibles à la période t sont souvent issues de modèles d'estimation et que ces données vont subir ultérieurement plusieurs révisions. Cela a pour conséquence qu'en plus de l'intervalle de confiance qui est liée aux particularités de la modélisation VAR, les prévisions conjoncturelles ponctuelles pour l'horizon h sont également entachées de l'imprécision liées aux dernières données de l'échantillon d'observations, qui sont plus soumises à révision que les données plus anciennes contenues dans le vecteur Y_t . Bien que cette remarque ne concerne pas forcément toutes les variables que l'on utilise dans la modélisation VAR à des fins de prévisions conjoncturelles, il est nécessaire de la souligner pour les modèles que nous présentons dans ce papier de discussion.

Un dernier point important concerne le choix de données brutes (non désaisonnalisées) ou de données corrigées des variations saisonnières dans la modélisation VAR. Le modèle (1) peut être complété en ajoutant dans la partie de droite un vecteur de variables déterministes (D_t)

comprenant par exemple la constante, des variables muettes saisonnières, une éventuelle tendance et d'autres variables d'intervention. Nous avons dans un tel cas :

$$Y_{t} = \Phi_{1} Y_{t-1} + \dots + \Phi_{p} Y_{t-p} + \Xi D_{t} + \varepsilon_{t}$$
(11)

La matrice Ξ dans (11) comprend alors les coefficients associés au vecteur de constantes, aux influences saisonnières et à la tendance. Une telle modélisation permet d'absorber la composante saisonnière déterministe contenue dans les variables du vecteur Y_t . Si Y_t contient des variables manifestant des profils saisonniers intégrés¹, à une ou à diverses fréquences saisonnières, une partie importante de la saisonnalité de Y_t se retrouvera dans le vecteur des résidus ε_t , à moins que nous soyons en présence de cointégration saisonnière entre les variables du vecteur Y_t (nous reviendrons plus loin sur le sujet de la cointégration). Dans la littérature récente, on trouve passablement d'exemples de modèles VAR utilisant autant des variables désaisonnalisées (Pétursson et Slok, 2001) que non désaisonnalisées (Brüggemann, 2001). Maravall (1994) met toutefois en garde les utilisateurs de données désaisonnalisées pour les modèles VAR, notamment en raison du fait que les séries *désaisonnalisées* ne sont pas des observations mais des séries estimées, caractérisées par toutes les particularités des valeurs estimées par des techniques statistiques (notamment par des intervalles de confiance).

L'estimation des séries désaisonnalisées nécessite en outre l'utilisation de plusieurs hypothèses, notamment l'hypothèse d'orthogonalité des diverses composantes inobservées (saisonnalité, trend, conjoncture). Cette hypothèse permet de considérer les fluctuations saisonnières comme complètement indépendantes de toutes les autres fluctuations pouvant affecter une variable économique, ce qui n'est pas forcément toujours le cas. Le lissage des fonctions d'autocorrélation des données brutes par la désaisonnalisation, dont le profil est capital pour la modélisation VAR, peut également être fortement tributaire des méthodes de désaisonnalisation utilisées. C'est pourtant dans ce climat de données souvent caractérisées par beaucoup d'incertitude et d'hypothèses, que le conjoncturiste est amené à faire son choix et à construire des modèles de prévision à court terme, dont la qualité ne peut évidemment jamais dépasser celle des données utilisées.

¹ Une profil saisonnier intégré à une ou plusieurs fréquences saisonnières signifie simplement que le profil saisonnier de la série en question est fortement instable.

2.3 Modèles VAR et modèles SVAR

Lorsque nous avons introduit les modèles VAR sous (1), nous avons précisé que la matrice des variances-covariances du vecteur des innovations (résidus) ε_t pouvait avoir des valeurs non nulles ailleurs que sur sa diagonale principale. En termes d'analyse, cela signifie que même si toute la dynamique d'évolution des variables contenues dans Y_t peut être relativement bien estimée par la structure autorégressive du polynôme $L(\Phi)$ sous (2), les innovations résiduelles pourront être corrélées entre elles. Une information résiduelle importante sera contenue dans le vecteur ε_t , dont la modélisation VAR traditionnelle ne profite pas. Par exemple, si nous modélisons plusieurs séries macroéconomiques dans un vecteur autorégressif, la présence d'un vecteur de résidus ε_t corrélés de manière contemporaine signifie que certaines impulsions non prévisibles n'interviennent jamais seuls. que plusieurs variables sont soumises à des impulsions corrélées, voire aux mêmes impulsions, et que l'effet d'un choc (d'une impulsion) particulier sur les variables contenues dans Y_t ne peut pas être isolé. Les économistes s'intéressent pourtant en particulier à l'effet de certaines impulsions (pouvant éventuellement résulter de la politique économique) sur les variables endogènes contenues dans Y_t . Dans la modélisation VAR, ces impulsions représentent les seules variables exogènes. La naissance des modèles SVAR (les modèles vecteurs autorégressifs structurels) répond à cette préoccupation de convertir les séries d'innovations corrélées entre elles du vecteur ε_t en une série de chocs *structurels* orthogonaux (indépendants), que nous noterons e_t , pouvant également recevoir une certaine interprétation économique.

Afin de comprendre la logique et la notation utilisée dans la modélisation SVAR(p), ainsi que l'impact sur la structure du modèle de la transformation du vecteur de résidus ε_t en un vecteur de chocs structurels indépendants e_t , quelques développements formels sont nécessaires. Ces développements standards peuvent être trouvés également chez Hamilton (pages 320-321) de même que chez Stier (pages 78-79), avec davantage de développements et de détails.

Une matrice symétrique définie positive de dimension $(n \times n)$ (comme notre matrice de variances-covariances Ω) peut *toujours* être décomposée en un produit de deux matrices. En effet, une matrice A triangulaire inférieure, à diagonale unité, de dimension $(n \times n)$, et une

matrice diagonale \mathbf{D} , avec des valeurs positives sur sa diagonale principale et des zéros ailleurs, également de dimension $(n \times n)$, existent et sont uniques, de telle sorte que :

$$\Omega = ADA' \tag{12}$$

Dans le cas du modèle VAR(p) introduit sous (1), nous avions $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Omega$, que nous pouvons dès lors exprimer également de la manière suivante :

$$E(\varepsilon_{l}\varepsilon_{l}') = \mathbf{\Omega} = \mathbf{A}\mathbf{D}\mathbf{A}' \tag{13}$$

Si nous avons comme point de départ un modèle VAR(p) de forme réduite suivante (modèle pouvant être estimé) :

$$Y_{t} = \Phi_{1} Y_{t-1} + \dots + \Phi_{n} Y_{t-n} + \varepsilon_{t}$$
(14)

nous pouvons l'associer, pour les mêmes variables du vecteur Y_t , à un modèle structurel dynamique, de la forme suivante :

$$A_0 Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + e_t$$
 (15)

Dans cette dernière expression, la matrice A_0 permet de modéliser les liens contemporains entre les variables du vecteur Y_t , e_t représente les chocs structurels orthogonaux (non observables). A partir de (14) et (15), nous pouvons trouver une relation linéaire entre ε_t et e_t . En effet, si nous multiplions (15) par A_0^{-1} nous obtenons le modèle de forme suivant :

$$Y_{t} = A_{0}^{-1} A_{1} Y_{t-1} + \dots + A_{0}^{-1} A_{p} Y_{t-p} + A_{0}^{-1} e_{t}$$
(16)

si nous posons $\Phi_i = \mathbf{A_0}^{-1} \mathbf{A}_i$, nous obtenons :

$$\varepsilon_t = \mathbf{A}_0^{-1} \mathbf{e}_t \tag{17}$$

Nous pouvons dès lors retrouver le modèle VAR(p) de forme réduite énoncé sous (14), avec pour les chocs structurels grâce à $(13)^2$:

$$E(e_t e_t') = E(\mathbf{A}^{-1} \varepsilon_t, \, \varepsilon_t'(\mathbf{A}^{-1}')) = \mathbf{A}^{-1} \mathbf{\Omega}(\mathbf{A}')^{-1} = \mathbf{A}^{-1} \, \mathbf{A} \mathbf{D} \mathbf{A}' \, (\mathbf{A}')^{-1} = \mathbf{D}$$
(18)

Ce dernier développement permet de préciser que les chocs structurels indépendants (ou orthogonaux) ne sont plus corrélés entre eux, ce que nous recherchions. Les éléments (j,j) sur la diagonale principale de **D** représentent les variances des chocs structurels e_{jt}^3 . A l'aide de ces développements, il est ensuite possible d'identifier l'impact d'un choc particulier du vecteur e_t sur le système d'équations contenues dans le modèle. Une telle conversion de ε_t en e_t à l'aide la matrice **A** présentée précédemment représente une modélisation *semi-structurelle*, dans la mesure où les critères qui nous ont permis de construire la matrice **A** n'ont pas encore fait intervenir une analyse ou une référence à un modèle économique⁴.

Cette transformation linéaire des résidus du modèle (14) pour obtenir un vecteur des chocs structurels indépendants e_t a un effet important sur la structure du modèle VAR obtenu. En effet, si nous reprenons (14), et nous multiplions de part et d'autre du signe égalité par \mathbf{A}_0 , nous obtenons :

$$A_0 Y_t = A_0 \Phi_1 Y_{t-1} + \dots + A_0 \Phi_p Y_{t-p} + A_0 \varepsilon_t$$
(19)

Si nous ajoutons ensuite $(\mathbf{I}_k - \mathbf{A}_0)Y_t$ de part et d'autre du signe d'égalité du modèle transformé (19), nous obtenons :

$$Y_{t} - \mathbf{A}_{0}Y_{t} + \mathbf{A}_{0}Y_{t} = (\mathbf{I}_{n} - \mathbf{A}_{0})Y_{t} + \mathbf{A}_{0}\Phi_{1}Y_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_{0}\Phi_{p}Y_{t-p} + e_{t}$$

$$Y_{t} = (\mathbf{I}_{n} - \mathbf{A}_{0})Y_{t} + \mathbf{A}_{0}\Phi_{1}Y_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_{0}\Phi_{p}Y_{t-p} + e_{t}$$
(20)

Par définition nous avons pour la matrice A_0 une matrice triangulaire inférieure avec une diagonale unité de dimension $(n \times n)$. Si nous lui retranchons la matrice unité I_n , nous obtenons pour $(I_n - A_0)Y_t$:

² Nous laissons de côté l'indice 0 de la matrice **A**₀.

