

Performances et utilisation en prévision du modèle ACDM d'équilibre général dynamique stochastique pour la zone euro

Les performances en prévision du modèle ACDM d'équilibre général dynamique stochastique pour la zone euro sont appréciées en comparaison avec celles d'un VAR(4) « bayésien » ou BVAR(4). Si les performances « in-sample » du modèle DSGE se révèlent équivalentes à celles d'un BVAR pour près de la moitié des variables, elles sont significativement plus faibles pour les autres. Les performances « out-of-sample » du modèle DSGE sont cependant supérieures à celles d'un BVAR pour les variables nominales à horizon supérieur à 3-4 trimestres. Ces résultats sont apparemment moins bons que ceux présentés par Smets & Wouters (2003), mais ces auteurs se sont limités pour cet exercice à une période beaucoup plus courte. Par ailleurs, une analyse des chocs identifiés par le modèle sur la prévision du BMPE de décembre 2007 offre quelques résultats intéressants. Enfin, ce travail suggère des voies d'amélioration du modèle : économie ouverte, marché du travail, persistance plus forte des variables...

Introduction

L'objectif de cette note est de faire le point sur les performances en prévision du modèle DSGE ACDM pour la zone euro, très largement inspiré du modèle de Smets & Wouters (2003), et décrit dans l'article « Variantes en Univers Incertain » (2007, S.Adjemian, C.Cahn, A.Devulder et N.Maggiar, à paraître dans Economie & Prévision), ainsi que d'illustrer l'utilisation de modèles structurels pour l'interprétation de prévisions macroéconomiques et la définition de scénarios de prévision.

I. Performances en prévision in-sample

Afin d'évaluer sa performance en prévision, le modèle ACDM pour la zone euro est comparé avec un modèle VAR « bayésien », à savoir un BVAR(4). Nous avons effectué 47 exercices de prévision à horizon de 1 à 8 trimestres *in-sample*, c'est-à-dire *estimé sur l'ensemble de la période disponible*, avec les deux modèles envisagés. La période considérée pour l'exercice est 1992Q3-2005Q4, sachant que la période d'estimation du modèle est 1991Q2-2005Q4. La première prévision porte donc sur la période 1992Q3-1994Q2, et la dernière sur 2004Q1-2005Q4. Nous avons calculé pour chaque horizon la racine de l'erreur quadratique moyenne (RMSE) relative à chacun des modèles.

Les variables pour lesquelles cette comparaison est possible sont les observables du modèle, à savoir le PIB (Y), la consommation des ménages (C), l'investissement (I), l'inflation (pi), le taux d'intérêt nominal (R), le TUC (z) et le salaire réel (w).

Les rapports entre les RMSE du modèle ACDM et ceux du BVAR sont reportés en pourcentage dans le tableau ci-dessous pour les variables considérées :

Tableau 1 : rapport de RMSE en « in-sample » (RMSE modèle/RMSE bvar) en %

	h=1	h=2	h=3	h=4	h=5	h=6	h=7	h=8
Y	202	203	191	181	171	161	154	151
C	157	189	184	185	176	163	155	148
I	160	166	165	158	152	143	138	140
pi	142	155	136	137	137	121	122	128
R	161	169	174	163	158	157	158	156
z	202	177	151	126	104	90	81	79
w	117	109	100	105	107	107	105	106

Comme l'indiquent les valeurs supérieures à 100 dans le tableau 1, l'erreur quadratique moyenne du modèle ACDM est supérieure à celle d'un BVAR(4) pour toutes les variables et pour tous les horizons, à l'exception du TUC, qui est mieux prévu par le modèle DSGE pour un horizon de prévision compris entre 6 et 8 trimestres.

Toutefois, il n'est pas possible d'en conclure que le modèle ACDM est moins performant qu'un BVAR puisqu'il faut tenir compte de la volatilité des écarts. De fait, on observe que ce n'est que dans un peu plus de la moitié des cas (zones non grisées) que les erreurs quadratiques moyennes du modèle structurel sont, sur l'ensemble des exercices de prévision effectués, significativement supérieures à celles du modèle athéorique. Ceci est vérifié en calculant pour chaque variable et pour chaque horizon entre 1 et 8 la statistique du test de Diebold-Mariano. Les résultats sont présentés dans le tableau 2 :

Tableau 2 : test de Diebold et Mariano

	h=1	h=2	h=3	h=4	h=5	h=6	h=7	h=8
Y	2.44	2.35	2.24	2.11	2.12	2.05	2.03	2.25
C	2.11	3.32	3.21	3.07	2.77	2.48	2.33	2.15
I	3.86	2.44	2.44	1.78	2.13	1.58	1.43	1.40
pi	2.54	2.25	2.18	2.14	2.07	1.39	1.51	2.64
R	3.37	2.97	2.82	2.44	2.31	2.34	2.37	2.36
z	3.01	2.61	1.94	1.08	0.22	-0.53	-1.13	-1.34
w	1.29	0.77	-0.01	0.39	0.68	0.74	0.62	0.70

NB : zones grisées : les erreurs quadratiques ne sont pas significativement différentes pour les deux modèles.

