Institut d'Etudes Politiques de Paris

École doctorale de Sciences Po - OFCE

Gouvernance économique

Doctorat d'Économie

Économétrie du Cycle Européen

Analyse du cycle de croissance dans la zone euro à l'aide des modèles à composantes inobservables

Matthieu Lemoine

Thèse dirigée par Jacky Fayolle, Directeur de l'IRES

Soutenue le 5 septembre 2006

REMERCIEMENTS

Je tiens tout d'abord à remercier mon directeur de thèse, Jacky Fayolle, sans qui la thèse n'aurait pas pu voir le jour. Il m'a à la fois fait découvrir un sujet de recherche passionnant à la frontière des statistiques et de l'économie ; pris le temps en toutes circonstances de relire soigneusement mes travaux et de m'orienter ; aidé à clarifier en mots des idées parfois complexes et formalisées.

J'adresse aussi mes remerciements à Guilhem Bentoglio avec qui ces recherches ont commencé au sein d'un Groupe de Travail à l'ENSAE et avec qui j'ai beaucoup aimé travailler sur les articles qui ont suivi. Même s'il s'est ensuite orienté vers d'autres sujets économiques, je le remercie d'avoir continué à s'intéresser, à lire et à discuter des prolongements que je donnais à nos premières recherches.

Je tiens également à remercier Odile Chagny et Florian Pelgrin pour les articles que nous avons réalisés en commun.

Ce travail doit aussi au projet Eurostat, intitulé "Indicateurs statistiques pour l'analyse conjoncturelle de la zone euro", et je remercie Dominique Ladiray et Gian Luigi Mazzi de m'avoir permis d'y participer. Cette expérience a notamment développé ma connaissance de la littérature sur les cycles économiques et m'a fait découvrir de nouvelles méthodologies.

Merci à Pierre Morin et à Georges Bresson d'avoir accepté d'être les rapporteurs de cette thèse.

Je tiens particulièrement à remercier Guillaume Chevillon, Alessandra Iacobucci et Frédéric Reynès pour leurs conseils et leurs relectures. Merci à Eric Heyer et Xavier Timbeau qui m'ont aidé à conjuguer mon projet de thèse et mon activité à l'OFCE. Merci aussi à l'ensemble des personnes de l'OFCE avec qui j'ai pu analyser la conjoncture en situation réelle, pour m'avoir aidé à garder les pieds sur terre pendant la thèse.

Enfin, mes remerciements vont à mes parents qui m'ont aidé tout au long de mes études, sans chercher à en déterminer la direction. Et je tiens surtout à remercier Séverine qui m'a soutenu dans toutes mes recherches et a accompagné l'accouchement de ma thèse jusque dans les derniers mois de sa grossesse.

RESUME

L'objectif de la thèse est d'analyser les propriétés empiriques du cycle économique européen, en termes de périodicité, de synchronisation et de convergence. Une telle analyse nous semble constituer un fondement indispensable pour que les décideurs politiques de la zone euro puissent conduire des politiques économiques adaptées. A cette fin, nous recourons aux modèles à composantes inobservables, des modèles adaptés pour décomposer des séries temporelles en mouvements tendanciels et fluctuations cycliques, et pour identifier leurs éventuels facteurs communs. Ces modèles sont appliqués à des séries de PIB de la zone euro, du Royaume-Uni et, à titre de comparaison, des Etats-Unis, sur une période allant des années 1960 aux années 2000.

Les résultats empiriques de la thèse portent à la fois sur la caractérisation des fluctuations économiques au niveau de la zone euro agrégée et sur la convergence entre les diverses conjonctures nationales. D'abord, nos travaux confirment qu'il existe bien un cycle européen que la Banque Centrale Européenne (BCE) peut chercher à stabiliser. Il est mesuré comme facteur commun aux cycles nationaux et prend des valeurs proches du cycle de la zone euro agrégée. Mais les conjonctures nationales ne se réduisent pas à la conjoncture européenne et forment des groupes de pays, notamment autour de l'Allemagne, de l'Italie et de la France. De telles disparités exigeraient de renforcer la coordination entre les politiques budgétaires.

Ensuite, nous mettons en évidence un cycle court, d'une période égale à trois ans en moyenne, qui pèse particulièrement sur la conjoncture des pays européens et modérément sur celle des Etats-Unis. Ce cycle, peu étudié, est lié aux mouvements de stockage. Il s'ajoute au cycle long dont la période vaut dix ans en moyenne et qui recouvre les fluctuations de l'investissement. Son analyse permet d'affiner le diagnostic conjoncturel et sa détection limiterait le risque de mener des politiques économiques à contretemps.

Puis, pour savoir si la conjoncture du Royaume-Uni, traditionnellement synchronisée avec celle des Etats-Unis, aurait pu se rapprocher sur la période récente de celle de la zone euro, nous développons un nouveau modèle qui permet d'étudier la convergence entre deux cycles, caractérisée par l'évolution de leur synchronisation et de leur corrélation. Il

s'avère alors que le cycle du Royaume-Uni s'est synchronisé avec le cycle de la zone euro au cours des années 1990, mais que la corrélation entre ces deux cycles s'est réduite pendant la même période. En termes de convergence cyclique, l'adhésion du Royaume-Uni à la zone euro semble donc délicate et exigerait à nouveau une coordination renforcée des politiques budgétaires européennes.

Enfin, l'estimation en temps réel du cycle est entourée d'une forte incertitude qui peut être réduite en intégrant au modèle des informations supplémentaires sur les tensions inflationnistes. Au regard du niveau de cette incertitude, plus faible dans la zone euro qu'aux Etats-Unis, la politique monétaire de la BCE apparaît insuffisamment contra-cyclique.

Table des matières

Introduction générale *19*

1. L'UEM à l'épreuve des cycles économiques **21**

1.1. Un système de régulation en difficulté 21

1.2. Des difficultés engendrées par les cycles économiques 22

1.3. Un besoin de méthodes économétriques spécifiques 23

2. Etudes empiriques sur le cycle européen **25**

2.1. Estimation du cycle de croissance : diversité des méthodes 25

2.2. Des cycles européens de plus en plus corrélés ? 27

2.3. Un facteur commun derrière les cycles nationaux 28

3. Développer une économétrie du cycle européen utilisable dans le débat de politique économique **31**

3.1. Le choix de la méthode 32

3.2. L'application à l'Union monétaire européenne 35

3.3. Les principaux résultats de la thèse 36

Chapitre I Unité et pluralité du cycle européen *41*

1. Introduction **43**

2. La décomposition « Tendance plus Cycle » d'une série **46**

2.1. Modélisation de la tendance 46

2.2. Modélisation du cycle 47

2.3. Les extensions du modèle univarié 49

2.4. Le passage à la modélisation multivariée 50

2.5. Procédure d'estimation et diagnostics 53

3. Le cycle européen, comme cycle agrégé, face à l'étalon américain **56**

4. Similarités et différences apparentes des cycles nationaux **63**

4.1. Ressemblance des modèles univariés 63

4.2. L'agrégation des cycles nationaux retrouve le cycle de l'agrégat 65

5. L'approche multivariée : les cycles nationaux similaires sont engendrés par un petit nombre d'impulsions communes **72**

5.1. Une zone monétaire « imparfaitement optimale » 72

5.2. Sous les cycles longs nationaux : une composante commune symétrique et, au moins, deux sources d'asymétrie 75

6. Un lent dépérissement des chocs asymétriques et opposés ? **88**

7. Conclusion **95**

Annexe : Les cycles globaux de la zone euro et des pays membres **99**

Chapitre II La croissance européenne perturbée par un cycle de courte période ... ***106***

1. Introduction **109**

2. Le cycle européen se décompose en un cycle long et un cycle court **111**

2.1. Description des données 111

2.2. Décompositions pour la zone euro et les Etats-Unis 112

2.3. Propriétés statistiques des cycles 116

2.4. Comparaison avec les cycles estimés par des filtres 121

2.5. Les interprétations par les mouvements des stocks et de l'investissement 124

3. Le cycle court européen se retrouve dans la plupart des pays de la zone euro . **127**

4. Pays « latins », pays « germaniques » et spécificité française **132**

4.1. Interprétation des cycles communs 132

4.2. Vers une synchronisation ? 135

5. Conclusion **136**

Annexe : Les cycles courts et longs des pays de la zone euro **137**

Chapitre III Modèle de convergence stochastique entre cycles économiques ***139***

1. Introduction **141**

2. Modèle de convergence cyclique stochastique **144**

2.1. Modèle bivarié de cycles stochastiques avec décalage de phase 144

2.2. Modèle à convergence cyclique stochastique (MCCS) 148

2.3. Méthode d'estimation 150

3. Résultats des simulations **154**

3.1. Méthode de simulation 154

3.2. Résultats des simulations dans le cas de référence 155

3.3. Analyse de sensibilité 158

4. Résultats empiriques **161**

4.1. Description des données 161

4.2. Sur la convergence cyclique du Royaume-Uni et de la zone euro 161

4.3. Comparaison avec le cas français 164

5. Conclusion **167**

Annexe A : Autocovariance des séries d'un modèle MCCS **169**

Forme multivariée simple d'un modèle MCCS 169

Autocovariance de cycles bivariés 170
Matrice d'autocovariance entre les séries 171

Annexe B : Filtre de Kalman étendu itératif (IEKF) 172
Initialisation pour k = 0 173
Itération k+1 173

Chapitre IV Incertitude autour de l'écart de production européen 175

1. Introduction 177

2. Modèle de l'écart de production 181
2.1. Le modèle à composantes inobservables 181
2.2. Procédure d'estimation 182

3. Incertitude autour de l'écart de production 185
3.1. Sources d'incertitude dans un modèle espace-état 185
3.2. Analyse de l'incertitude filtrée autour de l'écart de production 186
3.3. Incertitude filtrée relative autour de l'écart de production 190

4. Résultats empiriques 192
4.1. Description des données 192
4.2. Description des modèles estimés pour la zone euro 192
4.3. Révisions pour l'écart de production dans la zone euro 196
4.4. Incertitude autour de l'écart de production dans la zone euro 198
4.5. Comparaison avec le cas américain 200
4.6. Implications pour la politique monétaire 204

5. Conclusion 206

Annexe : Résultats théoriques sur l'incertitude filtrée 208

Conclusion générale 209

1. Contributions méthodologiques 211
1.1. Un nouveau modèle de convergence cyclique 211
1.2. Évaluations des erreurs d'estimation 212

2. Contributions empiriques 214
2.1. La zone euro admet des cycles de longue et de courte périodes 214
2.2. Caractérisation des facteurs communs aux cycles nationaux 215
2.3. Dynamique de la convergence cyclique 216

3. Implications pour les politiques économiques 219
3.1. Implications pour la politique monétaire 219

3.2. Implications pour les politiques budgétaires 221

4. Recherches ultérieures 224

Chapitre annexe : Introduction aux modèles espace-état et au filtre de Kalman .227