³ Dans beaucoup de travaux utilisant les modèles SVAR, on suppose souvent qu'une normalisation de la variance des chocs structurels orthogonaux a été effectuée, ce qui signifie : $E(e_t, e_t') = \mathbf{D} = \mathbf{I}$, où \mathbf{I} représente la matrice identité.

⁴ La sélection des matrices A et D est basée ici sur une décomposition dite de « Cholesky » et ne fait pas intervenir d'analyse économique ou de référence à un modèle structurel particulier.

On peut alors aisément constater à partir de (21) que l'opération visant à rendre orthogonales les innovations du modèle (14) change considérablement la structure du modèle vecteur autorégressif. En effet, à partir de $n \ge 2$, nous avons (avec $C_i = A_0 \Phi_i$):

$$Y_{nt} = \sum_{i=1}^{n-1} c_{ni} Y_{it} + \mathbf{C}_{I} Y_{t-I} + \dots + \mathbf{C}_{p} Y_{t-p} + e_{t}$$
 (22)

Ce qui signifie que dans un modèle vecteur autorégressif structurel, des liens contemporains entre les variables du vecteur Y_t sont également modélisés, à partir de la deuxième variable se situant dans le vecteur Y_t . L'ordre d'apparition des variables dans ce vecteur joue par conséquent un rôle capital.

2.4 Importance des représentations « moyenne mobile » des modèles VAR

Les développements qui nous ont mené de (1) à (10) ont permis d'illustrer la représentation moyenne mobile des modèles VAR. Nous reprenons cette représentation et poursuivons nos développements en utilisant des polynômes matriciels, afin d'alléger la notation. Nous avions vu sous (2) que nous pouvions représenter un modèle VAR(p) de la manière suivante (nous laissons de côté la constante) :

$$\Phi(L)Y_t = \varepsilon_t \tag{23}$$

avec : $\Phi(L) = I_n - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - ... - \Phi_p L^p$. La représentation moyenne mobile de (23) est donnée par :

$$Y_t = C(L)\varepsilon_t \tag{24}$$

avec $C(L) = \Phi(L)^{-1}$. La représentation VAR(p) du modèle structurel dynamique associé au modèle (23) peut être donnée par :

$$B(L)Y_t = e_t \tag{25}$$

avec une matrice de variances-covariances diagonales pour e_t et normalisée à \mathbf{I}_n , soit $E(e_t, e_t') = \mathbf{I}_n$. Pour ce modèle VAR(p), nous pouvons également trouver une expression moyenne mobile d'ordre infini, qui est fournie par :

$$Y_{t} = A(L)e_{t} \tag{26}$$

avec à nouveau $A(L) = B(L)^{-1}$, où A_j représente une matrice $(n \times n)$ qui doit être identifiée, et dont les éléments a_{ni} donne une mesure de des effets sur la $n^{\hat{e}me}$ variable causé par le $i^{\hat{e}me}$ choc structurel contenu dans e_t , après j périodes. En rapprochant (24) et (26), nous obtenons :

$$A(L)e_{t} = C(L)\varepsilon_{t} \tag{27}$$

L'expression (27) relie deux représentations moyenne mobile, donc deux séries d'innovations (d'une part des *résidus estimés* et d'autre par des *chocs structurels*). Puisque nous savons que par définition C_0 est une matrice unité, nous pouvons écrire :

$$A_0 e_t = \varepsilon_t \tag{28}$$

L'expression (28) permet de relier les résidus de la forme réduite aux résidus de la forme structurelle. Les matrices des chocs de forme réduite et de forme structurelle sont également reliées par :

$$C(L) = A(L)A_0^{-1} (29)$$

L'expression (29) est valable pour tout *t*, nous avons ainsi :

$$C_i = A_i A_0^{-1} (30)$$

On constate à partir de (28) et de (30) que la connaissance de A_0 est centrale et qu'une fois parvenu à une identification de cette matrice, les résidus structurels peuvent être déduits des résidus observés. Etant donné que le modèle structurel sous-jacent possèdent plus de paramètres à estimer que le modèle vecteur autorégressif de forme réduite (estimable), plusieurs restrictions doivent être imposées pour parvenir à une identification de la matrice A_0 . Lorsque l'on se base sur l'égalité (27) et (28) et que l'on impose certaines restrictions, il s'agit de restrictions pour les influences de *court terme*. Des restrictions sur les influences à

long terme des variables sont également possibles, étant donné que dans notre représentation, l'effet cumulé des innovations structurelles sur le long terme peut également être obtenu. Nous avons en effet comme expression pour (23) :

$$Y_{t} = \Phi(L)^{-1} A_{0} e_{t} \tag{31}$$

Avec une normalisation à l'unité des variances des chocs structurels, nous avons aussi : $A_0A_0' = \Omega$, qui est issu de (12), et $E(e_t, e_t') = \mathbf{I}_n$, avec comme précédemment $\Phi(L) = \mathbf{I}_n - \Phi_1L - \Phi_2L^2 - ... - \Phi_pL^p$. La somme des coefficients moyenne mobile (l'effet à long terme des chocs structurels) est donnée par $\Phi(1)^{-1}A_0$, que l'on peut également exprimer comme suit :

$$A(1) = C(1)A_0 (32)$$

où A(1) représente l'effet cumulé des chocs structurels, et C(1) l'effet cumulé des chocs estimés (résidus du modèles (23)). A nouveau on constate que la matrice C(1) peut être directement estimée, alors que la matrice A(1) peut être utilisée pour déduire A_0 , puisque nous avons : $A_0 = A(1)C(1)^{-1}$. En imposant des restrictions sur les liens de long terme des chocs structurels, par exemple sur la base de la théorie économique, on peut parvenir à une estimation de A_0 .

Plusieurs logiciels permettent une identification de la forme structurelle du modèle en imposant des restrictions pour l'influence à *court terme* ou à *long terme* des chocs structurels. Pour les approches visant à imposer des restrictions sur les liens à court terme, on trouve le plus souvent (dans Eviews 4.0 ainsi que dans RATS 5.0), l'utilisation du modèle dit (AB) qui correspondrait dans notre notation à une approche visant à imposer des restrictions sur (AB) et (AB) dans l'égalité :

$$Ae_{t} = C\varepsilon_{t} \tag{33}$$

Pour les approches visant à imposer des restrictions de long terme, souvent basées sur les développements de Blanchard et Quah (1989), il s'agit d'imposer des restrictions dans la matrice A(1) de (32).

Plusieurs logiciels spécialisés permettent d'aboutir à l'identification et à l'estimation de modèles structurels VAR, selon plusieurs approches dérivées des développements précédents.

La version 4.0 de Eviews (2000) permet d'estimer des modèles SVAR de même que la version 5.0 de RATS, mais tous deux ne permettent pas encore d'estimer des modèles SVEC. Le module spécialisé Malcolm (1998) à utiliser sous RATS, permet d'estimer des modèles SVAR et SVEC. Caesar Lack et Carlos Lenz (2000) de l'Université de Bâle mettent également à disposition gratuitement sur Internet un module pour les modèles SVAR, également à utiliser sous RATS. Nous travaillons avec PcFIML (1997) pour l'analyse des modèles VEC, et avec Malcolm pour les modèles SVAR et SVEC.

2.5 Modèles VEC et modèles SVEC

Jusqu'à présent, nous n'avons pas abordé le sujet des caractéristiques des séries temporelles retenus dans le vecteur Y_t . Il est à noter que tous les développements présentés restent valables dans le cas où deux ou plusieurs variables du vecteur Y_t sont cointégrées. Dans un tel cas, le modèle standard VAR(p) traditionnel que nous avons sous (1) est simplement remplacé par un vecteur autorégressif tenant compte d'un mécanisme de correction d'erreurs (les « liens » de long terme), appelé VEC(p), que nous notons :

$$\Delta Y_{t} = \Pi Y_{t-1} + \Phi_{1} \Delta Y_{t-1} + \dots + \Phi_{p-1} \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_{t}$$
(34)

avec $\Pi = \alpha \beta'$, où α et β sont des matrices de dimension $n \times r$, si nous avons r < n relations de cointégration. La matrice $\beta' \Delta Y_t$ représente la (ou les) relation(s) de cointégration, et α représente le vecteur des coefficients d'ajustement vers l'équilibre de long terme. Pour l'analyse des modèles SVEC, si nous avons comme point de départ (34) et non pas (1) ou (14), nous nous intéressons à l'identification de la matrice A_0 dans (28), dont les développements pour y aboutir restent identiques.

De la littérature consacrée à la cointégration et au caractère temporaire et permanent des fluctuations économiques (notamment King, Plosser, Stock et Watson, 1991), nous apprenons que dans un système contenant n variables intégrées avec r relation(s) de cointégration, on ne peut identifier que N = (n - r) série(s) de chocs ayant des effets permanents. Par exemple, un modèle à 6 variables, ne contenant qu'une relation de cointégration, permet l'identification au maximum de 5 chocs ayant des effets permanents et d'un choc ayant des effets transitoires. La

principale différence entre les modèles SVAR et SVEC réside dans le fait que les modèles SVEC profitent de l'information contenue dans le vecteur de cointégration $\beta'\Delta Y_t$ pour l'identification du nombre de chocs ayant des effets permanents. Si nous prenons la représentation moyenne mobile de (34) qui s'exprime comme (26), à savoir $Y_t = A(L)e_t$, nous aurons comme principale différence entre les modèles SVAR et les modèles SVEC que e_t se compose désormais de *chocs structurels permanents* et de *chocs structurels transitoires*. Nous avons ainsi :

$$e_t = (e_t^p, e_t^t) \tag{35}$$

où pour r relation(s) de cointégration, e_t^p représente un vecteur de k = (n - r) chocs permanents, et e_t^t un vecteur de n - k chocs transitoires. Dans ce cas, la matrice des effets à long terme des chocs structurels permanents (si le vecteur des chocs transitoires est inclus dans A(1), leur impact à long terme est nul par définition) sera définie par :

$$A(1) = [w\Gamma \ 0] \tag{36}$$

où w est une matrice contenant les relations de cointégration et peut donc être estimée (nous avons : $\beta'w = 0$), et la matrice Γ est à identifier et permet à différents chocs d'avoir des effets permanents sur certaines variables, à nouveau en imposant certaines restrictions de long terme issues de la théorie économique par exemple. Le produit des deux matrices w Γ s'apparente aà la matrice des effets à long terme des chocs structurels permanents dans un modèle SVAR. Il convient de bien comprendre que ce sont les matrices A(1) et Γ qui incorporent certaines restrictions issues (par exemple) de la théorie économique, alors que la matrice w est estimée. Au niveau de la terminologie, dans le cadre des modèles SVEC, comme le souligne Desnoyers (2001), il est important de distinguer l'effet à court terme des chocs permanents qui est différent de l'effet (à court terme par définition) des chocs transitoires, qui n'affectent à long terme aucune variable, par définition également. Les techniques d'estimation des modèles SVEC, tenant compte notamment des développements de King, Plosser, Stock et Watson (1991), ne sont pas encore intégrées dans beaucoup de logiciels économétriques, à notre connaissance.