Sous l'hypothèse nulle d'équivalence entre les erreurs des deux modèles, la statistique du test de Diebold-Mariano suit une loi normale d'espérance nulle et de variance 1. Pour les valeurs de la statistique inférieures à 1,96 (cases grisées), on ne peut pas exclure (au seuil de 5%) que les performances en prévision pour les variables et aux horizons correspondants soient équivalentes.

C'est le cas pour le salaire réel quel que soit l'horizon et pour le TUC lorsque les prévisions ont un horizon supérieur à 3 trimestres. Pour les autres variables, même si le test n'est pas catégorique en ce qui concerne l'investissement et l'inflation pour certains horizons, les performances en prévision du modèle DSGE restent inférieures à celle d'un BVAR(4).

II. Performances en prévision out-of-sample

Des exercices de prévision hors échantillon d'estimation ont aussi été conduits, de façon à mesurer l'erreur prédictive moyenne du modèle en situation « réelle » du prévisionniste. La performance du modèle est toujours mesurée par ses RMSE rapportés à ceux un BVAR(4) estimé et simulé dans les mêmes conditions.

Compte tenu de la petite taille de notre échantillon d'estimation initial (1991Q2-2005Q4), nous n'avons effectué que 18 prévisions afin de disposer d'un nombre de points suffisant pour les estimations successives : 17 prévisions, une commençant à chaque trimestre, à horizon 8 trimestres (le premier étant 2000Q1-2001Q4 et le dernier 2004Q1-2005Q4), ainsi qu'une prévision à horizon 4 trimestres sur l'horizon 2005Q1-2005Q4. Aussi, compte tenu de la faible taille de notre échantillon de prévisions, nous n'avons pas calculé de statistiques de Diebold-Mariano sur l'écart entre les erreurs quadratiques moyennes obtenues pour chacun des deux modèles.

Enfin, comme dans les travaux de Smets&Wouters et de la Banque de Suède, nous n'avons réestimé notre modèle au mode de la distribution postérieure qu'une fois par an, c'est-à-dire toutes les quatre prévisions.

Le tableau suivant présente les rapports de RMSE en pourcentage entre le modèle et le BVAR (4) pour chaque horizon entre 1 et 8 trimestres et pour chacune des variables observables :

Tableau 3 : rapport des RMSE en « out-of-sample » (RMSE modèle/RMSE bvar) en %

	h=1	h=2	h=3	h=4	h=5	h=6	h=7	h=8
Y	248	234	213	189	170	158	146	135
C	162	233	267	240	185	156	138	124
I	168	178	153	137	117	105	92	81
pi	102	105	73	78	75	59	61	62
R	127	126	119	107	101	91	85	79
z	146	131	115	99	89	85	79	73
w	60	44	39	34	32	26	26	27

Cet exercice se révèle légèrement plus favorable au modèle DSGE que l'exercice de prévisions in-sample, en particulier pour l'inflation, le taux d'intérêt nominal, le TUC et le salaire réel. Par ailleurs, il apparaît que les prévisions du modèle DSGE sont d'autant plus compétitives avec celles d'un BVAR(4) que l'horizon s'accroît. Ces résultats doivent toutefois être tempérés par la faible nombre de prévisions considérées et par la petite taille de la période retenue pour l'exercice (2000Q1-2005Q4), marquée initialement par un choc pétrolier important.

Au-delà de la mesure de la performance en prévision, cet exercice permet d'évaluer la stabilité de l'estimation des paramètres du modèle. Cette propriété est cruciale pour un usage récurrent en prévision, dans la mesure où, dans le cadre bayésien, l'adaptation des densités a priori (ou priors) des paramètres peut rendre le travail d'estimation assez long. Notons que nous avons ici utilisé pour chaque réestimation les mêmes priors que ceux utilisés pour l'estimation sur échantillon total. Le tableau suivant présente les valeurs estimées des paramètres du modèle pour chaque sous-échantillon d'estimation, en comparaison avec celles trouvées lors de l'estimation initiale sur échantillon total :