1. Introduction 229

2. Présentation générale des modèles espace-état 230

3. Estimation des variables d'état par le filtre de Kalman 233

3.1. Présentation de l'algorithme 233

3.2. Extension à d'autres modes d'estimation 235

3.3. Interprétations graphiques du filtre de Kalman 235

4. Estimation des paramètres par l'algorithme EM 237

Références bibliographiques 239

Table des illustrations

Chapitre I Unité et pluralité du cycle européen 41

Figure 1 : Pentes tendancielles des PIB américain et européen. 61

Figure 2 : Cycles globaux américain et européen. 62

Figure 3 : Cycle européen et ses composantes « courte » et « longue ». 62

Figure 4 : Pentes tendancielles des PIB nationaux européens. 70

Figure 5 : Cycle européen global. 70

Figure 6 : Cycle long du PIB européen. 71

Figure 7 : Cycle court du PIB européen. 71

Figure 8 : Évolution de la somme des écarts-types des innovations des dix cycles longs nationaux en fonction du nombre de facteurs communs gouvernant ces cycles (modélisation multivariée). 78

Figure 9 : Évolution de la somme des dix coefficients de corrélation entre cycles longs nationaux respectivement issus des modèles univariés et multivariés en fonction du nombre de facteurs communs retenus dans la modélisation multivariée. 78

Figure 10 : Cycle long du PIB européen agrégé et composante commune « européenne » des cycles longs nationaux. 84

Figure 11 : Les trois composantes communes des cycles longs nationaux. 85

Figure 12 : Contributions des trois composantes communes au cycle long agrégé du PIB européen. 87

Figure 13 : Indicateurs de diffusion des chocs simultanés et opposés (en provenance des modèles unvariés). 91

Figure 14 : Indicateurs de volatilité des chocs symétriques et opposés (en provenance des modèles multivariés). 91

Figure A-1: Cycles globaux allemand et européen 100

Figure A-2 : Cycles globaux autrichien et européen 100

Figure A-3 : Cycles globaux belge et européen 101

Figure A-4 : Cycles globaux espagnol et européen 101

Figure A-5 : Cycles globaux finlandais et européen 102

Figure A-6 : Cycles globaux finlandais et européen 102

Figure A-7 : Cycles globaux grec et européen 103

Figure A-8 : Cycles globaux hollandais et européen..... 103

Figure A-9 : Cycles globaux italien et européen 104

Figure A-10 : Cycles globaux portugais et européen 104

Chapitre II La croissance européenne perturbée par un cycle de courte période 106

Figure 1 : Périodogramme du PIB européen 113

Figure 2 : Cycles globaux américain et européen..... 115

Figure 3 : Cycle européen et composantes « courte » et « longue » 115

Figure 4 : Intervalle de confiance au seuil de 5%..... 117

Figure 5 : Modèle à composantes inobservables (UC), filtres Baxter-King (BK) et Hodrick-Prescott (HP) 123

Figure 6 : Interprétations par les mouvements des stocks et de l'investissement 126

Figure 7 : Cycle court du PIB européen 131

Figure 8 : Cycles courts communs du modèle multivarié européen 134

Chapitre III Modèle de convergence stochastique entre cycles économiques 139

Figure 1 : Exemple de cycles et de tv-paramètres simulés avec un modèle MCCS (cas 1) 156

Figure 2 : Résultats empiriques pour le modèle de RU-ZE..... 163

Figure 3 : Résultats empiriques pour les modèles de RU-AL et FR-AL..... 166

Chapitre IV Incertitude autour de l'écart de production européen..... 175

Figure 1 : Estimations bilatérale et unilatérale de l'incertitude filtrée s_ψ..... 189

Figure 2 : Estimations bilatérale et unilatérale de l'incertitude relative r_ψ..... 191

Figure 3: Comparaison des écarts de production pour la zone euro..... 195

Figure 4 : Indice des prix à la consommation dans la zone euro..... 195

Figure 5 : Estimations de l'écart de production de la zone euro (modèle M1) 197

Figure 6 : Estimations de l'écart de production de la zone euro (modèle M2) 197

Figure 7 : Estimations de l'écart de production aux Etats-Unis (modèle M2)..... 203

Chapitre annexe : Introduction aux modèles espace-état et au filtre de Kalman 227

Figure 1 : Trajectoire théorique et trajectoire réelle..... 236

Figure 2 : Projection du vecteur $Z^*_{t,t}$..... 236

Table des tableaux

Chapitre I Unité et pluralité du cycle européen..... 41

Tableau 1. La décomposition tendance-cyle des PIB américain et européen 59

Tableau 2. Décomposition tendance-cycle univariée des PIB nationaux européens. 68

Tableau 3. Contribution des cycles nationaux au cycle européen moyen (60T1-99T4) 69

Tableau 4. Décomposition tendance-cycle des PIB allemand, français et italien 74

Tableau 5. Décomposition tendance-cycle des PIB nationaux issue du modèle multivarié avec restriction à trois facteurs communs pour le cycle long..... 79

Tableau 6. Coordonnées des cycles longs nationaux issus du modèle multivarié sur les trois axes principaux (ou composantes communes) 83

Tableau 7. Corrélation entre chocs symétriques et indicateurs de la politique monétaire allemande..... 94

Chapitre II La croissance européenne perturbée par un cycle de courte période 106

Tableau 1 : Paramètres et statistiques des cycles américain et européen 120

Tableau 2 : Paramètres et statistiques des cycles de l'investissement et des stocks européens 124

Tableau 3 : Caractéristiques des cycles courts nationaux..... 128

Tableau 4 : Corrélations entre les cycles courts nationaux et le cycle court européen agrégé 130

Tableau 5 : Coordonnées des cycles courts nationaux issus du modèle multivarié sur les trois axes principaux (ou cycles communs)..... 134

Chapitre III Modèle de convergence stochastique entre cycles économiques 139

Tableau 1 : Paramètres et RRMSE du modèle MCCS pour différentes tailles d'échantillon 156

Tableau 2 : Estimateurs des paramètres et des RRMSE du modèle MCCS pour 17 jeux de paramètres..... 160

Tableau 3 : Paramètres estimés pour RU-ZE 163

Tableau 4 : Paramètres estimés pour RU-AL et FR-AL 166

Chapitre IV Incertitude autour de l'écart de production européen..... 175

Tableau 1 : Paramètres des modèles (Zone Euro)..... 193

Tableau 2 : Incertitude autour de l'écart de production des modèles (Zone Euro)..... 199

Tableau 3 : Paramètres des modèles M2..... 202

Tableau 4 : Incertitude autour de l'écart de production des modèles M2..... 204

Table des abréviations

ACP…….analyse à composantes principales

ADF…….*augmented Dickey-Fuller*, pour le test de Dickey-Fuller augmenté

ARMA….*auto-regressive moving average*, pour un modèle autorégressif moyenne mobile

BCE…….Banque Centrale Européenne

BK……pour le filtre de Baxter-King

BN……pour la décomposition de Beveridge-Nelson

EM……*expectation-maximization*, pour l'algorithme espérance-maximisation

Fed……*Federal Reserve*, pour la banque centrale des Etats-Unis

HP…….pour le filtre de Hodrick-Prescott

IEKF…….*iterated extended Kalman filter*, filtre de Kalman étendu itératif

IPI…….indice de la production industrielle

MA……*moving average*, pour un modèle moyenne mobile

MCI……...modèle à composantes inobservables

MCCS……modèle de convergence cyclique stochastique

MR…….modèle de Rünstler (2004)

MHK……..modèle de Harvey et Koopman (1997)

RRMSE…..*ratio of root mean squared errors*, rapport entre les écarts-types des erreurs

SME……Système Monétaire Européen

SVAR……..pour un modèle structurel, vectoriel et autorégressif

TV……*time-varying*, pour un paramètre évolutif

UEM……Union Economique et Monétaire

VAR…….pour un modèle vectoriel autorégressif

Introduction générale

1. L'UEM à l'épreuve des cycles économiques

1.1. Un système de régulation en difficulté

Le projet d'Union Économique et Monétaire (UEM) a été conçu par les présidents Kohl et Mitterrand comme une étape majeure de l'intégration politique européenne. Les avantages économiques attendus de ce projet consistaient principalement en la réduction des divers coûts de transaction qu'entraînent l'existence de monnaies différentes et la moindre vulnérabilité des différents pays aux chocs de taux de change réel, engendrés notamment par des bulles spéculatives. La domination de la *Bundesbank* sur les décisions de politique monétaire au sein du Système Monétaire Européen (SME) a conduit à concevoir un projet de monnaie unique qui garantisse l'objectif de stabilité des prix. En conséquence, le traité de Maastricht (1993) a conditionné l'adoption de la monnaie unique par chaque État au respect des critères de convergence nominale concernant le taux de change, le taux d'inflation, le taux d'intérêt de long terme, le déficit public et la dette. Excepté le critère de dette qui a été mis de côté pour permettre l'adoption de la monnaie unique par l'Italie et la Belgique, les critères ont été respectés et l'euro a vu le jour le 1er janvier 1999. Le système de régulation de la zone euro, c'est-à-dire l'ensemble des règles encadrant les politiques économiques européennes, est défini par les différents traités européens. La politique monétaire est menée par la Banque Centrale Européenne (BCE), institution indépendante dont l'objectif principal consiste à garantir la stabilité des prix. Même si la procédure n'a généralement pas été appliquée, le Conseil de l'Union européenne "ECOFIN", qui regroupe les ministres des finances des États membres, devrait formuler, après avis de la BCE, les orientations sur la politique de change envers les monnaies des pays tiers. Les politiques budgétaires nationales sont encadrées par le Pacte de Stabilité et de Croissance, selon lequel le déficit public de chaque État membre ne doit pas dépasser 3 % de son PIB et doit être équilibré à moyen terme.

Depuis la naissance de l'euro, les politiques budgétaire et monétaire de la zone euro ont connu deux difficultés principales causées par les cycles économiques et l'ensemble du système de régulation se trouve en difficulté. D'abord, les politiques budgétaires de la zone euro n'ont pas joué leur rôle contra-cyclique : les déficits publics nationaux n'ont généralement pas été réduits en période de forte croissance (1999-2000) ; ils se sont trop dégradés avec le ralentissement à partir de 2001 (cinq pays ont été soumis à des procédures

de déficit excessif en 2004 et 2005) et le Pacte a empêché les gouvernements nationaux de mener des politiques de relance. Ensuite, contrairement à ce qui était attendu, l'union monétaire n'a pas fait converger les croissances nationales et la politique monétaire n'a donc pas pu être adaptée à la conjoncture de chaque État membre. Les taux de croissance du PIB des pays membres sont même moins proches qu'au début des années 1990, période pendant laquelle l'Europe a connu une crise de change majeure. Ces divergences de croissance engendrent des écarts d'inflation qui rendent asymétriques les effets de la politique monétaire de la BCE : les taux d'intérêt réels sont plus faibles dans les pays à forte inflation et plus forts dans les pays à faible inflation.