3. Présentation de deux modèles

3.1 Choix des variables

Dans l'état actuel des travaux effectués par le centre de prestation *Analyses et politiques économiques* pour le groupe de prévision à court terme de la Confédération, plusieurs modèles VEC ont été développés. Ces derniers donnent des résultats intéressants, pouvant être intégrés dans l'exercice de la prévision à court terme du groupe. Les résultats sont soumis à discussion, parallèlement à d'autres informations quantitatives ou qualitatives.

Une critique qui est souvent adressée à l'encontre des modèles VAR ou SVAR (ou VEC ou SVEC) réside dans leur manque de prise en compte de la théorie économique. A ce sujet, nous aimerions souligner que le choix des variables à retenir dans le modèle, de même que l'interprétation des résultats obtenus, permet de répondre en partie à cette critique et de pouvoir tout de même tabler, en plus des corrélations dynamiques estimées entre les variables, sur des comportements économiques.

Deux modèles sont actuellement en usage et les résultats sont proposés au groupe de prévision. Un premier modèle (modèle 1) utilise six séries temporelles issues des comptes nationaux trimestriels, aux prix constants de 1990. Nous avons retenu les séries corrigées des variations saisonnières. Pour pouvoir disposer d'échantillons plus long que ceux mis à disposition officiellement (qui remontent jusqu'en 1980:1), nous avons procédé à une rétropolation jusqu'en 1965:1, à l'aide des anciennes séries des comptes nationaux trimestriels. Les séries retenues sont les suivantes:

- 1) consommation privée des ménages (c_t) ;
- 2) consommation de l'état et des assurances sociales (s_t) ;
- 3) investissement de construction et en biens d'équipement (série agrégée) (i_t) ;
- 4) exportations de biens et services (x_t) ;
- 5) importations de biens et services (m_t) ;
- 6) produit intérieur brut (y_t) .

L'idée de ce premier modèle est d'apprécier les liens dynamiques entre ces différentes séries, en tablant sur l'existence d'au moins un lien important de cointégration, qui par définition est le suivant :

$$ecm_{t} = \beta_{1}y_{t} + \beta_{2}m_{t} - \beta_{3}c_{t} - \beta_{4}s_{t} - \beta_{5}i_{t} - \beta_{6}x_{t}$$

Le deuxième modèle (modèle 2) que nous avons retenu et estimé comporte les six variables suivantes :

- 1) produit intérieur brut des 15 pays suivants (ye_t) : Autriche, Belgique, Danemark, Finlande, France, Allemagne, Grève, Irelande, Italie, Luxembourg, Pays-Bas, Portugal, Espagne, Suède, Royaume-Uni. Cette série du PIB est convertie aux prix constants de 1995 et en monnaie commune à l'aide des cours de change de l'année 1995 (série publiée par l'OCDE);
- 2) les taux d'intérêt réels à court terme (r_t) (série publiée par le KOF, ETHZ);
- 3) le cours de change réel du francs suisse pondéré vis-à-vis des quinze principaux partenaires commerciaux (exc_t), publié par la BNS;
- 4) le PIB réels de la Suisse (prix constants de 1990) (y_t) ;
- 5) l'emploi total trimestriel, conversion plein temps, en données désaisonnalisées (e_t);
- 6) le taux de chômage en données désaisonnalisées (tc_t).

Pour ce deuxième modèle, nous testons la présence de liens éventuels de cointégration à partir d'une approche statistique, étant donné qu'a priori il est délicat d'établir et de tester, dans un ensemble de séries temporelles aussi différentes, si d'un point de vue théorique ou de construction de données au moins un lien de cointégration doit être identifié.

3.2 Exemple d'estimation

Les six séries du modèle 1 sont présentées dans le graphique 1. Le graphique 2 présente les six séries du modèle 2. Nous avons opté pour l'ordre suivant des variables du modèle 1 $Y_t = (x_t, s_t, c_t, i_t, m_t, y_t)$. Les exportations et les dépenses de consommation de l'état et des assurances sociales (avant l'introduction du frein à l'endettement) devraient être les moins dépendantes des autres variables. Elles sont expliquées essentiellement par leur propre passé (cf. nos réflexions sous (20) et (21)). Les importations dépendent des exportations et des deux principales composantes de la demande intérieure, d'où leur cinquième position dans le vecteur Y_t . Enfin, le PIB est dépendant de l'évolution de l'ensemble des cinq premières variables, de qui explique sa dernière position.

Pour le modèle 2, nous avons retenu $Y_t = (ye_t, r_t, exc_t, y_t, e_t, tc_t)$. A nouveau, la première variable (le PIB de l'Europe des quinze) n'est pas dépendante des autres variables. Le PIB suisse se situe après les taux d'intérêt réels et l'indice du cours de change pour en capter leurs influences, les deux séries du marché du travail, emploi et taux de chômage, sont placées à la

fin du vecteur, étant donné que potentiellement toutes les séries qui les précèdent peuvent les influencer à court terme. Une transformation logarithmique a été effectuée pour toutes les séries, à l'exception des taux d'intérêt réels à court terme et du taux de chômage. Pour chaque série des modèles 1 et 2, nous présentons les résultats des tests augmentés de Dickey-Fuller et de Phillips et Perron (1988) pour la présence de racine unitaire. Nous testons la présence de racine unitaire contre l'hypothèse alternative de séries « tendance-stationnaire ». Nous présentons la probabilité de rejet de l'hypothèse H_0 (présence de racine unitaire). Pour le traitement de la rupture structurelle de 1975, nous avons construit différents tests de Perron, avec changement du niveau ou de la pente de la tendance en 1974 :4 ou avec prise en compte d'un choc unique sur la tendance stochastique pour cette même période. La prise en compte de ces particularités ne changeait pas radicalement les résultats des tests.

Pour le modèle 2, il est délicat d'établir avec précision si les séries des taux d'intérêt réels et de l'indice du cours de change du franc suisse sont des séries intégrées (possèdent une racine unitaire) ou s'il s'agit de série tendance-stationnaire (présence de composante stationnaire lorsqu'on leur soustrait une tendance déterministe). Bien que ce point mérite plus d'attention et que nos tests ne soient pas très précis à cet égard (en fonction des échantillons retenus, les résultats du test changent), nous acceptons la présence de racine unitaire dans la série des taux d'intérêt réels à court terme, ainsi que dans la série de l'indice du cours de change réel du franc suisse.

L'analyse du cointégration des séries retenues pour le modèle 1 confirme l'équilibre de long terme auquel on pouvait s'attendre⁵. En effet, les résultats du tableau 2 indiquent clairement la présence d'au moins une relation de cointégration. Nous testons plusieurs restrictions sur le vecteur $\hat{\alpha}$ de la matrice Π dans (34). A la suite de plusieurs tests, nous acceptons trois restrictions, ce qui nous donne $\hat{\alpha} = [0.00 \ 0.00 \ 0.00 \ -0.53 \ 1.30 \ 0.00]$. Le vecteur de cointégration $\hat{\beta}$ obtenu est le suivant (normalisé sur le PIB): $\hat{\beta} = [-0.629 \ -0.158 \ -0.476 \ -0.33 \ 0.574 \ 1.00]^6$. Nous retrouvons l'égalité (37) que nous

⁵ Nous utilisons l'approche et les développements de Johansen (1988, 1991), en particulier le test de trace et le test de valeurs propres maximales. Les valeurs critiques sont issues de Osterwald-Lenum (1992). Nous utilisons le logiciel PcFIML 9.0 pour l'analyse de cointégration. Le manuel de PcFIML présente les détails de ces tests.

⁶ Les différents paramètres estimés devant chaque variable nous donnent une estimation approximative de la composition à long terme de 1 point de pourcentage de PIB supplémentaire. L'adage bien connu que plus de 1 franc sur deux du PIB provient des exportations est confirmé par cette petite analyse de cointégration. Ce que l'adage ne dit pas par contre, c'est que pour un franc d'exportations supplémentaires, presque un franc d'importations est également nécessaire à long terme (pas tout à fait heureusement!).

pouvions déjà dégager en connaissant les liens entre demande globale et offre globale. Les restrictions imposées sur le vecteur $\hat{\alpha}$ impliquent les points suivants : ce sont surtout les investissements et les importations qui semblent être soumis à court terme au lien d'équilibre de long terme. Nous présentons dans le tableau 5 les valeurs estimées significatives des paramètres du modèle VEC. Un premier commentaire concerne le rôle relativement des exportations, des importations et des dépenses de consommations des ménages, autant dans la structure dynamique du modèle VEC que dans la matrice de corrélation des résidus.

Pour notre deuxième groupe de séries - modèle 2 - nous présentons également les résultats de l'analyse de cointégration dans le tableau 4. Les résultats des tests semblent indiquer la présence de deux liens de cointégration parmi les six séries retenues. Après analyse, nous ne retenons qu'une seule relation de cointégration (la deuxième étant peu stable). Nous testons et imposons des restrictions autant sur $\hat{\alpha}$ que sur $\hat{\beta}$. Après plusieurs tests, nous obtenons $\hat{\alpha} = [0.00 \ 2.00 \ 0.0637 \ 0.00 \ 0.00 \ 0.1895]'$ et $\hat{\beta} = [-1.00 \ -0.07 \ -0.73 \ 1.00 \ 1.00 \ 0.056]$. Une interprétation du vecteur de cointégration n'est pas très aisée à ce stade, d'autant plus que les séries retenues pour le deuxième modèle ne sont pas toutes transformées par les logarithmes (les taux d'intérêt réels à court terme interviennent sans transformation, de même que le taux de chômage). Une relation de cointégration pourrait exister entre le PIB européen et le PIB suisse, mais l'hypothèse d'un vecteur de cointégration $\hat{\beta} = [-1 \ 1]$ pour un modèle bivarié est refusée. La production du travail ne semble pas stationnaire dans le cadre du modèle 2.