	1991Q2-2005Q4	1991Q2-1999Q4	1991Q2-2000Q4	1991Q2-2001Q4	1991Q2-2002Q4	1991Q2-2003Q4	1991Q2-2004Q4
sigmac	1.8684	1.9481	1.906	1.9269	1.938	1.9388	1.9502
sigmal	3.3349	3.3496	3.3304	3.3425	3.3403	3.3138	3.2866
xiw	0.7614	0.7588	0.7608	0.7624	0.7651	0.7623	0.7633
xip	0.8459	0.8479	0.8503	0.8516	0.8519	0.8465	0.8457
gammaw	0.0728	0.0878	0.0875	0.0829	0.0791	0.0872	0.0878
gammap	0.9176	0.8935	0.8858	0.8881	0.8963	0.9097	0.9172
iphi	8.2592	6.9246	7.3495	7.5306	7.7124	8.0129	8.1313
h	0.7905	0.7047	0.7489	0.7588	0.7637	0.7798	0.786
rho	0.879	0.8757	0.8697	0.8726	0.8754	0.8829	0.8822
rpi	1.6626	1.6601	1.6578	1.6625	1.6662	1.6617	1.6621
ry	0.0498	0.0332	0.0529	0.054	0.0477	0.0518	0.0491
rdeltapi	0.4121	0.3562	0.3853	0.3955	0.3976	0.4025	0.4061
rdeltay	-0.0001	0.0022	0.0006	-0.0006	0.0001	-0.0007	-0.0001
rhog	0.9481	0.9237	0.9334	0.9345	0.9369	0.9382	0.939
rhopi	0.9509	0.9544	0.9643	0.9564	0.951	0.9391	0.9418
zetaa	0.7032	0.7239	0.7323	0.7201	0.714	0.7136	0.706
zetabl	0.4296	0.4828	0.4688	0.4584	0.4555	0.4468	0.4348
zetal	0.2048	0.1598	0.1796	0.1378	0.1432	0.1825	0.1886
<i>écart-types :</i>							
e_taylor	0.0849	0.0935	0.1019	0.0969	0.0933	0.0905	0.0875
e_pi	0.1757	0.1627	0.149	0.1608	0.1659	0.1915	0.1868
e_g	1.8086	2.269	2.3336	2.3361	2.3088	2.2805	2.2989
n_a	0.8912	1.0778	1.0104	1.0027	0.9618	0.912	0.9068
n_l	20.9835	24.3356	23.2459	23.7191	23.0424	22.0025	21.5184
n_b	4.9716	4.386	4.8542	4.9777	4.8981	5.0935	5.1071
n_i	1.6553	1.9637	1.8873	1.8466	1.8043	1.7684	1.6949

A quelques exceptions près, notamment le paramètre *rdeltay* de la règle de Taylor, très peu identifiable, les estimations réalisées paraissent stables. Il est néanmoins vraisemblable que l'utilisation de priors suffisamment informatifs favorise cette stabilité.

III. Comparaison en termes de performances en prévision avec les modèles de Smets & Wouters et de la Banque de Suède

Afin d'évaluer les performances en prévision de leurs modèles, Smets & Wouters (WP n°389 de la BCE, Septembre 2004) et Adolfsson et al. de la Banque de Suède (WP n°188, Sveriges Riksbank, Septembre 2005) ne suivent pas exactement le même processus et n'utilisent pas les mêmes données. Une comparaison entièrement chiffrée n'est donc pas tout à fait possible.

Par ailleurs, ces articles, en dehors des aspects de précision des prévisions, illustrent les avantages et recommandent l'utilisation des modèles DSGE par les Banques Centrales, en complément d'autres outils :

- grâce à la méthode d'estimation bayésienne, ils permettent de projeter l'incertitude liée à l'estimation des paramètres en projection (fournissant des intervalles de confiance par exemple) ;
- la stabilité supposée des paramètres aux politiques économiques justifie une utilisation pour des prévisions conditionnelles ;
- la compréhension de l'état de l'économie par l'identification des chroniques de chocs structurels qui le sous-tendent est d'intérêt pour la conduite de la politique monétaire.

Smets & Wouters

Smets & Wouters calculent des RMSE sur la base de projections *out-of-sample* sur la période 1999Q1-2002Q4, à la fois pour leur modèle DSGE et pour des VAR 1 à 3 et des BVAR 1 à 3. Le tableau suivant présente sous

forme de ratios de RMSE la comparaison entre le modèle DSGE et un BVAR(3), le plus comparable au BVAR(4) que nous avons utilisé, d'après leurs travaux :

RMSE DSGE/ RMSE BVAR(3)

	<i>Y</i>	<i>pi</i>	<i>R</i>	<i>L</i>	<i>w</i>	<i>C</i>	<i>I</i>
<i>horizon 1</i>	81	84	108	85	53	54	94
<i>horizon 2</i>	79	76	118	82	49	46	93
<i>horizon 4</i>	70	64	118	80	36	40	85

Les autres résultats sont donnés en annexe 3.

Il apparaît que les prévisions du modèle DSGE de Smets & Wouters pour la zone euro semblent au moins aussi précises, et souvent plus que celles de tous les modèles athéoriques considérés. Ces résultats sont nettement plus favorables au modèle DSGE que ceux que nous avons obtenus, en particulier pour les prévisions de PIB et de ses composantes. Certains éléments d'explication peuvent être avancés :

- les exercices de prévision out-of-sample ont été effectués sur des périodes très courtes, ce qui confère aux résultats obtenus un caractère purement indicatif ;
- la base de données utilisée par Smets & Wouters (période 1980Q1-2002Q4) et le traitement des séries pour les stationnariser sont différents des nôtres ;
- le modèle de Smets & Wouters utilisé dans le cadre de cet article a subi quelques améliorations par rapport au modèle initial de Smets & Wouters (2003) qui a servi de base à la construction de notre modèle. En particulier, ceux-ci ont introduit une fonction d'utilité des ménages non séparable ;
- enfin, le choix des variables observables peut expliquer une moindre performance de notre modèle : nous avons fait le choix, discutable, de ne pas utiliser l'emploi comme variable observable pour ne pas introduire d'équation ad-hoc dans le modèle, mais plutôt le TUC.