1.2. Des difficultés engendrées par les cycles économiques

Avant d'aborder la relation qui existe entre les difficultés rencontrées par le système de régulation de la zone euro et les cycles économiques de cette zone, il convient de définir ce qu'on entend par "cycles économiques" et de préciser cette définition dans le cas d'un groupe de pays comme la zone euro. Au niveau national, selon la définition classique de Burns et Mitchell (1946), "les cycles économiques sont un type de fluctuation propre à l'activité économique agrégée des nations dont la production est réalisée principalement par les entreprises : un cycle se compose d'expansions ayant lieu à peu près au même moment dans de nombreuses activités économiques, suivies par des récessions, des contractions et des reprises d'ensemble qui se fusionnent ensuite à la phase d'expansion du prochain cycle ; cette séquence de changements est récurrente sans être périodique ; la durée des cycles économiques varie entre plus d'un an et dix à douze ans ; ils ne sont pas décomposables en des cycles plus courts de même caractéristiques et de mêmes amplitudes". Les cycles économiques ont ensuite reçu une nouvelle définition, retenue dans cette thèse, en tant qu'écart à des tendances de long terme, plutôt que comme niveau des agrégats économiques, et sont dénommés dans ce contexte *cycles de croissance* (Zarnowitz, 1985). Lorsque la production est retenue comme agrégat économique, la tendance de long terme et le cycle de croissance de la production sont respectivement identifiés au potentiel de production, défini comme "le niveau maximal de production

qu'une économie peut soutenir sans tensions inflationnistes" (De Masi, 1997), et à l'écart de production, défini comme l'écart entre production effective et production potentielle[1].

Pour un groupe de pays comme la zone euro, il existe à la fois un cycle défini au niveau de la zone euro agrégée et douze cycles nationaux. La caractérisation de la dynamique cyclique dans la zone euro ne peut pas se réduire au cycle de la zone agrégée et doit aussi décrire le degré de convergence entre les cycles nationaux. Cette double caractérisation a des conséquences importantes sur les politiques économiques européennes. D'abord, les études empiriques montrent que, comme la *Bundesbank*, la BCE ne se limite pas à stabiliser l'inflation, mais suit en pratique de près la règle de Taylor[2], c'est-à-dire que son taux directeur est déterminé en tenant compte aussi du cycle de la zone euro agrégée (Faust, Rogers et Wright, 2001). Celui-ci devrait également être pris en compte par les politiques budgétaires nationales en cherchant à éviter les externalités des actions isolées : les gouvernements auraient dû se concerter pour réduire leur déficit avant le ralentissement du cycle engagé en 2001 et mener une relance budgétaire concertée par la suite. De plus, les divergences cycliques de la zone euro impliqueraient de renforcer la coordination budgétaire au sein de l'Eurogroupe, l'instance où se réunissent les ministres des finances et le gouverneur de la BCE. Ainsi, l'analyse des cycles économiques devrait être intégrée au système de régulation de la zone euro. Cette nécessité est illustrée par la récente réforme du Pacte de Stabilité et de Croissance (mars 2005), selon laquelle la Commission Européenne doit surveiller le déficit public de chaque pays en tenant compte notamment de sa situation cyclique. Différentes réformes plus approfondies sont proposées dans Fitoussi et Le Cacheux (2005).

1.3. Un besoin de méthodes économétriques spécifiques

Pour intégrer l'analyse du cycle économique au système de régulation de la zone euro, le préalable indispensable consiste à établir une description empirique satisfaisante des cycles de la zone euro. L'analyse empirique des cycles économiques constitue encore un objet de recherche et mobilise une économétrie spécifique. En général, l'économétrie

---

[1] La production tendancielle/potentielle est alors déterminée à l'aide des valeurs d'équilibre des différents facteurs de production.

[2] Taylor (1993) a explicité des règles qui servent de référence aux banques centrales, en déterminant simplement à quel niveau fixer le taux d'intérêt en fonction de l'inflation et du cycle.

applique des méthodes statistiques, fondées sur la théorie de la régression, en vue de vérifier des relations économiques entre des variables observables et d'estimer les paramètres de ces relations. Pour étudier les cycles économiques, il s'agit plutôt d'utiliser des variables observables (par exemple des séries de PIB) pour déterminer des variables inobservables, notamment les cycles de croissance et leur cycle commun. Une première question porte sur l'estimation du cycle de croissance. Il s'agit de décomposer un agrégat économique observé en deux composantes inobservables : une tendance de long terme et un cycle. Depuis l'article de Nelson et Plosser (1982), on considère que la tendance n'est pas une simple droite, mais est stochastique, c'est-à-dire qu'elle subit l'impact de certains chocs permanents. Le cycle est généralement supposé stationnaire, tandis que la tendance peut connaître des inflexions de long terme. L'estimation du cycle est nécessairement plus délicate en fin d'échantillon : il est nécessaire d'avoir un certain recul pour savoir si une accélération de la croissance de l'agrégat est durable ou transitoire.

Une seconde question porte sur la méthode à retenir pour estimer le cycle européen en tant que co-mouvement entre plusieurs cycles de croissance, définis eux-mêmes à partir d'agrégats économiques de plusieurs pays. Le co-mouvement, appelé aussi cycle commun, constitue à nouveau une variable inobservable et sa détermination permet de caractériser le degré de convergence entre les cycles de croissance dont il est issu. Là encore, contrairement à l'économétrie traditionnelle qui s'intéresse aux relations entre des variables observables, l'économétrie des cycles économiques passe donc nécessairement par l'étude de variables inobservables et constitue un champ de recherche autonome. Aux États-Unis, des institutions, telles le *National Bureau of Economic Research* (NBER) et le *Conference Board*, jouent un rôle important en élaborant et en diffusant dans le débat public des méthodes et des indicateurs sur le cycle américain[3]. Au stade actuel, le système d'information sur le cycle de la zone euro est moins développé : des réseaux d'étude et de recherche ont été constitués sur l'analyse cyclique, tels *Euro-Indicators* créé par Eurostat et *Euro Area Business Cycle Network* (EABCN) créé par les banques centrales européennes ; le CEPR a également institué un comité qui détermine les dates de récession et d'expansion pour le cycle économique de la zone euro.

[3] Le rapport mensuel du *Conference Board*, intitulé *Business Cycles Indicators*, constitue la publication de référence pour suivre l'évolution du cycle américain en temps réel.

2. Etudes empiriques sur le cycle européen

2.1. Estimation du cycle de croissance : diversité des méthodes

Avant de décrire les apports de la thèse, il convient de décrire l'état actuel des connaissances empiriques sur le cycle européen. Une première question abordée par la littérature concerne le choix d'une méthode pour estimer le cycle de croissance. Comme l'a montré Canova (1998) dans le cas américain et Chagny et Döpke (2001) dans le cas européen, les nombreuses méthodes disponibles pour estimer le cycle de croissance conduisent à des résultats empiriques distincts et la théorie économique ne permet pas directement de savoir quelle méthode retenir. Le choix de la méthode s'avère pourtant crucial pour définir des politiques économiques adéquates (Cotis, Elmeskov et Mourougane, 2005). Chaque méthode fournit un enseignement particulier sur les propriétés cycliques de la série et doit être choisie en fonction du problème posé.

Les *méthodes structurelles* reposent sur une représentation de la fonction de production, sur une mesure des facteurs de production et sur une analyse du fonctionnement des marchés des facteurs. Elles sont les seules à expliciter la nature des contraintes qui pèsent sur la croissance accessible et à permettre d'évaluer les effets de changements structurels (modification du rythme de progrès technique, du rythme d'accumulation du capital…). L'approche par fonction de production est utilisée pour cette raison par des institutions internationales telles l'OCDE (Giorno *et al.*, 1995, et Richardson *et al.*, 2000) ou la Commission Européenne (Denis, Mc Morrow et Röger, 2002). Mais elle soulève de nombreux problèmes méthodologiques, notamment en ce qui concerne le choix d'une fonction de production appropriée ou la mesure de variables inobservables (tendance de la productivité globale des facteurs). Elles sont moins adaptées à l'identification de la dynamique cyclique et à l'évaluation de l'incertitude associée, ce qui justifie le recours aux méthodes statistiques d'extraction de tendance et de cycle. Les premières méthodes fournissent une estimation de la croissance potentielle, les secondes une évaluation de la croissance tendancielle, qui est assimilée à une croissance potentielle.

Les *méthodes statistiques univariées* séparent une série temporelle, par exemple le PIB, en une composante tendancielle et une composante cyclique. Historiquement, cette approche a d'abord consisté à estimer des tendances déterministes (linéaires, polynomiales

ou coudées) et fournit des cycles particulièrement amples et persistants. Ensuite, des méthodes à base de filtre sont devenus très populaires en raison de leur simplicité d'utilisation et de leur capacité à estimer des tendances stochastiques : d'abord le filtre de Hodrick-Prescott (HP, 1997), puis le filtre passe-bande de Baxter and King (BK, 1999) qui a l'intérêt d'être une approximation optimale du filtre passe-bande idéal. Néanmoins, ces filtres peuvent faire apparaître des cycles artificiels pour certains processus intégrés (Cogley et Nason, 1995, et Murray, 2003). Enfin, une autre méthode consiste à modéliser les composantes permanente (la tendance) et transitoire (le cycle) qui sont ensuite estimées par le maximum de vraisemblance. Elle comprend la décomposition de Beveridge-Nelson et les modèles à composantes inobservables (MCI) décrits par Harvey (1989) et a l'intérêt de permettre des tests d'adéquation du modèle aux données et, dans le cas des MCI, de fournir un intervalle de confiance autour de l'estimation du cycle. Ces méthodes statistiques appliquées au PIB peuvent fournir des indications utiles pour des périodes sur lesquelles on dispose d'un recul suffisant. Mais, comme l'ont montré Orphanides et Van Norden (2002), l'instabilité des estimations de l'écart de production en fin d'échantillon rendent ces méthodes peu utilisables pour des décisions de politique économique.

C'est notamment pour permettre aux méthodes statistiques de mieux prendre en compte ces tensions qu'ont été développées diverses *méthodes statistiques multivariées*. Ces méthodes consistent essentiellement à introduire dans les méthodes statistiques de décomposition tendance cycle une information supplémentaire, de nature économique, avec comme principal objectif de diminuer l'incertitude entourant le cycle, i.e. d'améliorer la capacité de distinguer les chocs d'offre, qui affectent la tendance, des chocs de demande, qui affectent le cycle. Camba-Mendez et Rodriguez-Palenzuela (2003) ont comparé les principaux modèles multivariés (PIB, inflation, taux de chômage) pour la zone euro et pour les Etats-Unis : des modèles vectoriels auto-régressifs structurels (SVAR), des décompositions Beveridge-Nelson multivariées et des modèles à composantes inobservables (MCI) multivariés. Ils ont montré que ces modèles multivariés fournissent des écarts de production ayant un pouvoir prédictif suffisant sur l'inflation (meilleur qu'un modèle naïf de type marche aléatoire) et qu'ils réduisent les révisions observées en fin d'échantillon, relativement aux méthodes univariées étudiées par Orphanides et Van Norden (2002). Enfin, ils recommandent finalement les modèles MCI multivariés, dans la mesure où ils fournissent des écarts de production plus interprétables que les autres méthodes, c'est-à-dire plus corrélés à des indicateurs cycliques standards (en l'occurrence

le taux d'utilisation des capacités de production). D'autres auteurs ont en plus estimé pour la zone euro des modèles multivariés spécifiés avec une approche en fonction de production et parviennent à des résultats analogues (Rünstler, 2002 et Proietti, Musso et Westermann, 2002). Notamment, Rünstler (2002) a étendu l'approche menée sur les révisions par Camba-Mendez et Rodriguez-Palenzuela (2003), en montrant pour la zone euro que les modèles multivariés réduisent également l'incertitude entourant l'écart de production. Dans une approche en fonction de production, les MCI multivariés sont désormais adoptés par des organisations internationales, telles l'OCDE et la Commission Européenne, pour estimer le taux de chômage structurel.