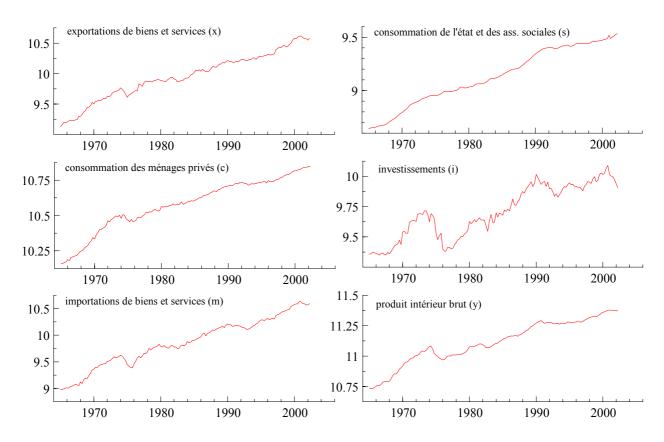
Nous présentons à nouveau les valeurs estimées significatives des paramètres du modèle VEC dans le tableau 6. Dans ce deuxième modèle, on constatera le rôle important joué par la conjoncture extérieure pour l'économie suisse (tant pour le PIB suisse que pour les indicateurs du marché du travail), de même que le rôle également important des taux d'intérêt réels à court terme et de l'indice du cours de change du franc suisse. Pour ce qui concerne les taux d'intérêt réels à court terme, on remarquera qu'une influence dynamique de l'emploi s'exerce également sur ces mêmes taux, ce qui pourrait signaler une influence des pressions de l'offre et de la demande (traduite ici par le marché du travail). Il est dès lors délicat de déterminer pour l'instant, dans un tel système dynamique, l'existence de relations de causalité entre les taux d'intérêt réels et la croissance économique, étant donné qu'à court terme il semble

qu'une causalité puisse se justifier (et être estimée) dans les deux sens⁷. La matrice des corrélations des résidus de ce deuxième modèle VEC figure également en bas du tableau 6.

Lors de la modélisation SVAR, il s'agira de profiter de l'information contenue dans les matrices de résidus estimés des deux modèles VEC et de procéder, comme nous l'avons décrit précédemment, à une transformation de celles-ci afin de parvenir à l'estimation de chocs structurels orthogonaux (non corrélés entre eux).

⁷ Une raison souvent peu citée et analysée (notamment pour les années 90 et pour la période actuelle) du bas niveau des taux d'intérêt suisses (ici des taux à court terme) pourrait également être l'anémie de croissance économique.

Graphique 1 : Séries du premier modèle aux prix constants de 1990



Graphique 2 : Séries du deuxième modèle aux prix constants de 1990

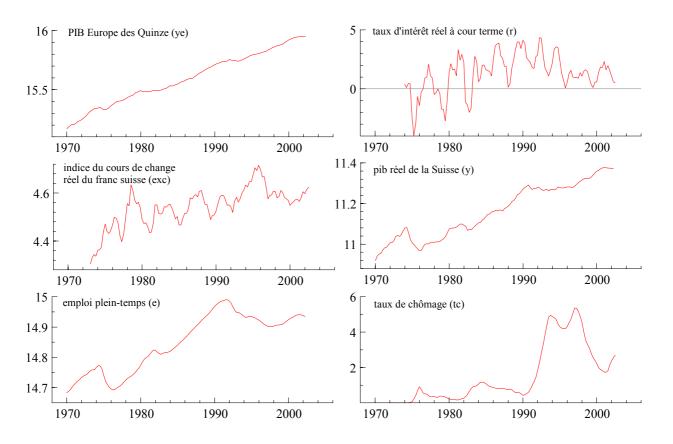


Table 1 tests de racine unitaire dans les séries univariées (modèle 1) (probabilité de signification du test (« *p*-value »)

 \mathbf{X}_t \mathbf{i}_t m_t \mathbf{S}_t \mathbf{c}_t y_t ADF 0.43 0.27 0.28 0.33 0.51 0.68 (avec constante et trend) Phill.-Perron 0.42 0.24 0.10 0.62 0.70 0.42 (avec constante et trend)

Table 2 test de cointégration de Johansen (modèle 1)

nombre de vecteur(s) de cointégration							
	r ≤ 5	r ≤ 4	r ≤ 3	r ≤ 2	r ≤ 1	r = 0	
test lambda max.	1.038	4.227	17.09	21.98	29.67	52.8**	
test de trace	1.038	5.265	22.36	44.33	74*	126.8**	

^{**}ignificatif au seuil de probabilité ≤ 5%, *significatif au seuil de probabilité de ≤ 10%

Table 3 tests de racine unitaire dans les séries univariées (modèle 2) (probabilité de signification du test (« *p*-value »)

	$ye15_t$	$irct_t$	exc_t	y_t	\mathbf{e}_t	tc_t	
ADF (avec constante et trend)	0.28	0.07	0.06	0.51	0.64	0.50	
PhillPerron (avec constante et trend)	0.52	0.09	0.10	0.42	0.53	0.57	

Table 4 test de cointégration de Johansen (modèle 2)

nombre de vecteur(s) de cointégration						
	$r \le 5$	$r \le 4$	$r \le 3$	$r \le 2$	r ≤ 1	r = 0
test lambda max.	0.6913	9.822	15.47	25.08	40.29**	46.8**
test de trace	0.6913	10.51	25.98	51.06*	91.35**	138.2**

^{**}significatif au seuil de probabilité ≤ 5%, *significatif au seuil de probabilité de ≤ 10%

Table 5 modèle VEC restreint (groupe de séries du modèle 1) estimation FIML 1966 :2-2002 :2⁸

		Δx_t	Δs_t	Δc_t	Δi_t	Δm_t	Δy_t
ecm _{t-1}				-0.0151**	-0.0603**	0.0788**	
$\Delta \mathbf{x}_{t-1}$		-0.1185*					
$\Delta \mathbf{x}_{t-2}$							
ΔX_{t-3}							
$\Delta \mathbf{x}_{t-4}$		-0.1045*					
$\Delta \mathbf{s}_{t-1}$			0.1240*				
Δs_{t-2}			0.1993**				
Δs_{t-3}							
Δ S _{t-4}							
Δc_{t-1}				-0.3308**	0.7142**		
Δc_{t-2}							
Δc_{t-3}							0.1522**
Δc_{t-4}						0.3362*	0.1322
Δi_{t-1}						0.3302	0.2113
Δi_{t-2}					-0.2607**		
Δi_{t-3}					-0.2007	0.0942*	0.0239*
Δi_{t-3} Δi_{t-4}						0.0942	0.0239
$\Delta \mathrm{m}_{t-1}$							0.0401**
$\Delta \mathrm{m}_{t-1} \\ \Delta \mathrm{m}_{t-2}$							0.0491**
Δ m _{t-3}						0.1500##	0.0400*
Δ m _{t-3} Δ m _{t-4}					0.2166**	0.1798**	
$\Delta \mathbf{y}_{t-1}$		1.0503**		0.3306**		0.9052**	0.3614**
Δy_{t-2}		-0.5445**					-0.1275**
Δy_{t-3}							
Δy_{t-4}			0.1959**				
constante				0.0725**	0.2420**	0.4524**	0.0200*
dum744				-0.0735**	-0.3428**	0.4524**	0.0308*
dum751				-0.0197**			-0.0146**
dum921					-0.0990**		
dum921					-0.0603**		
corrélations d	es résidi	ıs :					
		$\Delta \mathbf{x}_t$	Δs_t	Δc_t	Δi_t	$\Delta \mathbf{m}_t$	$\Delta \mathbf{y}_t$
	$\Delta \mathbf{x}_t$	1.0000					
	$\Delta \mathbf{s}_t$	0.1018	1.0000				
	$\Delta \mathbf{c}_t$	0.1644	0.1481	1.0000	1.0000		
	$\Delta \mathbf{i}_t$	0.0598 0.4520	0.0485	0.0995 0.3350	1.0000 0.2249	1.0000	
	$\frac{\Delta}{\Delta} \frac{\mathbf{m}_t}{\mathbf{y}_t}$	0.4320 0.4025	0.1240 0.1270	0.3330 0.1527	0.2249 0.2138	0.3386	1.0000

⁸ Nous ne présentons que les paramètres significatifs (*significativement* différents de zéro) au seuil de probabilité $\leq 5\%$ (**) et au seuil de probabilité $\leq 10\%$ (*).

_

Table 6 modèle VEC restreint (groupe de séries du modèle 2) estimation FIML 1975 :1-2002 :29

	Δye_t	Δr_t	$\Delta \operatorname{exc}_t$	Δy_t	$\Delta \mathbf{e}_t$	$\Delta \operatorname{tc}_t$
ecm_{t-1}		-0.6453**			0.0004*	0.0698**
Δye_{t-1}	0.2892 **			0.3186**		
$\Delta \text{ ye}_{t-2}$	0.2117**					-4.2613**
$\Delta \text{ ye}_{t-3}$						
$\Delta \text{ ye}_{t-4}$	-0.1706**					
Δr_{t-1}		0.2365**	0.0047*		0.0005*	
Δr_{t-2}				-0.0013**		-0.0315**
Δr_{t-3}						
Δr_{t-4}						
$\Delta \operatorname{exc}_{t-1}$			0.2622**		0.0138*	
$\Delta \operatorname{exc}_{t-2}$						-1.230**
$\Delta \operatorname{exc}_{t-3}$		7.5106**		-0.0877**	0.2138**	
$\Delta \operatorname{exc}_{t-4}$		7.5100		0.0077	0.2130	
Δy_{t-1}				0.3544**	0.0822**	
Δy_{t-2}				0.5544	0.0022	
Δy_{t-3}			0.1225**			
Δy_{t-4}			0.1223			
Δe_{t-1}		78.758**			1.0535**	-8.3718**
Δe_{t-2}		76.736			-0.3396**	-0.3/10
Δe_{t-3}					-0.3370	
Δe_{t-4}						
$\Delta \operatorname{tc}_{t-1}$		1.1002**	0.0220**			1.0045**
$\Delta \operatorname{tc}_{t-2}$		1.1903**	0.8229**			1.0045**
$\Delta \operatorname{tc}_{t-3}$		-0.4898**				-0.4834**
$\Delta \operatorname{tc}_{t-3}$ $\Delta \operatorname{tc}_{t-4}$						0.2739**
$\Delta \mathcal{W}_{t-4}$						
constante	0.0038**	-38.224**		0.0312*	0.0279**	4.1718**
corrélations des rési	dus :					
	$\Delta y \mathbf{e}_t$	$\Delta \mathbf{r}_t$	$\Delta \operatorname{exc}_t$	$\Delta \mathbf{y}_t$	$\Delta \mathbf{e}_t$	Δtc_t
Δye_t	1.0000					
$\Delta \mathbf{r}_t$	-0.0468	1.0000	1.0000			
$\Delta \operatorname{exc}_t$	0.0568 0.310 7	-0.1772 0.0447	1.0000 -0.2713	1 0000		
$\frac{\Delta}{\Delta} \frac{\mathbf{y}_t}{\mathbf{y}_t}$	0.3107 0.1878	0.0447 0.1107	-0.2713 0.0029	1.0000 0.4062	1.0000	
$\Delta \operatorname{tc}_t$	-0.2213	0.1555	0.0029	-0.2658	-0.2680	1.0000

⁹ Nous ne présentons que les paramètres significatifs (*significativement* différents de zéro) au seuil de probabilité $\leq 5\%$ (**) et au seuil de probabilité $\leq 10\%$ (*).