Par ailleurs, Smets & Wouters remarquent que les prévisions du modèle DSGE sont d'autant plus compétitives avec celles d'un VAR ou d'un BVAR que l'horizon s'accroît. Ce résultat, que nous retrouvons aussi dans une certaine mesure, est assez général et illustre l'intérêt d'une modélisation structurelle.

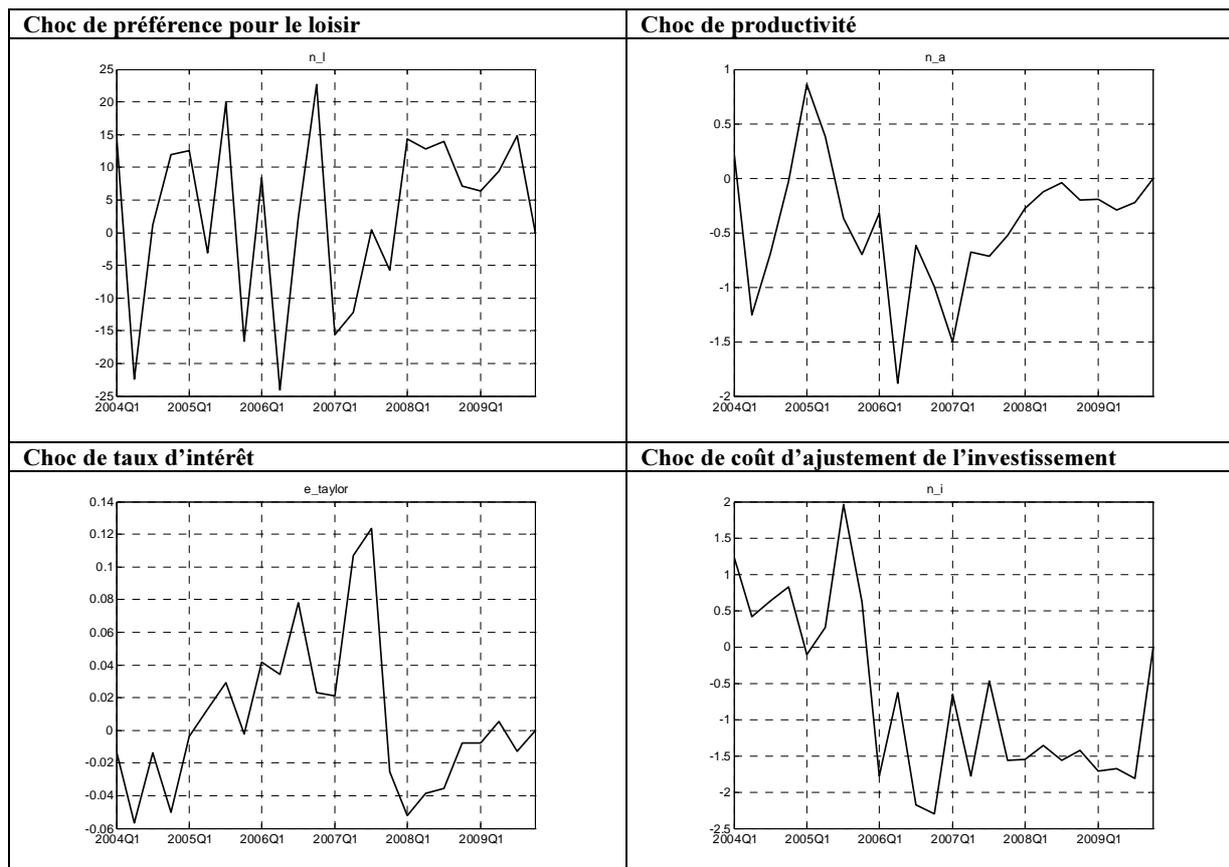
Banque de Suède

Les RMSE en prévision *out-of-sample* du modèle DSGE en économie ouverte d'Adolfsson et al. de la Banque de Suède sont donnés en annexe 4 uniquement pour les variables d'inflation et de taux d'intérêt réel, en comparaison avec d'autres approches et notamment un BVAR(4). L'exercice est conduit sur la période 1999Q1-2005Q4 sur données suédoises.

Alors que les projections de taux d'intérêt réalisées à l'aide du modèle DSGE ne sont pas satisfaisantes, en particulier en comparaison avec un BVAR, les résultats obtenus pour les prévisions d'inflation sont plus encourageants : si pour un horizon compris entre 2 et 6 trimestres, les erreurs de prévision du BVAR sont assez nettement inférieures à celles du DSGE, les résultats plaident légèrement en faveur du DSGE pour des horizons de 7 ou 8 trimestres.