2.2. Des cycles européens de plus en plus corrélés ?

Pour savoir si les différents pays européens ont intérêt à participer à l'UEM, en retenant le critère principal de la théorie des zones monétaires optimales, de nombreux auteurs se sont intéressés au degré de convergence des cycles européens. Une première approche analyse la convergence à partir des coefficients de corrélation calculés sur différents sous-échantillons. En appliquant le filtre HP à des indices de production industrielle (IPI), Artis et Zhang (1997) étudient, avant et après la création du SME, les corrélations entre les cycles des pays membres du SME et le cycle allemand et montrent que : la similarité entre les cycles européens se serait renforcée avec le SME ; en dehors d'un noyau réduit de pays, il serait difficile de distinguer une similarité plus forte entre les cycles européens, relativement à la similarité observée entre les cycles de l'OCDE en général.

Avec des filtres HP appliqués au PIB, à l'IPI, à des indices boursiers et à des indices de prix, ou en considérant les simples taux de croissance de ces variables, Angeloni et Dedola (1999) montrent que la corrélation se serait encore renforcée sur la période 1993-1997. Avec une décomposition SVAR de type Blanchard-Quah, cette convergence ne serait en revanche pas confirmée en termes de corrélation entre les chocs d'offre d'une part et les chocs de demande d'autre part. La Commission Européenne (2005) souligne que la convergence accrue des cycles au sein de la zone euro s'accompagne depuis 1997 d'une divergence des tendances.

En estimant les cycles avec des filtres BK et en calculant des coefficients de corrélation avec la méthode des moments généralisés, Wynne et Koo (2000) complètent

l'analyse de la convergence cyclique en montrant à l'aide de tests que les corrélations entre les 15 cycles de l'Union Européenne (UE) sont significatives, mais plus faibles entre les pays ayant adhéré à l'UE le plus récemment. S'il existe un noyau de cycles plus similaires pour les membres fondateurs, les cycles de l'UE dans son ensemble seraient moins similaires entre eux que ce n'est le cas entre les cycles des douze *Federal Reserve Districts* américains.

A un niveau agrégé, le cycle de la zone euro témoignerait de plusieurs propriétés spécifiques. En utilisant des filtres HP, Belo (2001) établit ainsi que le cycle de la zone euro serait retardé relativement aux cycles du Royaume-Uni et des Etats-Unis. Giannone et Reichlin (2005) montrent en outre que les récessions de la zone euro seraient moins prononcées, mais dureraient plus longtemps que celles des Etats-Unis : le cycle serait moins volatil et les chocs plus persistants[4] dans la zone euro qu'aux Etats-Unis, ces propriétés pouvant être prises en compte par un modèle vectoriel auto-régressif (VAR) du taux de croissance américain et de l'écart entre les PIB des deux zones.

2.3. Un facteur commun derrière les cycles nationaux

Une autre approche, fondée sur des modèles multivariés, consiste à évaluer la convergence de la zone euro à partir de ses cycles communs. Plus la zone serait intégrée, plus les différents cycles nationaux seraient engendrés par un nombre limité de cycles communs. La présence de composantes communes a d'abord été étudiée dans le cadre des modèles VAR. Des tests de caractéristiques communes (*cofeature tests*) proposés par Engle et Kozicki (1993) et Vahid et Engle (1993) ont par exemple été appliqués pour différents régimes de change par Mills et Holmes (1999). Ceux-ci ne trouvent pas de réduction du nombre de cycles communs pendant le SME pour les séries d'IPI des six plus grands pays européens.

Au lieu de réduire la dynamique des cycles nationaux à celle de cycles communs, la recherche récente s'est tournée vers diverses versions des modèles à facteurs qui décomposent les cycles nationaux en un facteur commun et un facteur spécifique. Ces modèles, initialement développés par Stock et Watson (1991), permettent de mesurer la part de variance expliquée par un facteur commun. Forni et Reichlin (2001) appliquent des

---

[4] La persistance est mesurée comme le *ratio* entre la variance de la croissance tendancielle et celle de la croissance du PIB.

modèles à facteurs dynamiques[5] aux données annuelles et régionales de PIB pour l'UE (sur la période 1973-1993) et les États-Unis (sur la période 1969-1993). Ils décomposent en moyenne chaque PIB régional en une composante commune, une composante nationale et une composante spécifique, et parviennent aux résultats suivants : les poids de ces composantes sont assez semblables en Europe et aux États-Unis ; la composante commune domine et la composante nationale a un faible pouvoir explicatif ; les régions fortement marquées par la composante commune sont dispersées et non concentrées dans un noyau de pays.

L'impact d'un facteur commun européen sur les différents taux de croissance nationaux a également été mis en évidence par Artis, Toro et Krolzig (2002) dans un modèle à changement de régime markovien[6] (MS-VAR). Le mouvement de convergence se traduit dans ce modèle par une hausse des corrélations entre la probabilité de chaque pays d'être en récession et la probabilité associée au facteur commun. Ce modèle permet également d'établir une datation des points de retournement du cycle européen.

Koopman et Azevedo (2004) ont reformulé les modèles MCI multivariés avec décalage de phase dans un cadre à facteur commun et ont modélisé le processus de convergence au lieu de procéder à des estimations dans plusieurs sous-échantillons : le processus de convergence, modélisé avec des tendances logistiques, est caractérisé dans ce modèle par l'évolution du décalage de phase et de la corrélation entre chaque cycle national et le cycle commun. Selon ce modèle, estimé pour les six plus grands pays de l'UE entre 1970 et 2001, les cycles européens convergent bien, en terme de corrélation et de décalage de phase.

Ce mouvement de convergence serait spécifiquement européen. En appliquant les modèles à facteurs dynamiques à 21 pays industrialisés et 55 pays en développement entre 1960 et 1999, Kose, Prasad et Terrones (2003) ne parviennent pas à mettre en évidence une convergence accrue des cycles internationaux, qu'aurait pu engendrer la globalisation. De

---

[5] On parle de modèle à facteurs dynamiques, lorsqu'est modélisée la dynamique de l'impact de chaque facteur commun : chaque variable expliquée est à la fois affectée par les facteurs communs et par leurs différents retards. Forni et Reichlin (2001) estiment les facteurs dynamiques avec une analyse à composantes principales dynamiques, qui consiste à analyser la matrice de densité spectrale au lieu de la matrice de variance-covariance utilisée dans le cas statique.

[6] Les modèles MS-VAR, développé par Hamilton (1989), ont été étendus dans un cadre multivarié à facteur commun par Diebold et Rudebush (1999).

même, en appliquant ces modèles aux pays du G7 entre 1960 et 2002, Stock et Watson (2003) concluent que les cycles internationaux ne se sont pas synchronisés, malgré une ouverture commerciale accrue. Une synchronisation des cycles internationaux ne serait en fait discernable qu'en appliquant ces modèles sur une plus longue période allant de 1880 à 2001 (Bordo et Helbling, 2003).

3. Développer une économétrie du cycle européen utilisable dans le débat de politique économique

Les différentes études empiriques du cycle européen présentent l'inconvénient de décrire les cycles et leur degré de convergence avec des méthodes fragmentées : les cycles sont généralement décrits à l'aide de filtres et l'analyse de la convergence à partir des cycles communs est étudiée dans des modèles statistiques de type VAR. Surtout, elles décrivent peu les implications de leurs analyses sur la conduite des politiques économiques. Pourtant, le cycle intervient directement dans la conduite pratique de la politique monétaire à travers les règles de Taylor et dans la politique budgétaire qui s'oriente à partir du solde primaire structurel[7].

L'objet de cette thèse est de développer et d'appliquer dans un cadre unifié (les modèles à composantes inobservables) des méthodes statistiques pour étudier les propriétés du cycle économique européen et d'analyser leurs implications sur les politiques économiques. Les questions abordées portent sur la convergence des cycles nationaux et sur la caractérisation du cycle au niveau agrégé. Les réponses à ces questions conditionnent à la fois la mise en œuvre d'une coordination budgétaire efficace et la conduite d'une politique monétaire centralisée.

La question de la convergence des cycles nationaux concerne l'intensité et l'évolution de la corrélation, d'une part, et de la synchronisation, d'autre part. On s'interroge sur l'identification d'un cycle commun en Europe et sur son poids dans les conjonctures nationales. La caractérisation du cycle au niveau agrégé consiste à estimer à la fois sa valeur, ses différents paramètres et l'incertitude qui l'entoure. Cette incertitude a un impact déterminant sur l'utilisation en temps réel du cycle par les décideurs politiques. Il s'agit enfin d'étudier en quoi cette caractérisation diffère de celle du cycle américain et en quoi elle est influencée par la prise en compte de variables économiques supplémentaires, comme par exemple l'inflation.

L'identification du mouvement cyclique de l'activité européenne – l'Europe étant ici comprise comme la zone euro – soulève deux types de problèmes. Le premier n'est pas propre à l'application européenne et concerne le choix de la méthode. Le second concerne

[7] Solde hors charge d'intérêt de la dette et corrigé des dépenses ou des recettes cycliques.

spécifiquement cette application. Si la zone euro pouvait être considérée comme une zone monétaire optimale[8], son mouvement cyclique serait parfaitement commun aux différents pays qui la constituent, c'est-à-dire engendré par des chocs qui les affectent simultanément et identiquement. La nature de la démarche retenue sur ce double plan de la méthode et de l'application est d'abord introduite avant d'en exposer les principaux résultats.

3.1. Le choix de la méthode

Plusieurs méthodes statistiques et économétriques sont en concurrence pour identifier les cycles européens et caractériser leur degré de convergence. La thèse recourt aux modèles à composantes inobservables (MCI)[9], dérivés du modèle initial de Harvey (1985). Ces modèles ont été étendus dans un cadre multivarié par Harvey et Koopman (1997). Rünstler (2004) a permis d'y incorporer des décalages de phase. Nous proposons une extension de ces modèles dans le Chapitre III pour analyser la dynamique de la convergence cyclique. Ces modèles MCI sont présentés formellement dans les chapitres I et III. Ils sont généralement reformulés dans un cadre espace-état et estimés à l'aide du filtre de Kalman (pour plus de détails sur les modèles espace-état et leur estimation, voir le chapitre annexe).

Les modèles MCI restent d'ordre statistique et ne reposent pas sur une représentation structurelle de l'économie, comme pour l'approche en fonction de production. Ils ont l'avantage sur des méthodes plus descriptives, par exemple les filtres de Hodrick-Prescott ou de Baxter-King, de fournir des intervalles de confiance autour des cycles estimés et de permettre des tests. Comme indiqué plus haut, les MCI présentent également l'avantage relativement à d'autres modèles statistiques, comme les modèle VAR ou BN, de fournir des cycles corrélés positivement avec des indicateurs directs du cycle tels le taux d'utilisation des capacités de production. Ils se prêtent à une lecture interprétative d'ordre économique, à condition que l'on accepte, dans la foulée d'une tradition bien établie, une distinction assez stricte entre la tendance de long terme et les cycles de croissance, qui s'enroulent autour de cette tendance. Cette distinction ne doit pas être comprise comme

---

[8] Une zone monétaire optimale correspond à un ensemble de pays dont les caractéristiques structurelles et institutionnelles sont suffisamment proches pour qu'ils soient peu sensibles à des chocs de nature asymétrique ou opposée. L'article fondateur est celui de Mundell (1961). De Grauwe (1999) propose une revue critique de la littérature appliquée à l'expérience européenne.