3.3 Restrictions pour l'identification des modèles structurels (exemple d'une approche « semi-structurelle »)

Etant donné que les modèles VAR de forme réduite que l'on peut estimer possèdent moins de paramètres que les modèle structurels dynamiques auxquels on souhaite faire référence, des restrictions issues de la théorie (ou de l'analyse) économique sont nécessaires. Comme le rappelle Mosconi (1998), le nombre de paramètres du modèle VAR de forme réduite correspond à $n^2p + (n^2 + p)/2$, pour *n* variables retenues et *p* retard(s) considéré(s), alors que le nombre de paramètres dans le modèle structurel dynamique est de p^2 (n+2). Il en découle qu'au moins $2n^2 - (n^2 + n)/2$ restrictions linéaires sont nécessaires. Par exemple, pour un modèle à 6 variables et 5 retards, il convient alors d'imposer 252 - 201 = 51 restrictions. Nous pouvons également considérer qu'au maximum nous ne pouvons pas dépasser le nombre de n(n-1)/2 paramètres libres (soit dans notre exemple 15). Etant donné que dans la plupart du temps, une des deux matrices dans (33) est une matrice identité, plusieurs restrictions seront automatiquement imposées. Il convient ensuite simplement de veiller à ce que la somme de toutes les restrictions soit suffisante. Dans (33), si A est une matrice identité, nous avons dans exemple avec une matrice (6 x 6), cela implique déjà 36 restrictions. Il est nécessaire de trouver 21 restrictions supplémentaires (au moins) pour la matrice C pour parvenir à une identification.

Dans l'exemple du modèle 1, nous avons retenu les chocs structurels suivants : un choc de l'état (e_{fpt}) , un choc extérieur (e_{xt}) , trois chocs de la demande intérieure et un choc du PIB (e_{revt}) . Les trois chocs de la demande intérieure sont représentés par un choc des importations (e_{ind1t}) , un choc des investissements (e_{ind2t}) et un choc de consommation des ménages (e_{ind3t}) . Le choc structurel des importations et des investissements découlent des décisions des entreprises, alors que le choc de consommation reflète une modification des préférences des consommateurs et de la perception de l'évolution des revenus. Pour le choc du PIB, celui-ci peut être associé soit à un choc des revenus, soit à un choc de la productivité (il est impossible dans notre modélisation de les distinguer).

Etant donné que nous ne nous référons pas à une modèle théorique particulier, nous avons initialement procédé à une décomposition du type de Cholesky. Ensuite nous avons éliminé les paramètres non significatifs. Cela nous a conduit au modèle suivant :

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -0.083 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ -0.452 & 0 & -0.480 & -0.271 & 1 & 0 \\ -0.105 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathcal{E}_{x_t} \\ \mathcal{E}_{s_t} \\ \mathcal{E}_{t_t} \\ \mathcal{E}_{y_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.020 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0.020 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.006 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.007 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.024 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0.015 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.005 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.005 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.005 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{fp_t} \\ e_{ext_1} \\ e_{dinl_t} \\ e_{dinl_t} \\ e_{dinl_t} \\ e_{dinl_t} \\ e_{dinl_t} \end{bmatrix}$$

A travers ce système d'équations (simultanées), on s'aperçoit que le choc structurel de la demande intérieure associé aux importations joue un rôle central pour les impulsions conjoncturelles de court terme. Nous avons en effet :

$$\varepsilon_{m_t} = 0.015 e_{din3_t} + 0.452 \varepsilon_{x_t} + 0.480 \varepsilon_{c_t} + 0.271 \varepsilon_{i_t}$$
(39)

Ainsi, à court terme les impulsions des importations résultent d'un choc propre, de faible importance, des impulsions des exportations et de celles de la consommation de ménages, ainsi que des impulsions des investissements. L'équation (39) peut, comme toutes les autres que nous présentons plus loin, être considérée comme une équation traduisant « l'origine » des perturbations de la variable en question, ici des importations (*avant* de considérer les équations dynamiques du modèle SVEC, en quelque sorte).

On s'aperçoit également qu'à très court terme, les chocs structurels associés au PIB (chocs des revenus ou chocs de la productivité) représentent un élément important pour la dynamique du PIB, mais d'une importance bien moindre que les impulsions des exportations. Nous avons effectivement :

$$\varepsilon_{y_t} = 0.005 e_{rev_t} + 0.105 \varepsilon_{x_t}$$
(40)

En d'autres termes, à l'origine des perturbations du PIB suisse figure en première ligne une perturbation propre (une choc idiosyncrasique) et une impulsion des exportations, dont

l'importance est très marquée. Pour les autres variables, nous constatons qu'à court terme, un choc des finances publiques dicte l'évolution discrétionnaire des dépenses publiques agrégées, un choc extérieur unique dicte l'évolution des exportations. Ensuite, les impulsions de court terme des investissements ne sont pas dépendantes d'un choc des exportations ou de la consommation, comme on pourrait s'y attendre, mais résulte principalement d'un choc idiosyncrasique. Mais par les relations (39) et (40), les investissements sont également affectés (indirectement via les importations et le PIB) par les chocs des exportations et de la consommation. Un phénomène sans doute atypique concerne la réaction des impulsions de la consommation des ménages aux chocs structurels extérieurs, ce qui pourrait témoigner d'une très rapide réaction (dans *le trimestre*) de certaines dépenses de consommation à la conjoncture, elle-même influencée principalement par les impulsions et les chocs des exportations.

Pour le modèle 2, nous avons retenus six chocs structurels. Un choc extérieur traduisant les chocs de la conjoncture européenne (e_{eut}), deux chocs financiers réels (e_{fin1t} et e_{fin2t}) associé aux taux d'intérêt réels et au cours de change réel du franc (nous n'avons pas de chocs monétaires dans ce modèle), un choc des revenus ou de la productivité suisses (e_{revt}) et deux chocs du marché du travail (e_{mt1t} et e_{mt2t}), un provenant de l'emploi et l'autre du chômage. Nous avons également commencé par une décomposition de Cholesky, et ensuite, en ne retenant que les paramètres sous la diagonale principale significatifs, nous sommes parvenus au système d'équations suivant :

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -0.337 & 0 & 0.068 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -0.142 & 1 & 0 \\ 3.866 & 0 & 0 & 0 & 8.243 & 1 \\ (2.09) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathcal{E}_{ye_t} \\ \mathcal{E}_{irct_t} \\ \mathcal{E}_{y_t} \\ \mathcal{E}_{e_t} \\ \mathcal{E}_{tc_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.003 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.645 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.022 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.0022 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.004 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0.002 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0.002 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.002 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.002 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.002 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.002 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.002 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.002 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.001 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.002 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{eu_t} \\ e_{finl_t} \\ e_{rev_t} \\ e_{mtl_t} \\ e_{mtl_t} \end{bmatrix}$$

A partir de ce système d'équations, nous apprenons qu'à court terme, les impulsions du PIB de l'Europe des 15 sont dépendantes d'un choc structurel propre, attestant la composante conjoncturelle « typiquement européenne » (aucune des autres variables ne peut du reste

sérieusement expliquer le PIB européen). Les impulsions des taux d'intérêt réels à court terme sont soumises à un propre choc financier, attestant ici une certaine indépendance (dans le cadre de notre modèle) des innovations des taux réels à très court terme. Un choc financier particulier détermine également à court terme les impulsions de l'indice du cours de change du franc suisse. Les impulsions du PIB suisse à prix constants sont déterminées ici par un choc propre (chocs des revenus ou de la productivité, voire chocs résultants de la conjoncture « typiquement suisse ») et par les impulsions du PIB européen. En plus de ces deux innovations, les impulsions du PIB suisse sont également soumises à très court terme aux innovations du cours de change du franc suisse, dont l'influence est négative, comme on aurait pu s'y attendre. Pour les innovations du PIB, nous avons l'équation suivante :

$$\varepsilon_{y_t} = 0.004 e_{rev_t} + 0.337 \varepsilon_{ye_t} - 0.068 \varepsilon_{excr_t}$$
(42)

Cette dernière dicte en quelque sorte les mouvements *originaux* du PIB suisse. Afin de bien comprendre les fluctuations du PIB à court terme, il convient évidemment d'associer à l'équation (42), l'équation dynamique du PIB mise en évidence dans le tableau 6, ainsi que les autres équations où la variable PIB apparaît.

Pour ce qui concerne l'emploi, celui-ci est soumis à court terme à des chocs idiosyncrasiques attestant les adaptations des entreprises, ainsi que sans doute des modifications de technologie. Il est intéressant de constater que le taux de chômage connaît à court terme les influences d'un choc propre, du choc de l'emploi suisse et du choc de la conjoncture européenne, comme le traduit l'équation (43).

$$\varepsilon_{tc_t} = 0.061 e_{mt2_t} - 2.866 \varepsilon_{ye_t} - 8.243 \varepsilon_{e_t}$$
(43)

Plusieurs interprétations sont alors possibles pour cette dernière relation. Une première interprétation est plutôt technique. La désaisonnalisation de la série du chômage pourrait lisser également une partie de la composante conjoncturelle suisse et impliquer que la composante conjoncturelle résiduelle du chômage reflète plus la composante conjoncturelle résiduelle de l'UE (moins volatile que la conjoncture suisse). Un deuxième interprétation revient à considérer que le marché du travail suisse est divisé en deux secteurs, un secteur fortement dépendant des exportations et un secteur intérieur. Le secteur dépendant des exportations

serait alors celui le plus « responsable » du chômage conjoncturel, et ainsi nous aurions une explication pour l'équation (43). Les impulsions de la conjoncture européenne deviennent ainsi un élément déterminant pour l'origine des impulsions de court terme du chômage. Cette deuxième interprétation serait du reste également compatible avec la forte dépendance des innovations du PIB suisse aux impulsions des exportations, déjà mises en évidence à l'aide du modèle 1.