IV. Inversion des projections du BMPE d'automne 2007

Cet exercice vise à identifier les chroniques de chocs structurels du modèle qui permettent d'expliquer les évolutions macroéconomiques récentes ainsi que les prévisions du BMPE d'automne 2007 pour la zone euro. L'horizon de prévision considéré est la période 2007Q4-2009Q4. Les principaux chocs identifiés sont représentés ci-dessous :



NB : les séries fournies en prévision par la BCE ne comprenant pas certaines des séries que nous utilisons comme observables (TUC, salaire réel dans le secteur privé), nous avons utilisés des séries calculées par inversion du modèle Amazone sur l'horizon de projection.

D'après le modèle, le scénario de cette prévision sous-tend une série de chocs de préférence pour le loisir des ménages significativement positifs sur tout l'horizon (graphique 1, qui peut être aussi interprété comme un choc d'offre de travail défavorable), permettant notamment d'expliquer en partie l'évolution soutenue des salaires réels. Néanmoins, ce choc (quoique ayant une variance élevée) reste proche des niveaux observés dans un passé récent.

Par ailleurs, le profil du choc de productivité semble indiquer qu'un déficit d'offre dû à une productivité moins dynamique que précédemment pénalise la croissance depuis 2006. Mais le scénario fait l'hypothèse d'un retour à la quasi-neutralité du choc de productivité sur l'horizon de prévision.

Enfin, le choc négatif de coût d'ajustement de l'investissement depuis 2006Q1 et sur tout l'horizon de prévision signifie que l'investissement devrait s'ajuster plus rapidement aux perspectives de croissance que par le passé. Ceci correspond en particulier à un scénario dans lequel la croissance de l'investissement a un effet d'atténuation du ralentissement du PIB de la zone euro plutôt faible, signe d'une certaine prudence des agents dans un contexte de forte incertitude.

Le choc de taux d'intérêt est présenté pour information, les projections du BMPE étant réalisées à hypothèses de taux d'intérêt données, sans modélisation de la réaction de la Banque Centrale aux fluctuations de l'inflation et de l'écart de production. Le choc négatif en 2008Q1 signale que, dans le modèle, le niveau du taux d'intérêt retenu dans les hypothèses de la BCE pour début 2008 est faible au regard de la poussée inflationniste attendue en 2007Q4.

Notons en conclusion que, même si quelques chocs présentent des profils particuliers pour expliquer ce scénario de prévision, tous restent inférieurs aux bornes de leurs « intervalles de confiance ».

Il faut cependant apporter un certain nombre de réserves à ces commentaires, donnés à titre d'illustration :

- les séries fournies en prévision, en prix chaînés, ne sont pas tout-à-fait cohérentes avec les séries de notre base de données qui a subi de nombreuses révisions depuis l'estimation du modèle ;
- notre modèle n'est pas assez riche pour fournir des éléments d'interprétation plus convaincants ; en particulier, en économie fermée, il ne peut identifier les évolutions dues à des chocs extérieurs à la zone euro.

- le fort pouvoir explicatif des évolutions macroéconomiques attribué par le modèle au choc de préférence pour le loisir, lié à une variance estimée forte de ce choc, s'explique en partie par le fait que nous n'avons pas utilisé de série d'heures travaillées ni d'emploi pour estimer le modèle.

Conclusion : améliorations à envisager

Un certain nombre d'améliorations sont à apporter au modèle ACDM estimé qui a été utilisé pour ce travail, en vue d'en augmenter les performances prédictives et d'enrichir ses possibilités d'utilisation dans le cadre d'un exercice de prévision :

- les spécifications théoriques du modèle doivent être enrichies dans certaines directions, en particulier l'économie ouverte, la modélisation du marché du travail ou encore l'introduction de ménages non ricardiens ;
- il semble nécessaire de conduire une réestimation de ce modèle avec une base de données mise à jour, prolongée jusque fin 2007, et retravaillée (en particulier, il semble plus pertinent de stationnariser les séries d'inflation et de taux d'intérêt par centrage avec ruptures plutôt qu'en leur retirant une tendance) ;
- certaines spécifications permettant d'augmenter la persistance du modèle sont souhaitables, les graphiques de l'annexe 2 laissant penser que ce défaut, en comparaison avec un BVAR, explique une partie des performances moyennes du modèle DSGE ;
- les séries d'heures travaillées pour la zone euro n'étant pas disponibles sur la période d'estimation, il semble tout de même utile d'utiliser une série d'emploi pour estimer le modèle, comme l'ont fait Smets & Wouters.