[9] Les MCI peuvent également être nommés modèles structurels de séries temporelles (Harvey, 1989).

une indépendance absolue et définitive des manifestations tendancielle et cyclique de la dynamique économique ; elle signifie plus modestement que, sur la période considérée, cette dynamique se caractérise par une stabilité structurelle suffisante pour que les fluctuations conjoncturelles témoignent de la formation de déséquilibres et de tensions, qui éloignent l'activité d'une situation jugée normale (la "tendance"), mais aussi de forces de correction et de rappel, qui l'y ramènent : les fluctuations peuvent être *persistantes* – l'expansion ou la récession durent assez longtemps car l'inertie d'un mouvement conjoncturel, une fois engagé, est prononcée – mais restent *stationnaires* : il y aura, un jour ou l'autre, retour à la « normale ». C'est cette combinaison de persistance et de stationnarité qui, quoique délicate à mettre en évidence sur le plan économétrique, définit statistiquement le cycle.

Dans ce cadre, la tendance d'un côté, les cycles de l'autre, sont des composantes stochastiques impulsées par des chroniques de chocs indépendantes entre elles. La tendance peut être représentée selon une gamme assez diversifiée de formulations, en fonction des préjugés sur son degré de lissage et de leur corroboration par les tests pratiqués. Dans le cas général, la tendance est intégrée d'ordre deux[10] et la méthode est suffisamment souple pour permettre la prise en compte de ruptures plus ou moins progressives dans l'orientation fondamentale de la tendance. La tendance déterministe, simple fonction du temps, est un cas limite du modèle général.

La formulation des cycles formalise le schéma impulsion-propagation proposé il y a bien longtemps par Frisch (1933): la (ou les) composante(s) cyclique(s) extraite(s) d'une série sont le produit de l'application d'une chronique temporelle d'impulsions aléatoires (appelées innovations par les statisticiens et chocs par les économistes), dotées d'une certaine variance, à un mécanisme de propagation cyclique, caractérisés par une périodicité et un facteur d'amortissement « virtuels ». En conséquence, cette composante cyclique, quoique fondamentalement scandée par la récurrence des phases d'expansion et de récession, peut avoir une allure bien plus complexe qu'un cycle théorique parfaitement

[10] Alors que les tests de Dickey-Fuller augmentés (ADF) conduisent généralement à conclure que les séries de PIB sont intégrées d'ordre 1, les tests conduisent le plus souvent dans les modèles MCI à des tendances intégrées d'ordre 2. Harvey et Jaeger (1993) montrent sur des données simulées avec un modèle MCI que la conclusion des tests ADF peut être erronée lorsque : d'une part, la taille de l'échantillon est trop limitée ; d'autre part, le taux de croissance du PIB admet une représentation ARMA dont le bloc MA est proche de celui d'un processus non inversible.

régulier. Elle peut comporter des variations apparentes de la durée, de l'amplitude et du profil des cycles successifs : cette allure est fonction de la réalisation historique particulière enregistrée par la chronique des impulsions.

Lorsque le modèle estimé est multivarié (par exemple les PIB de plusieurs pays), il permet d'explorer l'existence de facteurs communs gouvernant les composantes stochastiques de chaque variable expliquée, qu'il s'agisse des tendances ou des cycles. Les tendances peuvent être cointégrées, c'est-à-dire relever de facteurs communs, en nombre plus réduit que le nombre initial de tendances : cela ne signifie pas que ces tendances seront identiques, mais qu'elles sont reliées par des relations linéaires, pouvant traduire par exemple l'existence d'un rattrapage de longue période entre pays.

Dans le cas du cycle, il est crucial de distinguer, au sein d'un modèle multivarié, entre cycle *similaire* et cycle *commun* : plusieurs séries présentent un cycle similaire lorsque la composante cyclique qui anime le mouvement de chacune d'elles est fondée sur un même mécanisme de propagation (mêmes période et facteur d'amortissement « virtuels »), mais est engendrée par une chronique spécifique d'impulsions, si bien que les composantes cycliques peuvent être sensiblement différentes et, en particulier, franchement désynchronisées. Dans le modèle étendu de Rünstler (2004), le degré de synchronisation entre deux cycles est explicitement modélisé par un paramètre de décalage de phase.

Lorsqu'on s'intéresse aux cycles comparés de plusieurs pays, passer d'un cycle similaire à un cycle commun, c'est passer de chocs asymétriques à des chocs symétriques (quoique d'intensité éventuellement différenciée, comme un choc pétrolier frappant en même temps plusieurs pays, tous mais inégalement dépendants en importations pétrolières)[11]. Dans un groupe de pays, chaque cycle national peut résulter d'une combinaison de plusieurs cycles communs. Plus le premier cycle commun explique une part importante des dynamiques nationales, plus le groupe est considéré comme intégré ; plus les décalages de phase sont réduits, plus le groupe est synchronisé. Pour qu'il y ait convergence cyclique, un groupe de cycles doit à la fois être intégré et synchronisé.

---

[11] Parler de chocs symétriques sous-entend cependant que le cycle commun affecte avec le même signe les différents pays. Si les impulsions communes étaient parfaitement mais négativement corrélées entre deux pays, le cycle commun ne les affecterait pas avec le même signe : il faudrait alors parler de chocs opposés.

Cette approche permet de décrire le degré de convergence cyclique d'un groupe de pays pour une période donnée dans ses deux dimensions (intégration et synchronisation), mais passe sous silence la dynamique de la convergence cyclique. La notion de convergence cyclique devrait se traduire par une élévation progressive du poids du principal cycle commun dans les dynamiques des différents cycles nationaux et une réduction progressive des décalages de phase entre les cycle. Une telle extension du modèle est proposée pour le cas bivarié dans le Chapitre III de la thèse.

3.2. L'application à l'Union monétaire européenne

La richesse analytique des modèles MCI, déjà appliqués dans un cadre univarié à l'ensemble des pays de l'OCDE (Fayolle et Mathis, 1993 et 1994), rend leur application à l'étude des cycles européens particulièrement motivante : révèle-t-elle, ou non, la réalité ou l'émergence, entre pays de la zone euro, d'un espace conjoncturel véritablement unifié ? Le processus de convergence est-il différencié pour des pays extérieurs à la zone euro, comme par exemple le Royaume-Uni ? La thèse adopte une approche historique des cycles de croissance du PIB pour la zone euro, le Royaume-Uni et les Etats-Unis (pour comparaison) sur les trente ou quarante dernières années (selon les chapitres) : les propriétés des cycles européens sont étudiées sur le passé en considérant que cela peut donner des indications sur l'avenir.

Mais cette application soulève des difficultés spécifiques et il convient de garder en mémoire les limites inhérentes à notre approche. Le besoin de séries longues, pour appliquer la méthode retenue, oblige à l'évaluation, sur les décennies écoulées, d'un PIB trimestriel européen qui est une reconstruction statistique fragile, mais qui relève aussi d'un pari sur la consistance minimale de l'espace conjoncturel européen. S'il n'y avait eu durant ces décennies passées, au sein de l'ensemble des pays européens, que des dynamiques conjoncturelles disparates voire contradictoires, affectées par des chocs systématiquement asymétriques, on pourrait douter de la possibilité de mettre en évidence certaines régularités cycliques de la croissance européenne. De fait, il apparaît moins aisé de résumer les caractéristiques des fluctuations européennes que celles des cycles affectant les Etats-Unis. L'hétérogénéité de l'espace européen complique la caractérisation de ses propriétés cycliques, comparativement aux Etats-Unis qui forment une zone monétaire unifiée depuis bien plus longtemps et dont le comportement cyclique a tôt fait l'objet de

l'attention des analystes comme des responsables de la politique économique. La thèse se propose d'identifier les cycles de la « zone euro » sur les trois ou quatre dernières décennies (selon les chapitres), alors que cette zone n'est véritablement constituée comme telle qu'à la toute fin de la dernière décennie ! Pour un pays candidat à entrer dans la zone, tel le Royaume-Uni, il se pose même un problème d'endogénéité (Frankel et Rose, 1998) : l'adoption de la monnaie commune pourrait renforcer les échanges commerciaux et renforcer ainsi la corrélation entre les cycles du nouveau et des anciens membres de la zone. L'analyse historique de la convergence de leur cycle ne peut donc que fournir des indications sur les risques encourus en cas d'adoption de la monnaie unique par un pays candidat.

3.3. Les principaux résultats de la thèse

A présent, les principaux résultats de la thèse sont détaillés pour chaque chapitre pris individuellement. Le Chapitre I constitue un chapitre d'ouverture, dans la mesure où il explore globalement les différents aspects de la dynamique cyclique de la zone euro, chacun d'entre eux étant ensuite approfondi dans les chapitres suivants. Les modèles à composantes inobservables sont mobilisés pour décomposer les PIB de la zone euro et de ses pays membres entre tendances de long terme et cycles conjoncturels. L'analyse porte sur des données trimestrielles couvrant l'ensemble des quatre décennies 1960 à 1990. L'attention est portée prioritairement sur la caractérisation des mouvements cycliques. Trois approches sont confrontées. Elles identifient respectivement les cycles européens à partir du PIB agrégé de la zone euro (comparativement aux cycles américains dans le cadre d'un modèle bivarié avec les Etats-Unis) ; à partir de l'agrégation des cycles nationaux extraits des modèles univariés propres à chaque pays de la zone ; enfin, à partir d'un modèle multivarié, qui regroupe l'ensemble des pays de la zone euro (moins le Luxembourg et l'Irlande) et qui permet d'assimiler le cycle agrégé de celle-ci à un cycle commun aux différents pays membres, engendré par des chocs de nature symétrique. La convergence entre les résultats de ces trois approches est satisfaisante et débouche ainsi sur une vision assez robuste du mouvement cyclique global de la zone euro. Le mouvement cyclique de cette zone apparaît cependant pluriel à un double titre : il mêle pour moitié environ des oscillations courtes, d'une période moyenne de trois ans, et, pour l'autre moitié, des fluctuations plus lentes, d'une période de l'ordre de dix ans ; les cycles nationaux des pays membres sont partiellement unifiés, mais ne sont pas réductibles à la

composante commune qui transparaît dans le cycle agrégé du PIB européen. Cette composante commune et symétrique ne contribue que pour un tiers environ à l'ensemble des dynamiques cycliques nationales. Celles-ci restent marquées par l'impact de chocs asymétriques, qui sont à l'origine, d'une part, de la distinction entre un groupe « germanique » et un groupe « latin » et, d'autre part, d'une seconde distinction entre la France et le reste du groupe « latin ». Ces oppositions, souvent liées aux tensions de nature monétaire et financière entre pays européens, semblent progressivement s'atténuer, en dépit de résurgences prononcées, à la suite notamment de la réunification allemande.