3.4 Décomposition de la variance de l'erreur de prévision, réponses aux impulsions

La première utilité des modèles SVAR et SVEC, et ceci en particulier grâce à *l'orthogonalisation* de la matrice des variances-covariances des résidus (l'estimation de chocs structurels) est de rendre possible la mise en évidence de l'effet d'un choc structurel sur le système d'équations considéré. Les réponses d'une variable aux effets des chocs structurels (souvent il s'agit de simuler une variation d'un écart-type de la variable e_{it}) sont souvent appelés dans la littérature les réponses aux impulsions du choc structurel considéré. Comme le précise Lüktepohl (1993), l'interprétation que l'on peut donner à ces réponses aux impulsions des chocs structurels (on s'intéresse surtout ici au sens positif ou négatif, ainsi qu'à la durée de l'impulsion) est relativement proche du concept de causalité au sens de Granger, bien que la définition des impulsions soit ici très différente. En effet, les effets des chocs structurels sont captés dans un système d'équations simultanées, alors que la causalité de Granger résulte de l'estimation de liens de corrélations dynamiques. Par ailleurs, il est très important de retenir que les réponses aux impulsions des chocs structurels sont entièrement dépendantes du modèle qui a été utilisé pour procéder à l'orthogonalisation des résidus, et que l'ordre d'apparition des variables dans le vecteur multivarié Y_t joue à cet égard un rôle déterminant. On s'aperçoit alors que la référence théorique utilisée pour spécifier et estimer un modèle SVAR ou SVEC dicte en grande partie les résultats auxquels on peut aboutir. Même s'il est ensuite toujours possible de valider les références théoriques utilisées par le caractère significatif ou non des paramètres estimés dans des systèmes d'équations (du type de ceux présentés sous (38) et (41)), cela n'est évidemment pas encore suffisant.

Une autre représentation graphique de résultats découlant de l'estimation des modèles SVAR et SVEC est la *décomposition de la variance de l'erreur de prévision* d'une variable, pour différents horizons, en fonction de ses propres impulsions et des impulsions des autres variables du système. Puisque ces impulsions sont stochastiques par nature, elles représentent

la source (par définition) de l'erreur de prévision d'une variable sur un horizon de temps déterminé. Si par exemple, le source d'erreur de la prévision sur un trimestre du PIB est représentée à 80% par les innovations (non prévisibles par définition) du PIB, on en conclura qu'à très court terme, le PIB est soumis fortement à ces propres innovations (à ses chocs structurels), mais pas aux innovations des autres variables. Cette proportion peut changer en fonction de l'horizon de la prévision, c'est cette information qui est mise en évidence par la décomposition de la variance sur plus plusieurs horizons de prévision. En annexe, nous présentons pour plusieurs variables et pour les deux modèles, la décomposition de la variance des erreurs de prévision ainsi que différentes réponses aux impulsions des chocs structurels.

Plusieurs graphiques débouchent sur des commentaires intéressants. La décomposition de la variance de l'erreur de prévision du PIB dans le modèle 1 met en évidence l'importance à court terme des chocs des exportations (du choc structurel extérieur). Ce n'est qu'au bout d'une année, que les influences d'autres impulsions, comme celles provenant de la consommation des ménages ou des investissements apparaissent. Toujours pour le PIB suisse, à très court terme (1 trimestre) les impulsions de la consommation des ménages privés sont négligeables, après deux ans elles ont encore une importance bien moindre que celles des exportations après 1 seul trimestre. Etant donné que les biens d'investissements sont importés en très grande partie, leurs impulsions sur le PIB semblent négligeables, à pratiquement tous les horizons de prévision. Ce dernier constat est une particularité de la conjoncture suisse. En France, en Italie et en Allemagne, les impulsions des investissements sont déterminantes, même dans le court terme.

Dans le cadre du second modèle, la décomposition de la variance de l'erreur de prévision du PIB est également très intéressante. Alors qu'à très court terme (1 à 3 trimestres), les impulsions du PIB sont responsables en grande partie des erreurs de prévision du PIB, pour un horizon de deux ans (8 trimestres), les impulsions de l'indice du cours de change et de la conjoncture européenne comptent pour plus de la moitié de la variance des erreurs de prévision du PIB suisse.

Pour le chômage, on notera l'importance à très court terme des impulsions de l'emploi et de la conjoncture européenne, ainsi qu'à moyen terme des impulsions des taux d'intérêt réels. La sensibilité du taux de chômage aux impulsions de la conjoncture européenne est une autre manière d'apprécier la dépendance du PIB aux chocs extérieur et la rapidité de réaction du

marché du travail (ou de l'instrument que représente le chômage pour beaucoup d'entreprises dépendantes des exportations, et donc en définitive de la conjoncture extérieure, dans notre modèle de la conjoncture européenne).

La décomposition de la variance de l'erreur de prévision des investissements dans le cadre du modèle 1 permet également des commentaires intéressants. On peut par exemple constater le rôle très progressif de la consommation des ménages privés et des exportations comme impulsions importantes (demande intérieur et extérieure) pour les investissements en Suisse. Mais à très court terme, les investissements en Suisse restent dépendants en grande majorité d'un choc structurel propre (ce qui rend du reste très difficile autant l'estimation de l'évolution de cette variable que la prévision des investissements).

Toujours dans le cadre du modèle 1, la décomposition de la variance de l'erreur de prévision des importations met à nouveau en évidence l'importance des exportations. Ce sont les chocs des exportations qui expliquent à très court terme (une année) plus de la moitié des erreurs de prévision des importations. Le couple investissements-consommation, à aucun horizon de prévision, n'a la même importance que les exportations.

Dans le cadre du modèle 2, les graphiques présentant les réponses aux impulsions des chocs structurels identifiés permettent aussi des interprétations économiques. Pour le chômage, les impulsions résultants des chocs de l'emploi s'évanouissent complètement après 20 trimestres environ, alors que les chocs liés à la conjoncture (PIB suisse et PIB européen) semblent avoir des impacts plus prolongés. L'impact qui converge vers zéro après 20 trimestres des chocs de l'emploi sur le chômage témoigne d'une réaction « d'absorption » du choc qui semble logique. Nous constatons en outre et à nouveau que les impulsions provenant des chocs structurels du PIB européen sur le taux de chômage suisse sont plus importantes que les impulsions provenant des chocs du PIB suisse. Une constatation qui peut s'expliquer par le fait que les entreprises fortement dépendantes des exportations pourraient être les plus responsable du chômage. Par contre, pour la création d'emplois dans notre pays, il semble que les impulsions résultant des chocs de la conjoncture nationale soient plus importantes que les impulsions résultant des chocs de la conjoncture européenne. Ce phénomène peut être expliqué par un effet de volume, étant donné que le marché intérieur (non directement dépendant des exportations) est un grand créateur d'emplois durant les dernières décennies (santé, enseignement, administration), et que ce dernier participe à la création de valeur

ajoutée. Les chocs des taux d'intérêt réels et du cours de change réel du franc suisse ne sont pas non plus sans conséquence sur le taux de chômage suisse, dans le cadre du modèle que nous avons retenu, nous constatons que leur impact négatif se maintient sur plusieurs trimestres, voire même plusieurs années.

3.5 Prévisions « ex ante » à l'aide de modèles SVEC

Pour illustrer la valeur prédictive de nos modèles SVEC, nous avons réalisé à partir du 3^{ème} trimestre 1990, une série de prévisions sur 5 trimestres successifs, pour le taux de chômage et l'évolution du PIB à prix constants, en considérant lorsque nécessaire les valeurs prévues comme des observations pour les prévisions futures dans le cadre des 5 trimestres retenus pour l'horizon de la prévision (prévisions ex ante dynamiques¹⁰). La prévision sur 5 trimestres correspond en outre à une mise en *situation pratique* des modèles, dans la mesure où en fin d'année, lorsque l'on souhaite prévoir l'évolution pour l'année future non encore entamée, on ne dispose au mieux que de trois trimestres d'observations/ou de valeurs estimées (souvent même que de deux).

L'évolution du chômage sur les cinq trimestres suivants, à partir de 1990 :3 est représentée dans le graphique 3. Nous mettons en évidence la valeur annuelle moyenne prévue pour les quatre trimestre t+2, t+3, t+4 et t+5. Le modèle est donc nouvellement estimé tous les $3^{\text{ème}}$ trimestres de chaque année. Bien que certaines déviations par rapport à la valeur effective du taux de chômage ne peuvent pas être complètement évitées, nous constatons qu'à court terme, la valeur prédictive du modèle 2 est relativement bonne. Mais il est vrai, qu'on ne peut juger de la qualité d'une prévision qu'à la lumière de son utilisation, et évidemment à la lumière des autres prévisions effectuées par des modèles concurrents à l'aide des mêmes données.

Les graphiques 4 et 5 mettent en évidence la prévision du PIB à prix constants sur cinq trimestres (nous mettons également en évidence uniquement la valeur annuelle moyenne construite à partir de la moyenne arithmétique de t+2, t+3, t+4 et t+5). Etant donné que toutes les variables des modèles VAR sont endogènes, également lors de la prévision, on constate que les erreurs de prévision les plus importantes, sont associées à des retournements

Nos prévisions ne sont pas à 100% « ex ante » étant donné que toutes les données ont été depuis lors révisées à plusieurs reprises, ce qui signifie que les informations disponibles au 3^{ème} trimestre de

non prévisibles de quelques variables. Au milieu de l'année 1992, les taux d'intérêt réels à court terme sont subitement montés à plus de 4%, ce que le modèle VAR ne pouvait pas prévoir, à l'aide des données disponibles en automne 1991, de même la forte baisse des taux d'intérêt réels vers 1% à la mi-1993, ne pouvait pas être correctement anticipée en automne 1992. Pour le modèle 1, le fort ralentissement des exportations en 1992 et la forte reprise en 1997, ne pouvaient pas non plus être correctement anticipées 5 trimestres plus tôt, dans nos modèles. On peut toutefois noter qu'il est également possible d'effectuer des prévisions à l'aide d'un modèle VAR ou SVAR, en rendant exogène une variable particulière (prévisions dites « conditionnelles », c'est-à-dire en lui donnant une valeur a priori, afin de constater comment les autres variables endogènes se comportent. Cette valeur a priori peut être fournie par un modèle macroéconomique structurel ou par une analyse d'experts ou résulter d'une hypothèse.