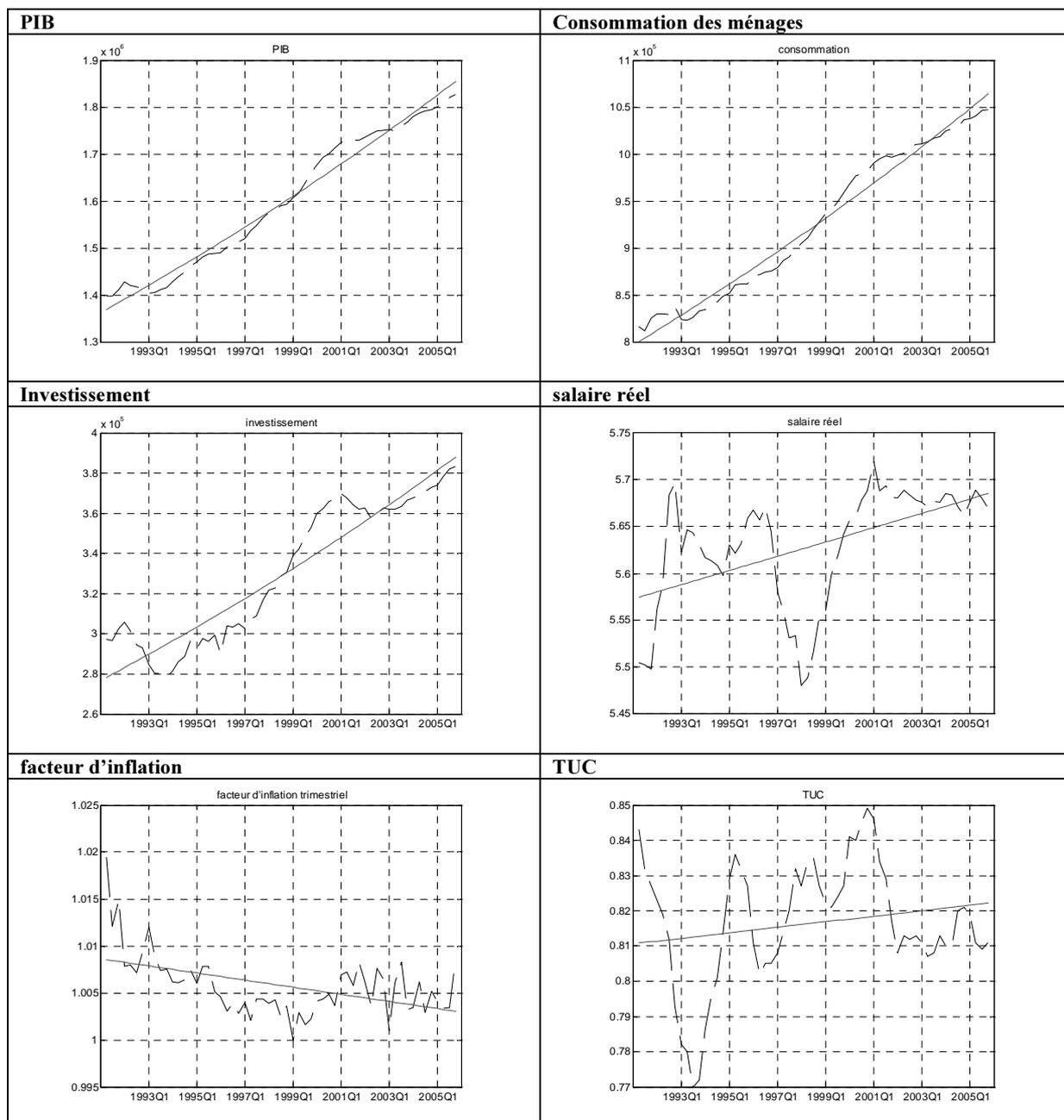
Annexe 1 : Retraitement des données

Les données trimestrielles qui servent à estimer le modèle sont transformées en logarithme et « détrendées ».

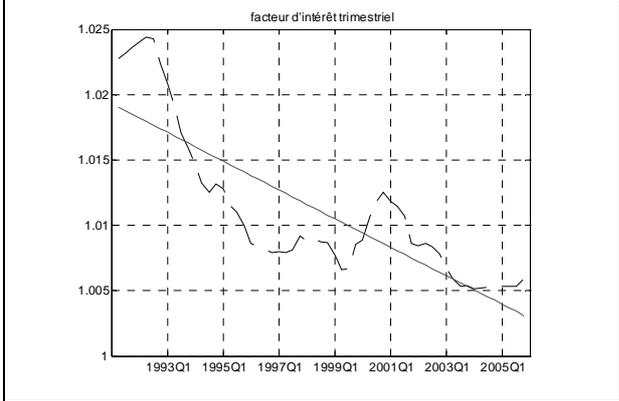
Pour une variable X_t , la variable « détrendée » est calculée comme suit : $\hat{X}_t = \log X_t - (at + b) = \log \frac{X_t}{e^{at+b}}$,

où la tendance $at+b$ est estimée par régression.