Le Chapitre II approfondit l'analyse des cycles courts de la zone euro. D'une part, la conjoncture heurtée des années quatre-vingt dix peut être comprise en tenant compte de l'existence d'un cycle de courte période en Europe qui s'ajoute avec un poids particulièrement important ces dernières années au cycle d'ordre décennal le plus souvent considéré dans la littérature. Le cycle court serait lié au comportement de stockage et le cycle long correspondrait aux rythmes fondamentaux de l'investissement. La significativité statistique de ce cycle stochastique est testée en calculant des intervalles de confiance ; d'autres tests permettent également de vérifier qu'il se distingue bien d'un bruit blanc ou d'un cycle purement déterministe. D'autre part, à un niveau désagrégé, un cycle de courte période se retrouve dans la plupart des pays de la zone euro. Ces cycles courts nationaux présentent des profils analogues à celui de la zone agrégée. Cependant, les fluctuations cycliques de court terme ne peuvent se réduire à une unique composante européenne : des groupes de pays apparaissent, conduits par l'Allemagne, la France et l'Italie, dont la synchronisation varie au cours du temps.

Dans le Chapitre III, est étudiée la question de la convergence du cycle du Royaume-Uni vers celui de la zone euro. Il s'agit en effet d'un critère central qui conditionne l'adoption de la monnaie unique par ce pays. A cette fin, un nouveau modèle, que nous appelons Modèle de convergence cyclique stochastique (MCCS), est créé pour mesurer la dynamique de la convergence entre deux cycles. Il incorpore des paramètres évolutifs (*time-varying parameters*) dans un modèle à composantes inobservables bivarié. La convergence entre les deux cycles est caractérisée par deux paramètres évolutifs, le décalage de phase et la corrélation ajustée du décalage de phase, qui caractérisent respectivement la synchronisation entre les cycles et la symétrie des chocs qui les impulsent. Le modèle étant non-linéaire, une procédure itérative, fondée sur le filtre de

Kalman, est utilisée pour son estimation et cette procédure est évaluée sur des séries simulées. Les modèles MCCS sont appliqués aux cycles du Royaume-Uni, de la France, de l'Allemagne et de la zone euro sur la période 1960-2003. Il en ressort deux résultats principaux : d'une part, le cycle du Royaume-Uni se synchronise progressivement avec celui de la zone euro, le décalage de phase passant de environ 5 trimestres en 1990 à 2 trimestres en 2003. D'autre part, lorsqu'on corrige les cycles de ces décalages de phase, la corrélation entre les cycles du Royaume-Uni et de la zone euro baisse progressivement de environ 90 % en 1990 à 60 % en 2003. De plus, le cycle français converge plus fortement vers le cycle allemand que cela n'est le cas pour le cycle du Royaume-Uni.

Dans leur discussion des enjeux économiques associés au cycle européen, les trois premiers chapitres identifient parfois la tendance et le cycle aux indicateurs fondamentaux de la politique économique, la production potentielle et l'écart de production, et laissent de côté le problème de la forte incertitude entourant le cycle en fin d'échantillon. Le Chapitre IV se penche sur ces deux questions : l'identification de l'écart de production de la zone euro et l'étude de l'incertitude entourant cet écart. Ces deux questions intéressent particulièrement les décideurs politiques qui doivent connaître en temps réel la valeur de l'écart de production. La production potentielle est identifiée à la tendance d'un modèle multivarié comprenant une décomposition tendance-cycle et une équation d'inflation. Cette équation fait intervenir l'écart de production comme indicateur des tensions inflationnistes. Empiriquement, son ajout modifie sensiblement le diagnostic conjoncturel pour la zone euro par rapport à un simple modèle univarié. Concernant l'incertitude, il est notamment montré qu'elle est complètement déterminée par les paramètres structurels du modèle : elle diminue notamment avec le poids de l'écart de production dans l'équation d'inflation et augmente avec l'amplitude de cet écart. La première dépendance confirme un résultat qui avait déjà été observé empiriquement : l'estimation de l'écart de production est plus précise en temps réel, lorsqu'on prend en compte certaines variables économiques supplémentaires (inflation, chômage, taux d'utilisation des capacités de production). La seconde dépendance expliquerait en partie que l'incertitude soit plus faible pour la zone euro que pour les États-Unis, l'amplitude de l'écart de production étant plus faible dans la zone euro.

Nous détaillons enfin dans un chapitre annexe les principaux concepts et problèmes liés aux modèles espace-état. Nous présentons d'abord ces modèles dans leur généralité.

Ensuite, nous explicitons les algorithmes utilisés afin de procéder à l'estimation, c'est-à-dire fondamentalement le filtre de Kalman.

Ces différents résultats conduisent d'emblée à quelques remarques sur le système de régulation de la zone euro. D'abord, en considérant le cycle de la zone euro à un niveau agrégé, la démarche de la BCE apparaît appropriée : le cycle de la zone euro agrégée serait en effet très proche du cycle commun aux différents cycles nationaux (Chapitre I). Mais, en comparaison à la Fed, sa réaction au cycle serait cependant trop rapide et, en même temps, pas assez vigoureuse. Comme l'illustre la politique de Greenspan au cours des années 1990, pour qu'une banque centrale puisse être contra-cyclique, il faut qu'elle laisse le cycle se développer sans l'étouffer dans l'oeuf. En refusant toute prise de risque inflationniste, la BCE prend celui d'interrompre la phase expansive du cycle et la zone euro connaît de façon récurrente des reprises avortées, qui se traduisent par des cycles courts pesant fortement sur la conjoncture européenne (Chapitre II). Enfin, l'incertitude du cycle de la zone euro étant plus faible que celle du cycle américain (Chapitre IV), la politique de la BCE devrait être aussi contra-cyclique que celle de la Fed.

En ce qui concerne les politiques budgétaires nationales, les conjonctures des Etats membres ne se réduisent pas à la conjoncture européenne, mais forment des groupes de pays (Chapitres I et II), ce qui exigerait de mettre en place une coordination appropriée, qui reste actuellement absente des règles définies dans le Pacte de Stabilité et de Croissance, malgré sa réforme de mars 2005. La convergence imparfaite entre les cycles du Royaume-Uni et de la zone euro (Chapitre III) renforcerait encore ce problème de coordination en cas d'adoption de l'euro par le Royaume-Uni.

Chapitre I
Unité et pluralité du cycle européen

1. Introduction

L'analyse des tendances et des cycles de l'économie européenne n'est pas une simple question technique pour experts curieux, mais relève du besoin d'aide à une coopération instruite des institutions responsables de la politique économique. Elle participe à l'objectivation consensuelle de la situation et des tensions conjoncturelles, nécessaire à l'exercice averti de cette politique. Elle s'attache à un effort de caractérisation de la conjoncture européenne plus approfondi et synthétique que le seul examen d'une vaste gamme d'indicateurs, aussi pertinents soient-ils. Dans les modèles qui entendent représenter la détermination des règles de politique économique, le recours à la décomposition tendance / cycle de l'activité intervient à deux titres, au moins :

- le PIB tendanciel (ou potentiel) figure dans les fonctions d'objectifs des autorités politiques et/ou monétaires, dont l'optimisation gouverne leurs règles respectives de comportement. Si les autorités sont sensibles aux écarts entre le PIB effectif et son niveau tendanciel, ces règles ne sont pas indépendantes de la mesure de ce PIB de référence.
- même si l'écart au PIB tendanciel ou potentiel ne figure pas dans la fonction d'objectif, il constitue un indicateur des tensions inflationnistes. Il intervient à ce titre dans le modèle de représentation de l'économie qui contraint l'optimisation de la fonction d'objectif.

A l'aide de modèles à composantes inobservables (de Harvey, 1989, et Harvey et Koopman, 1997) appliqués aux PIB de la zone euro, les cycles européens sont identifiés dans ce chapitre[1] selon trois approches distinctes :

- une première approche s'efforce de caractériser les cycles européens « vus d'en haut », c'est-à-dire au sein d'un modèle bivarié qui explique la dynamique conjointe du PIB américain et du PIB européen agrégé. Parce que la dynamique de ce dernier ne va pas sans une certaine instabilité, elle est plus aisée à caractériser dans le cadre d'un modèle qui utilise la régularité cyclique américaine comme « étalon » pour identifier le comportement européen.

[1] Ce chapitre est tiré de Bentoglio, Fayolle et Lemoine (2001).

– une deuxième approche consiste à agréger les cycles nationaux des pays de la zone euro, estimés dans le cadre de modèles univariés nationaux, pour retrouver les cycles agrégés de cette zone euro, « vus d'en bas » en quelque sorte. Cette approche procure des résultats remarquablement convergents avec la première, ce qui conforte l'idée d'une régularité suffisante du comportement cyclique européen pour que les traits stylisés puissent en être établis. Elle confirme également une caractéristique marquante de ce comportement, déjà repérée par la première approche, mais qui ne l'est pas aussi nettement sur son homologue américain : le cycle global européen fait interférer une composante cyclique « courte », correspondant à une période de l'ordre de trois ans et associée aux variations de stocks, et une composante cyclique « longue », d'ordre décennal et associée au rythme des fluctuations de l'investissement. Cette dualité du cycle européen complique sa lisibilité pour les responsables de la politique économique, mais elle mérite d'autant plus d'être prise en compte.

– une troisième approche cherche à identifier dans quelle mesure les cycles européens peuvent être compris comme cycles *communs* aux différents pays européens, au sein d'un modèle multivarié comprenant l'ensemble des PIB nationaux de la zone euro. Si la zone euro était une zone monétaire optimale, on n'aurait, pour une fréquence cyclique donnée, qu'un seul cycle commun, ce qui témoignerait de la parfaite symétrie des chocs engendrant les fluctuations nationales et européenne. Le résultat obtenu n'est pas aussi radical et montre que, sur la période historique retenue, il est possible de réduire à un petit nombre de facteurs communs, mais pas à un seul, les chroniques nationales d'impulsion qui sont à la source des mouvements cycliques « longs » (c'est-à-dire d'ordre décennal) qui rythment fondamentalement la conjoncture européenne. L'interprétation prudente de ces facteurs communs suggère que persistent, jusqu'à la fin des années 1990, des césures géographiques au sein de la zone euro, qui expliquent une certaine pluralité du comportement cyclique. La nature de ces césures donne cependant à penser qu'elles pourraient s'atténuer avec la maturation de la zone euro, dont la régulation cyclique deviendrait alors plus homogène.

Tout autant que la qualité statistique, souvent imparfaite, de chaque modèle estimé, considérée isolément, c'est la convergence entre ces trois approches qui est recherchée

comme preuve d'une certaine robustesse de l'identification des cycles européens et de leurs caractéristiques.

Les spécifications des modèles utilisés et leur méthode d'estimation sont d'abord présentées afin de permettre la compréhension des résultats. Puis les résultats des trois approches sont successivement commentés et rapprochés, avant de déboucher sur une tentative de synthèse concernant la mesure de la symétrie des impulsions gouvernant les cycles européens.