La comparaison de nos prévisions avec les prévisions effectuées par les grands instituts de conjoncture durant la période 1991-2001 est délicate, dans la mesure où même si nous avons procédé à des prévisions ex ante, nous avons utilisé des données historiques qui n'étaient pas disponibles au moment où les instituts ont effectué leurs propres prévisions. Cela provient des révisions ultérieures (parfois nombreuses et importantes) des statistiques officielles que nous n'avons pas considérées. Malgré cette différence, qui peut jouer un rôle important, nous pouvons observer dans le tableau 7 que la qualité des prévisions pour le taux de chômage et la croissance économique réelle issues des modèles SVEC, peut être comparée (dans une certaine mesure) à celle issue de modèles plus sophistiqués. Nous prenons comme référence pour le tableau 7 les prévisions de l'institut de recherches conjoncturelles de l'école polytechnique de Zürich (KOF-ETHZ) ainsi que les prévisions de l'institut BAK (Basel Economics). Ces deux instituts, rappelons-le, disposaient à l'époque où ils devaient effectuer leurs prévisions (en automne de l'année t pour l'année t+1) de données moins précises que celles que nous avons utilisées.

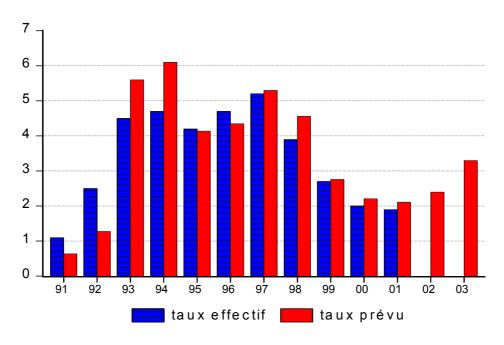
chaque année entre 1991 et 2001 pouvaient être différentes de celles que nous utilisons pour cet exercice.

Table 7
Prévisions¹¹ d'automne pour l'année t+1modèle 1 pour le PIB et modèle 2 pour le taux de chômage,
prévisions du KOF et prévisions du BAK et valeurs effectives
1991-2001

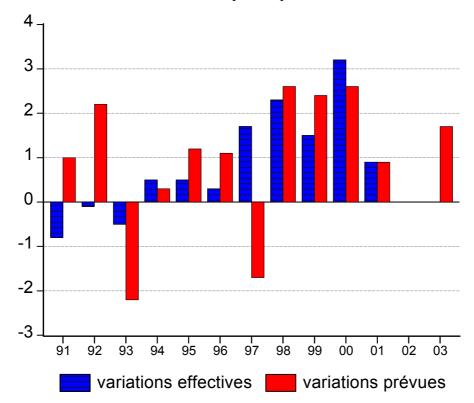
		1991-200	I	
	Var. effective du PIB	Prévisions SVEC	Prévisions du KOF	Prévisions du BAK
1991	-0.8	1.0	1.7	1.8
1992	-0.1	2.2	1.4	1.8
1993	-0.5	-2.2	1.0	1.7
1994	0.5	0.3	1.0	1.5
1995	0.5	1.2	2.5	2.2
1996	0.3	1.1	1.5	1.8
1997	1.7	-1.7	0.9	1.3
1998	2.3	2.6	2.2	2.2
1999	1.5	2.4	2.0	1.7
2000	3.2	2.6	1.7	1.9
2001	0.9	0.9	2.2	2.4
	taux de chômage effectif	Prévisions SVEC	Prévisions du KOF	Prévisions du BAK
1991	1.1	0.6	0.6	0.6
1992	2.5	1.3	1.5	1.4
1993	4.5	5.4	3.6	3.8
1994	4.7	6.1	4.8	5.0
1995	4.2	4.2	4.2	4.4
1996	4.7	4.4	4.3	3.8
1997			1	L
	5.2	5.3	5.0	4.3
1998	5.2 3.9	5.3	5.0	4.9
1998 1999				
	3.9	4.5	5.1	4.9

¹¹sources: publication des instituts, seco, ofs.

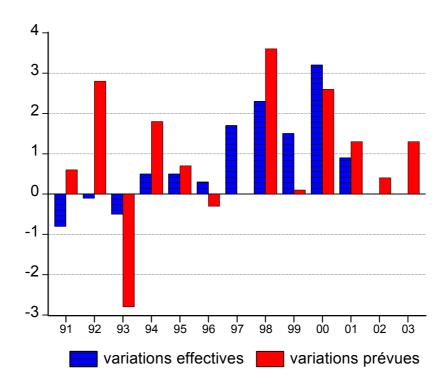
<u>Graphique 3</u>: Prévisions annuelles du taux de chômage (agrégation de 4 trimestres) à l'aide du modèle 2 : période 1991-2003



<u>Graphique 4</u>: Prévisions du PIB sur 5 trimestres à l'aide du modèle 1, mise en évidence de la valeur annuelle prévue pour l'année suivante



<u>Graphique 5</u>: Prévisions du PIB sur 5 trimestres à l'aide du modèle 2, mise en évidence de la valeur annuelle prévue pour l'année suivante



4. Développements futurs

Plusieurs sujets abordés dans ce document méritent des développements ultérieurs. Nous nous contentons ici de les énumérer.

- Etant donné que les vecteurs de cointégration que l'on peut estimer ne sont pas uniques, l'analyse de cointégration des séries doit être associée à une analyse économique des liens de long terme, ce que nous n'avons pas assez fait.
- La construction de modèles structurels autorégressifs doit également être effectuée en se référant à un cadre théorique particulier. Sans référence théorique, les modèles peuvent souffrir de mauvaise spécification. Nous nous sommes contentés ici d'une approche « semi-structurelle », que nous pourrions compléter dans le futur, par l'utilisation d'un modèle de comportement des entreprises à court terme par exemple, d'un modèle de cycles conjoncturels réels ou d'un modèle particulier pour le fonctionnement du marché du travail en Suisse.
- Les deux remarques précédentes ne sont pas indépendantes. La théorie économique moderne permet effectivement d'imposer des restrictions sur les relations de long terme et de profiter de la présence de cointégration entre les séries, afin de parvenir à l'identification et l'estimation des chocs structurels. La théorie économique livre du reste plus d'éléments d'explication pour les liens de moyen à long terme entre les grandes variables économiques, que pour les liens de court terme.
- L'analyse de stabilité des liens estimés doit être menée très sérieusement. Nous nous sommes contentés de tests usuels (test de Chow et tests de Hansen). Nous pourrions imaginer aller plus loin dans cette direction. Nous savons que les environnements de nos économies modernes évoluent rapidement et que des « adaptations structurelles » sont nombreuses. En termes économétriques, cela devrait se traduire par une forme d'instabilité de certains paramètres. Dans le cadre des deux modèles présentés ici, nous avons été surpris par la relative stabilité des paramètres estimés sur les 20 dernières années, mais quelques formes d'instabilité étaient présentes.
- Dans le cadre des activités de prévision à court terme, il appartiendra au groupe d'experts de mettre également l'accent sur le développement de modèles moins agrégés que ceux présentés dans la présente note, ce qui est évidemment possible si des bonnes données sur une période relativement longue sont à disposition.
- Les approches dégagées par Clements et Hendry (2002), que nous résumions en introduction, sont toutes complémentaires et ne sont pas substituables ou concurrentes. Un bon exercice de prévision à court terme devrait essayer de les incorporer toutes, ou du moins plusieurs d'entre-elles.

L'auteur du présent rapport reste à disposition pour des compléments d'information éventuels. Toutes les données utilisées dans cet article peuvent être obtenues auprès de l'auteur (<u>bruno.parnisari@seco.admin.ch</u>, tél. 031 323 16 81).

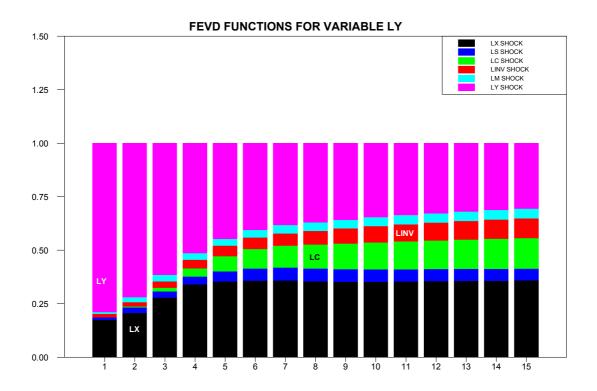
5. Bibliographie

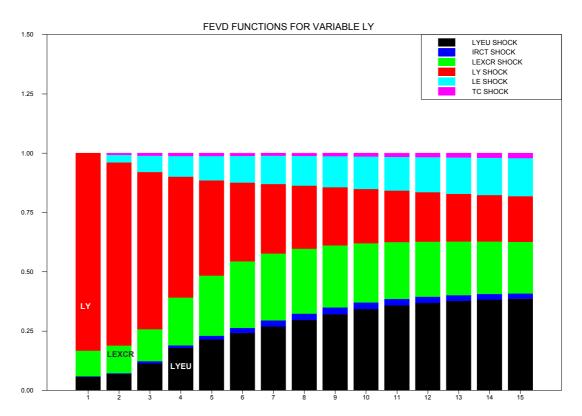
- [1] Clements M., et D. Hendry, 2002, *A Companion to Economic Forecasting*, Blackwell Companions to Compemporary Economics.
- [2] Blanchard O. J. et D. Quah, 1989, *The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances*, The American Economic Review, 655-673.
- [3] Brüggemann R., 2001, *Sources of German Unemployment : A Structural Vector Error Correction Analysis*, Discussion Paper 19, Sonderforschungsbereich 373, Humboldt-Universität zu Berlin (disponible sur Internet : http://ise.wiwi.hu-berlin.de/~brueggem/).
- [4] Desnoyers Y., 2001, *L'effet de la richesse sur la consommation aux Etats-Unis*, Document de travail 2001-14, Banque du Canada (disponible sur Internet : http://ideas.uqam.ca/ideas/data/Papers/bcabocawp01-14.html)
- [5] Diebold, F. X., 1998, *The Past, Present and Future of Macroeconomic Forecasting*, Journal of Economic Perspectives, Volume 12, Number 2, p. 175-192.
- [6] Doornik, J. A. et D. F. Hendry, 1997, *PcFIML 9.0, Modelling Dynamic System Using PcFIML 9.0 for Windows*, International Thomson Business Press.
- [7] King, R. G., Plosser, C. I., Stock, J. H. et M. Watson, 1991, *Stochastic trends and economic fluctuations*, American Economic Review, 81(4), 819-840.
- [8] Johansen, S., 1988, *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*, Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12, pp. 231-254.
- [9] Johansen, S., 1991, Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, Econometrica, Vol. 59. p. 1551-1580.
- [10] Jordan T.J, P. Kugler, C. Lenz et M. R. Savioz, 2002, *Prévision par des modèles vectoriels autorégressifs*, Bulletin trimestriel 1/2002, p. 41-66.
- [11] Lack C. et Lenz C., 2000, *A program for the identification of structural VAR models*, WWZ Studie Nr. 58, April 2000, http://www.unibas.ch/wwz/makro/svar/, pour le texte associé http://www.unibas.ch/wwz/makro/arbpapiere/clcl2000a.pdf -.
- [12] Lütkepohl H., 1993, Introduction to Multiple Time Series Analysis, Springer-Verlag.
- [13] Maravall A., 1994, Use and Misuse of Unobserved Components in Economic Forecasting, Journal of Forecasting, 13, 157-178.
- [14] Mosconi Rocci, 1998, *MALCOLM, Maximum Likelihood Cointegration analysis of Linear Models*, Politecnico di Milano, http://www.greta.it/italiano/pagine/malcolm/inizio.htm
- [15] Osterwald-Lenum, M., 1992, A Note with Quantils of the Asymptotic Distribution of the ML Cointegration Rank Test Statistics, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54, 461-472.