Les séries utilisées sont représentées sur les graphiques ci-dessous avec le trend exponentiel qui leur a été retiré :

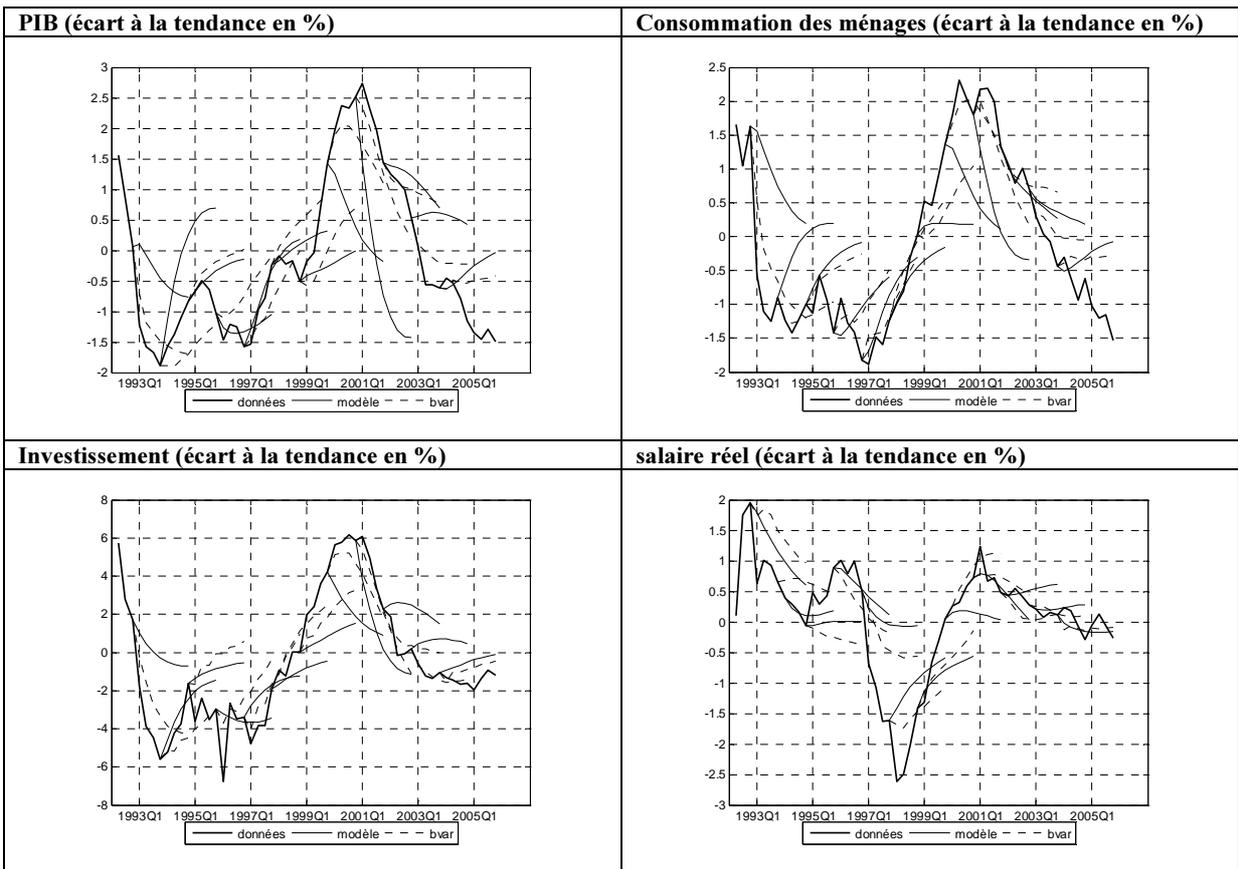


facteur d'intérêt nominal

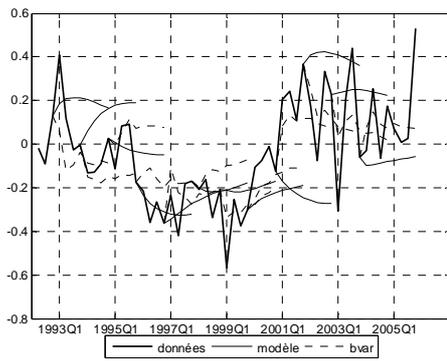


Annexe 2 : Graphiques des prévisions effectuées lors de l'exercice d'évaluation in-sample

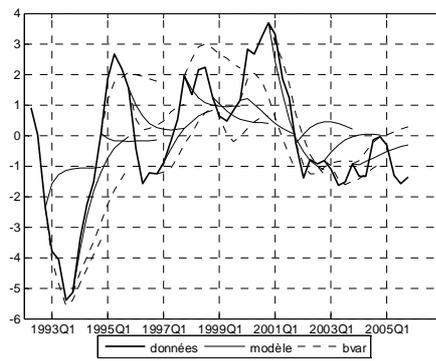
Les graphiques suivants représentent une partie des simulations effectuées avec le modèle ACDM ainsi qu'avec le BVAR(4) lors de l'exercice d'évaluation in-sample, ainsi que les données historiques « détrendées ».