Les données utilisées proviennent de la base de données trimestrielles BSDB de l'OCDE (*Business Sector Data Base*, livraison de juin 2000), qui fournit des séries allant du premier trimestre 1960 au quatrième trimestre 1999, soit exactement quatre décennies complètes, période sur laquelle sera systématiquement effectué l'ensemble des estimations. Quelques séries affectées de données manquantes ont été complétées en recourant aux sources nationales ou à d'autres bases de l'OCDE. Certaines particularités des données utilisées ou de leur traitement seront indiquées au cours du texte, lorsque nécessaire. Le logiciel STAMP (comme *Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor)*, spécialement construit pour estimer les modèles à composantes inobservables mobilisés (Koopman, Harvey, Doornik et Shephard, 2000), a été utilisé pour réaliser les estimations.

2. La décomposition « Tendance plus Cycle » d'une série

Dans les modèles à composantes inobservables de Harvey (1989), une série y_t est décomposée de manière additive[2] en une tendance μ_t, un cycle ψ_t et une composante irrégulière ε_t. Chacune de ces composantes est stochastique et elles sont mutuellement non corrélées entres elles. Les deux composantes cyclique et irrégulière respectent la propriété statistique de stationnarité[3]. La stationnarité traduit le jeu de forces de rappel : une variable stationnaire ne peut dériver indéfiniment en s'éloignant de son espérance mathématique, qui est invariante. La composante irrégulière ε_t est un bruit blanc[4].

$$\boldsymbol{y_t} = \mu_t + \psi_t + \varepsilon_t, \qquad \boldsymbol{t} = 1,...,\boldsymbol{T} \tag{1}$$

2.1. Modélisation de la tendance

La tendance μ_t est modélisée sous la forme :

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \tag{2}$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t \tag{3}$$

où η_t et ζ_t sont deux bruits blancs indépendants, respectivement de variance σ^2_η et σ^2_ζ. Le bruit η_t permet au niveau de la tendance de fluctuer, tandis que ζ_t en fait varier la pente β_t. Ce modèle général est dénommé "Tendance localement linéaire" (*Local linear trend)*.

La tendance est dite intégrée d'ordre deux, car elle a besoin d'être différenciée deux fois pour être réduite à un processus stationnaire. C'est le cas général, mais l'intérêt de cette représentation est de faire apparaître une série de cas particuliers intéressants :

---

[2] Le modèle sera appliqué à des séries temporelles qui ont subi préalablement une transformation logarithmique, ce qui justifie cette écriture additive.

[3] Une série temporelle X_t est stationnaire si son espérance E(X_t) prend une valeur m indépendante du temps, si sa variance existe et est finie, et si la covariance entre les valeurs prises par X_t à deux dates distinctes ne dépend que de l'intervalle entre ces deux dates mais non de ces dates elles-mêmes, i.e. si Cov(X_t,X_{t+h}) = $\gamma(h)$. En particulier, la dernière condition implique que la variance V(X_t) est aussi indépendante du temps (pour h=0).

[4] Un bruit blanc est une variable aléatoire d'espérance mathématique nulle, de variance stable, et non corrélée dans le temps.

— Dans le cas extrême où $\sigma_\eta^2 = \sigma_\zeta^2 = 0$, la tendance est déterministe et s'écrit $\mu_t = \mu_{t-1} + \beta$, ou encore $\mu_t = \mu_0 + \beta \boldsymbol{t}$.

— Si seulement $\sigma_\zeta^2 = 0$, l'équation (3) se réduit à $\beta_t = \beta_{t-1}$. La pente est constante dans le temps et la tendance devient alors une marche aléatoire avec dérive (dénommée "*Random walk with drift*" dans la littérature anglo-saxonne) : bien que la pente de la tendance soit constante, la répétition de chocs aléatoires sur son niveau peut considérablement éloigner cette tendance du simple cumul déterministe qui caractérise le cas précédent.

— Si seule la variance $\sigma_\eta^2 = 0$, la tendance est intégrée d'ordre deux comme dans le cas général. Ce modèle de la tendance a été baptisé "*Slowly Moving Smooth Trend*" dans la littérature, ce qu'on résumera par « tendance douce ». Les tendances estimées, lorsqu'on retient ce modèle, apparaissent visuellement comme des courbes assez lisses, aux inflexions à la fois nettes et progressives, qui proviennent des innovations ζ_t affectant la pente β_t.

Ainsi la modélisation de la tendance proposée par Harvey permet d'engendrer plusieurs types de tendance, la forme déterministe étant un cas limite. La possibilité d'un choix concernant la localisation des aléas, sur le niveau ou la pente de la tendance, permet d'élargir les formulations disponibles de la tendance stochastique[5].

2.2. Modélisation du cycle

La composante cyclique est un processus linéaire stationnaire susceptible de faire apparaître une alternance relativement régulière de pics et de creux, tout en admettant une certaine persistance des phases du cycle et d'éventuelles dissymétries entre elles. Le cycle ψ_t est modélisé sous la forme :

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^+ \end{bmatrix} = \phi \begin{bmatrix} \cos\lambda & \sin\lambda \\ -\sin\lambda & \cos\lambda \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^+ \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^+ \end{bmatrix} \tag{4}$$

[5] Diebold et Rudebusch (1999, p.20) souhaitent aussi cette liberté de choix. Ils recherchent un « juste milieu » entre tendances déterministe et stationnaire en différence, qui autorise une certaine flexibilité dans la représentation de la tendance (« *limited flexibility in trend through trend shifts and trend breaks* »).

où les perturbations κ_t et κ_t^+ sont deux bruits blancs indépendants entre eux et de même variance σ_κ^2. Le paramètre ϕ, compris entre 0 et 1, désigne le facteur d'amortissement du cycle au cours du temps, tandis que la fréquence de ce dernier est donnée par le paramètre λ, qui appartient à l'intervalle $[0,\pi]$. La période du cycle (exprimée par exemple en nombre de trimestres s'il s'agit d'une série trimestrielle) correspond à $2\pi/\lambda$: c'est la durée théorique du cycle, c'est-à-dire le temps nécessaire pour qu'une oscillation cyclique complète ait lieu à la suite d'une impulsion initiale[6].

ψ_t^+ est une variable "duale" du cycle ψ_t, qui est nécessaire à la formulation récursive de ce dernier. Si les perturbations κ_t et κ_t^+ sont supprimées de l'écriture, l'équation (4) s'écrit : $\psi_t = \phi^t\left(\psi_0 \cos\lambda t + \psi_0^+ \sin\lambda t\right)$. Le cycle apparaît alors comme une fonction déterministe de ses conditions initiales. Si $\phi = 1$, le cycle déterministe se reproduit à l'identique, si $\phi < 1$, il s'amortit. La formule est connue : bien des modèles économiques élémentaires du cycle conjoncturel se ramènent à une formule réduite de ce type, à partir des comportements qu'ils spécifient.

Le cycle ψ_t peut être compris comme une altération stochastique d'un cycle déterministe. Ce dernier traduit les caractéristiques structurelles du système économique qui gouvernent la propagation des fluctuations en son sein : une fois que les conditions initiales sont fixées, le cycle déterministe se déroule sans surprise, s'amortissant progressivement si $\phi < 1$. La spécification stochastique fait intervenir la répétition et le cumul des chocs aléatoires, ou innovations, qui affectent le système économique et perturbent le déroulement régulier du cycle, ce qui permet de simuler convenablement la réalité tourmentée des cycles effectivement observés. Du fait de la volatilité des innovations, l'impact de leur chronique historique peut être suffisamment complexe pour que le cumul des cycles élémentaires impulsés par ces innovations successives puisse avoir une allure capable de reproduire les irrégularités et déformations des cycles concrets de l'activité.

On peut utiliser l'image des « ronds dans l'eau (...ou dans l'huile) ». Un caillou jeté dans un liquide est une innovation. L'onde qui se propage a des caractéristiques qui

---

[6] En physique, la fréquence d'un phénomène désigne le nombre de cycles qu'il exhibe par unité de temps et la période, ou durée, du cycle correspondant est donc inversement proportionnelle à cette fréquence.

dépendent des propriétés intrinsèques du liquide. Les jets de cailloux qui se succèdent sont autant d'innovations successives, qui se différencient par la masse du caillou et la force avec laquelle il est projeté. Le mouvement ondulatoire qui affecte la surface du liquide résulte de l'interférence des ondes élémentaires provoquées par les jets successifs.

2.3. Les extensions du modèle univarié

L'écriture complète des spécifications proposées produit ainsi une gamme nuancée de représentations au sein du modèle de base. Ce modèle peut connaître des extensions :

- Plusieurs cycles, de périodes et d'amplitudes distinctes, peuvent être incorporés dans le modèle si le phénomène décrit est assez riche pour manifester des mouvements oscillatoires associés à différentes fréquences. Le cycle global est la somme des différentes composantes cycliques et mêle donc plusieurs fréquences élémentaires.

- Il est possible d'ajouter comme variables explicatives des variables d'intervention, qui permettent de prendre en compte des observations exceptionnelles ou des ruptures structurelles. Trois sortes de telles variables muettes (ou *dummies*) sont envisageables. Elles concernent respectivement la composante irrégulière, le niveau de la tendance, et la pente de cette dernière : une *dummy* simple dite "*impulse intervention variable"*, qui correspond à un point aberrant dans la chronique de la composante irrégulière ε ; une variable dite "*step intervention variable*", qui représente un changement soudain et permanent du niveau de la série; une variable dite "*staircase intervention variable*", qui représente un changement permanent de la pente de la tendance. Si les interventions de type *step* et *staircase* sont représentées directement dans l'équation (1), la première vaut zéro avant la rupture et 1 après, la seconde, nulle jusqu'à la date de rupture, prend les valeurs 1,2,3 …à partir de cette date.

L'équation (1) a maintenant une forme plus générale:

$$y_t = \mu_t + \sum_{j=1}^{m} \psi_{jt} + \sum_{k=1}^{p} \delta_k \omega_{kt} + \varepsilon_t \qquad (5)$$

où m cycles ψ_j et p variables d'intervention ω_k sont présents.

2.4. Le passage à la modélisation multivariée

Le modèle "Tendance plus cycle", examiné jusqu'à présent dans un cadre univarié, peut faire l'objet d'une généralisation multivariée, où les décompositions propres à plusieurs variables y_i sont estimées simultanément (Harvey et Koopman, 1997). L'intérêt de la dimension multivariée est notamment de déterminer si les composantes stochastiques propres à chacune des variables y_i dépendent de facteurs communs, c'est-à-dire si les innovations qui donnent naissance à ces composantes sont étroitement corrélées. On peut ainsi examiner si les tendances ou les cycles de différentes variables dépendent de tels facteurs communs. Dans le cas des tendances, cette approche est assimilable à la démarche économétrique de la cointégration, qui consiste à tester l'existence de relations stationnaires de long terme entre différentes séries.

Dans le cas des cycles, l'approche multivariée permet d'étudier la ressemblance et la synchronisation des cycles de différentes séries. Des cycles simplement *similaires* entre séries présentent les mêmes caractéristiques structurelles (coefficient d'amortissement et période), mais ne sont pas synchronisés car ils ne sont pas engendrés par la même chronique d'innovations : les composantes cycliques qui en résultent peuvent présenter des décalages et des différences sensibles. Lorsqu'il s'agit de séries concernant une même variable pour différents pays (comme les PIB nationaux), la similarité des cycles nationaux peut traduire l'analogie des modes de propagation des fluctuations parmi un ensemble de pays présentant une forte proximité structurelle, sans que les chocs gouvernant ces fluctuations nationales soient cependant identiques. Les cycles *communs* sont non seulement similaires mais sont aussi engendrés par des innovations parfaitement corrélées: ils sont parfaitement synchronisés (si la corrélation unitaire est de signe positif) et ne diffèrent que par leur amplitude.