- [16] Pétursson G. T. et T. Slok, 2001, *Wage formation and employment in a cointegrated VAR model,* Econometrics Journal, volume 4, pp. 191-209.
- [17] Quantitative Micro Software, 2000, Eviews 4.0, http://www.eviews.com/
- [18] Stier W., 2001, Methoden der Zeitreihenanalyse, Springer-Verlag.

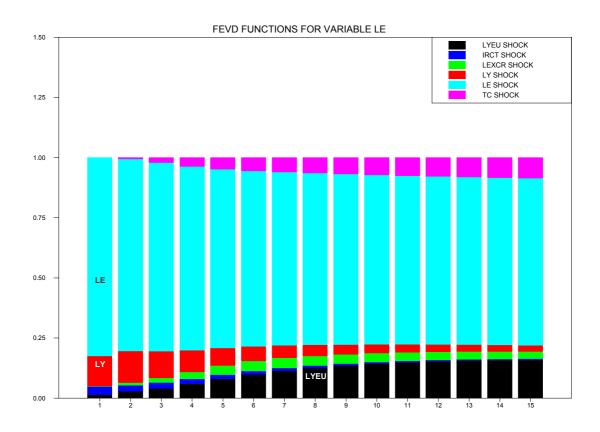
6. Annexe (graphiques supplémentaires)

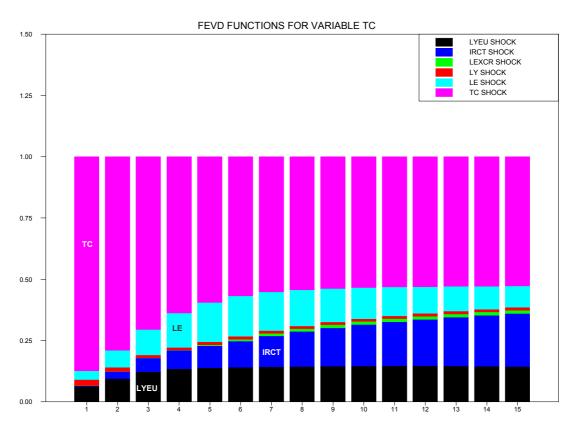
9.1 <u>Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du PIB – modèle 1 et modèle 2</u>



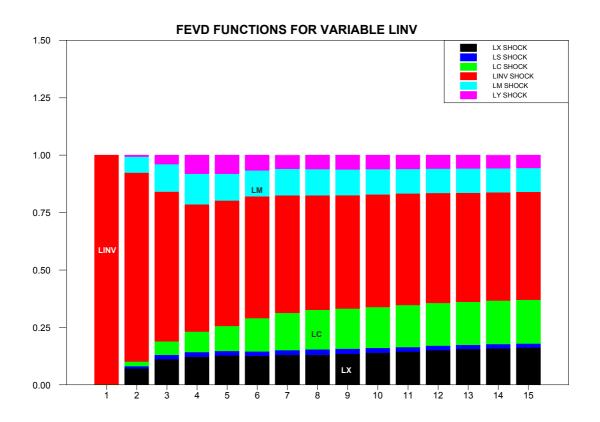


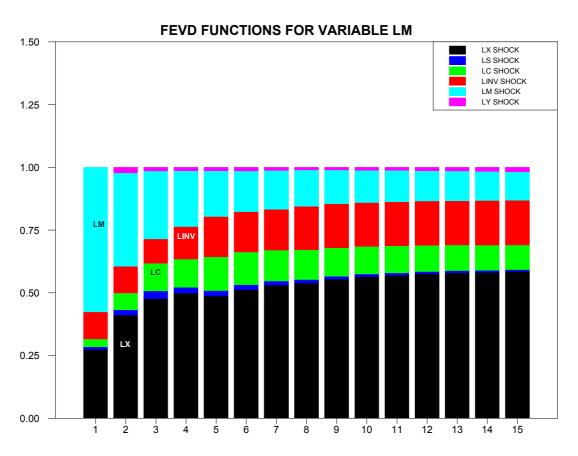
9.2 <u>Décomposition de la variance de l'erreur de prévision : emploi et taux de chômage – modèle 2</u>



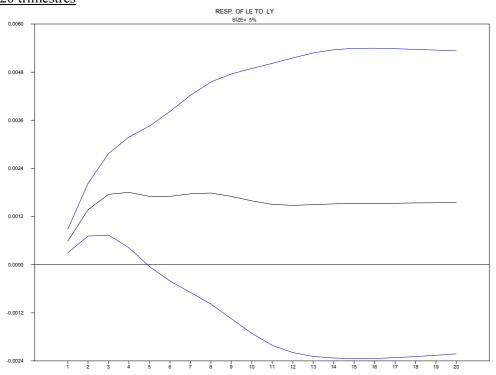


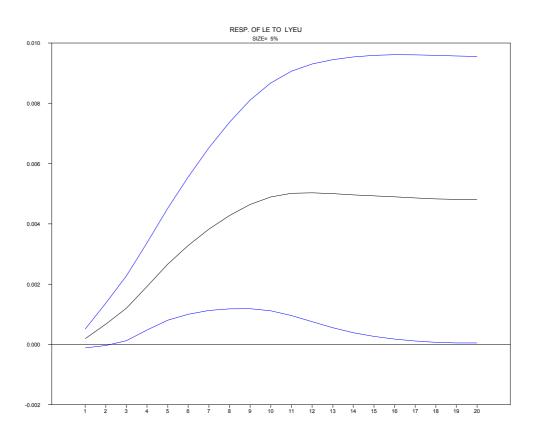
9.3 <u>Décomposition de la variance de l'erreur de prévision : investissements, importations – modèle 1</u>



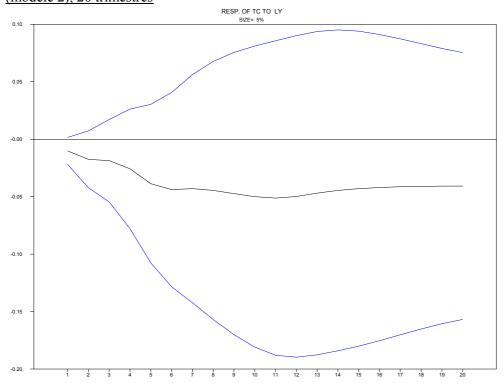


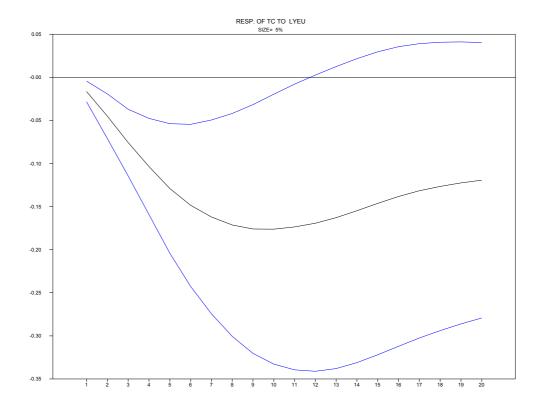
9.4 <u>Réponses de l'emploi en Suisse aux impulsions du PIB suisse et du PIB européen (modèle 2), 20 trimestres</u>



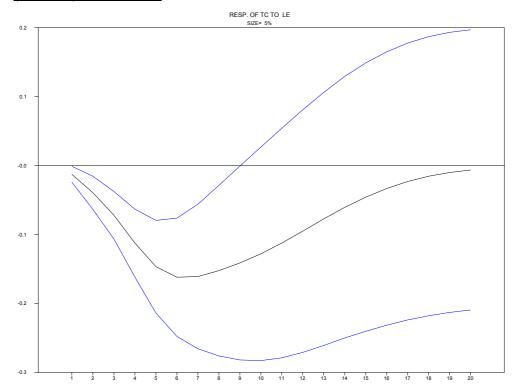


9.5 <u>Réponses du taux de chômage en Suisse aux impulsions du PIB suisse et du PIB européen (modèle 2), 20 trimestres</u>

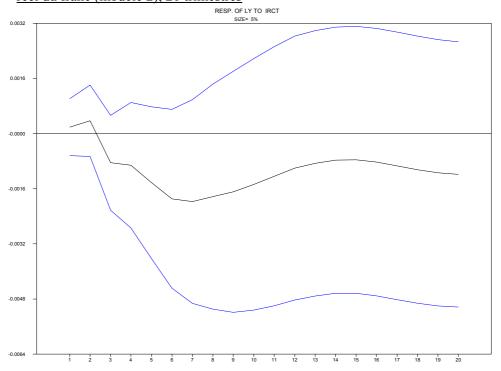


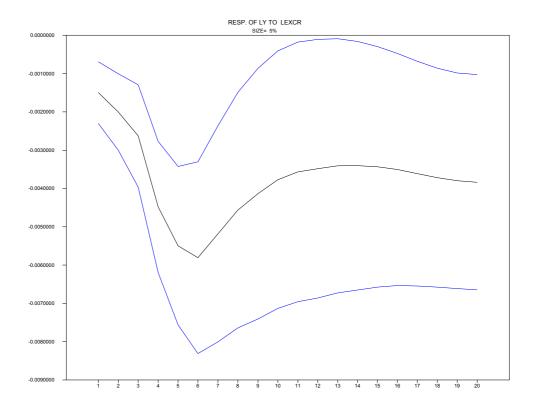


9.6 <u>Réponses du taux de chômage en Suisse aux impulsions de l'emploi en Suisse</u> (modèle 2), 20 trimestres



9.7 <u>Réponses du PIB suisse aux impulsions des taux d'intérêt à court terme et du cours de change réel du franc (modèle 2), 20 trimestres</u>





9.8 Réponses du taux de chômage en Suisse aux impulsions des taux d'intérêt réels et du cours de change réel du franc, 20 trimestres