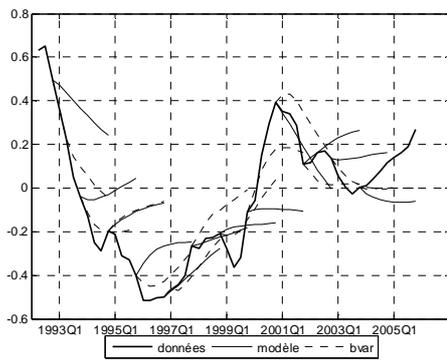
inflation (écart à la tendance en %)



TUC (écart à la tendance en %)



taux d'intérêt nominal (écart à la tendance en %)



Annexe 3 : Performances en prévisions du modèle de Smets & Wouters pour la zone euro

Le tableau suivant, extrait de « Forecasting With A Bayesian Dsge Model: An Application To The Euro Area » (WP n°389 de la BCE, Septembre 2004) de Frank Smets and Raf Wouters, présente les RMSE en prévision du modèle DSGE et des modèles athéoriques utilisés comme benchmarks, pour quelques horizons de prévision et pour les variables observables du modèle.

Table 2:

Comparing out-of-sample forecast : performance for individual variables

RMSE-statistics - for different forecast horizons over the period 1999:1 - 2002:4

DSGE-model	Y	π	R	L	w	C	I
1	0.34	0.27	0.13	0.17	0.25	0.38	1.02
2	0.57	0.29	0.20	0.32	0.39	0.57	1.93
4	1.17	0.29	0.26	0.61	0.58	1.02	4.09
VAR(1)	Y	π	R	L	w	C	I
1	0.40	0.35	0.14	0.27	0.39	0.68	1.12
2	0.74	0.45	0.21	0.52	0.75	1.36	2.23
4	1.73	0.56	0.29	0.98	1.66	2.85	5.17
VAR(2)	Y	π	R	L	w	C	I
1	0.47	0.31	0.12	0.20	0.53	0.72	1.10
2	0.78	0.34	0.17	0.41	0.85	1.21	2.07
4	1.74	0.38	0.26	0.80	1.75	2.44	4.73
VAR(3)	Y	π	R	L	w	C	I
1	0.47	0.34	0.12	0.17	0.55	0.74	1.08
2	0.77	0.41	0.17	0.34	0.86	1.22	1.89
4	1.61	0.48	0.24	0.64	1.57	2.39	4.32
BVAR(1)	Y	π	R	L	w	C	I
1	0.39	0.35	0.14	0.27	0.39	0.67	1.11
2	0.74	0.45	0.21	0.52	0.74	1.34	2.21
4	1.72	0.56	0.29	0.98	1.65	2.80	5.13
BVAR(2)	Y	π	R	L	w	C	I
1	0.41	0.32	0.12	0.21	0.45	0.69	1.10
2	0.71	0.38	0.17	0.43	0.78	1.24	2.09
4	1.69	0.46	0.22	0.84	1.65	2.57	4.88
BVAR(3)	Y	π	R	L	w	C	I
1	0.42	0.32	0.12	0.20	0.47	0.70	1.09
2	0.72	0.38	0.17	0.39	0.79	1.25	2.07
4	1.67	0.45	0.22	0.76	1.59	2.52	4.82

Annexe 4 : Performances en prévisions du modèle de la Banque de Suède

Les graphiques suivants, extraits de « Modern Forecasting Models in Action: Improving Macroeconomic Analyses at Central Banks » (WP 188, Sveriges Riksbank, Septembre 2005) de Malin Adolfson, Michael K. Andersson, Jesper Lindé, Mattias Villani et Anders Vredin, représentent les performances en prévision pour les variables d'inflation et de taux d'intérêt du modèle DSGE de la Banque de Suède, mesurées en termes de RMSE, en comparaison avec d'autres approches, et notamment un BVAR(4) :

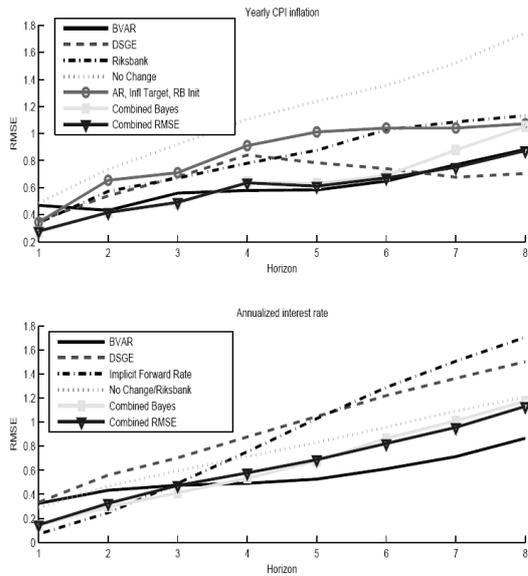


FIGURE 2. Root Mean Squared Error (RMSE) of yearly CPI inflation forecasts (top) and annualized interest rate forecasts (bottom) 1999Q2-2004Q3.