Lorsqu'on a affaire à un ensemble de séries représentant l'activité économique de différents pays, la pluralité des manifestations cycliques peut donc être à deux dimensions :

- Pour un pays donné, plusieurs cycles, de caractéristiques distinctes, peuvent contribuer à son mouvement économique.
- Un cycle, identifié par ses caractéristiques structurelles (période et coefficient d'amortissement), peut être partagé par plusieurs pays, sans que les chroniques d'innovation qui l'impulsent soient obligatoirement identiques d'un pays à l'autre.

Évidemment, lorsqu'on s'intéresse aux trajectoires conjointes d'un ensemble de *n* pays, l'exigence de parcimonie et la limitation de l'information incitent à modérer la pluralité envisageable des manifestations cycliques. D'une part, lorsqu'on utilise des séries trimestrielles observées sur quatre décennies, il est en pratique difficile d'aller au-delà de deux composantes cycliques distinctes pour une série donnée. D'autre part, dans le cas d'un cycle similaire partagé par les *n* pays, il est possible de chercher à réduire, par rapport à *n*, le nombre *k* de chroniques d'innovations élémentaires et mutuellement indépendantes, ou facteurs communs, qui impulsent les fluctuations nationales associées à ce cycle similaire. Dans le cas limite où il est possible de se réduire à un unique facteur commun, qui influence avec le même signe les cycles nationaux, le cycle similaire devient un cycle commun parfaitement synchronisé entre les différents pays. Si ce nombre *k* est supérieur à 1 mais inférieur à *n*, chacune des *n* manifestations nationales du cycle similaire résulte d'une pondération spécifique des *k* sources d'impulsion indépendantes. La réduction de *k* facilite l'inférence statistique en abaissant le nombre de paramètres et peut se prêter à une interprétation économique utile.

Soit l'exemple d'un modèle trivarié (les PIB de trois pays) où chaque série nationale est animée par une seule composante cyclique, similaire entre pays. Dans le cas où une seule chronique d'innovations gouverne les trois cycles nationaux *(n=3, k=1)*, chaque cycle national sera un multiple de l'unique cycle commun élémentaire ψ^c_t, dont la trajectoire est elle-même régie par une équation de type (4). Harvey propose de formuler le modèle de la manière suivante[7] :

$$\begin{aligned} \boldsymbol{y}_{1t} &= \mu_{1t} + \psi^c_t + \varepsilon_{1t} \\ \boldsymbol{y}_{2t} &= \mu_{2t} + \boldsymbol{a}_2\psi^c_t + \varepsilon_{2t} \\ \boldsymbol{y}_{3t} &= \mu_{3t} + \boldsymbol{a}_3\psi^c_t + \varepsilon_{3t} \end{aligned} \tag{6}$$

Les trois cycles nationaux sont parfaitement synchronisés. La seule différence réside dans leurs amplitudes respectives : chaque cycle national est proportionnel aux deux autres.

Dans le cas intermédiaire où deux sources d'impulsion indépendantes gouvernent les trois cycles nationaux *(n=3, k=2)*, chacun d'eux sera une pondération spécifique des deux cycles communs élémentaires ψ^c_{1t} et ψ^c_{2t} . Ceux-ci sont bien sûr similaires mais sont

[7] Une présentation formelle complète du modèle multivarié passe par l'écriture matricielle, plus systématique et générale, mais dont la lecture est moins immédiate. Voir Harvey (1989), Harvey et Koopman (1997) et, pour une exposition didactique, Fayolle, Micolet et Trequattrini (1999).

engendrés, selon l'équation (4), par leur propre chronique d'innovations, indépendante de celle qui gouverne l'autre cycle commun:

$$\begin{aligned} y_{1t} &= \mu_{1t} + \psi_t^c + \varepsilon_{1t} \\ y_{2t} &= \mu_{2t} + a_{21}\psi_{1t}^c + \psi_{2t}^c + \varepsilon_{2t} \\ y_{3t} &= \mu_{3t} + a_{31}\psi_{1t}^c + a_{32}\psi_{2t}^c + \varepsilon_{3t} \end{aligned} \tag{7}$$

La synchronisation entre les cycles nationaux sera partielle et dépendra des valeurs prises par les coefficients *a*.

L'écriture du modèle à facteurs communs retenue par Harvey facilite sa compréhension et son estimation, mais elle est conventionnelle car elle dépend de l'ordre retenu pour l'ensemble des *n* séries : la composante cyclique de la première série est supposée identique au premier cycle commun élémentaire ; celle de la deuxième série combine additivement un multiple de ce premier cycle commun et le deuxième cycle commun ; la composante cyclique de la troisième série combine des multiples des deux premiers cycles communs et l'éventuel troisième cycle commun; etc. Lorsque *k* facteurs communs gouvernent les évolutions nationales d'un cycle similaire partagé par *n* pays, cette écriture n'est pas la seule possible et n'est pas toujours la plus adaptée à l'interprétation économique. Tout comme, dans un espace vectoriel à *k* dimensions, on peut modifier la base permettant de repérer les coordonnées de *n* points appartenant à cet espace, une réécriture est possible pour mettre en évidence un ensemble plus aisément interprétable de *k* facteurs communs.

L'identification du nombre *k* de facteurs communs auxquels peuvent être réduites les *n* chroniques nationales d'innovation κ_{it} ($i=1...n$) impulsant, selon l'équation (4), un cycle similaire partagé par ces pays, est évidemment une étape clef. Ce nombre correspond au rang de la matrice de variances-covariances Σ_κ du vecteur aléatoire κ_t regroupant ces innovations nationales, qui témoignent de corrélations plus ou moins prononcées entre elles. Si cette matrice de dimension (n,n) est de plein rang, il n'est pas possible de ramener les *n* cycles nationaux similaires à un plus petit nombre de facteurs communs : même si ces cycles présentent des corrélations réciproques, les relations, notamment les décalages temporels, entre les cycles nationaux sont suffisamment complexes pour que leur représentation exige autant de facteurs d'impulsion que de pays. Si le rang *k* de la matrice est inférieur à *n* , ce qui traduit l'existence de corrélations contemporaines particulièrement

prononcées entre cycles nationaux, k facteurs d'impulsion communs suffisent à engendrer ces n cycles nationaux.

2.5. Procédure d'estimation et diagnostics

L'estimation de ce modèle à composantes inobservables est effectuée selon la méthode du maximum de vraisemblance, en utilisant la représentation appelée espace-état, qui décompose le modèle en une équation d'observation et une équation d'état.

Dans le cas d'un modèle univarié, l'équation d'observation s'écrit:

$$y_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} x_t + \varepsilon_t \tag{8}$$

où le vecteur d'état x_t est défini par $\boldsymbol{x_t} = \begin{bmatrix} \mu_t & \beta_t & \psi_t & \psi_t^+ \end{bmatrix}'$.

L'équation d'état est:

$$x_t = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho\cos\lambda & \rho\sin\lambda \\ 0 & 0 & -\rho\sin\lambda & \rho\cos\lambda \end{bmatrix} x_{t-1} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \zeta_t \\ \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix} \tag{9}$$

Avec cette représentation espace-état, l'extraction des composantes inobservables, tendance et cycle, peut se faire à l'aide du filtre de Kalman (voir le chapitre annexe). Ce dernier donne une estimation récursive du vecteur d'état à l'instant t conditionnellement à l'information disponible jusqu'en t-1. Ensuite un lissage permet d'obtenir l'espérance du vecteur d'état à l'instant t conditionnellement à toute l'information disponible sur l'ensemble de la période d'observation, de 1 à T. Ce lissage permet d'extraire, à chaque instant, les composantes inobservables de la série considérée, ainsi que leurs innovations respectives.

Différents diagnostics de qualité statistique peuvent être mobilisés pour juger de la qualité empirique du modèle. L'indicateur de base *PEV* (comme *prediction error variance*) est la variance de l'erreur de prévision commise lorsqu'on utilise, sur l'ensemble de l'intervalle d'estimation, le modèle pour prévoir la variable y à horizon d'une période. La racine carrée de cet indicateur est considérée comme l'écart-type de l'erreur associée à l'équation estimée. Les résidus du modèle, utilisés pour construire d'autres diagnostics de qualité, sont les erreurs standardisées, c'est-à-dire les erreurs de prévision à horizon d'une

période, divisées par l'écart-type précédent. Une série de diagnostics complémentaires est utile :

- Les statistiques de normalité permettent de détecter la présence de points irréguliers mal expliqués par le modèle. Ainsi les statistiques de Bowman-Shenton N_{BS} ou de Doornik-Hansen N_{DH} (cette dernière étant plus satisfaisante pour les petits échantillons), basées sur les troisième et quatrième moments des résidus, suivent une distribution de χ^2 à deux degrés de liberté si le modèle n'est pas perturbé par des observations particulières.

- La statistique de corrélation temporelle *Q(p,q)* de Box-Ljung permet de tester la nullité de l'autocorrélation des *p* premiers résidus. Si cette nullité est vérifiée, cette statistique suit un χ^2 à *q* degrés de liberté, où *q* est égal à *p-n*+1, *n* étant le nombre d'hyperparamètres, c'est-à-dire de paramètres gouvernant les composantes stochastiques (variances et covariances des innovations, facteurs d'amortissement et périodes des cycles).

- Le diagnostic R_D^2 compare la variance de l'erreur de prévision obtenue en effectuant, sur l'intervalle d'estimation, une suite de prévisions à horizon d'une période, avec celle qui serait obtenue par un modèle « naïf » : $y_t = y_{t-1} + \beta + \eta_t$. A ce dernier modèle est en effet associée une fonction de prévision très simple : la meilleure prévision pour la période prochaine est la valeur de l'observation courante de *y* plus la variation moyenne $\overline{\Delta y}$ calculée sur l'intervalle considéré. Si le R_D^2 est positif, le modèle estimé fait preuve, sur la période historique, d'une meilleure performance prévisionnelle que le modèle naïf et le R_D^2 informe sur la réduction de la variance de l'erreur de prévision (si R_D^2=0,2 , la réduction est de 20%). Un R_D^2 négatif constitue en revanche un critère de rejet du modèle testé.

Ces diagnostics de qualité ont été utilisés complémentairement pour sélectionner les modèles retenus, sans qu'ils soient toujours pleinement satisfaisants. Même pour un modèle globalement recevable, le test de normalité est souvent vulnérable à des observations particulières qui restent mal expliquées. On n'a pas cherché à résorber à tout prix ces points aberrants, qui peuvent recouvrir des irrégularités statistiques ou des événements singuliers. Par ailleurs, les tests sont souvent moins satisfaisants pour les petits pays européens, soumis à des chocs particuliers difficiles à prendre en compte dans la

spécification basique du modèle, tant qu'un rôle n'est pas attribué explicitement à de tels chocs idiosyncrasiques particulièrement prononcés – ce qui pourrait être fait dans une étape ultérieure. Le chapitre s'en tient aux enseignements qui peuvent être tirés de l'application d'une formulation de base commune à la diversité des pays européens et à l'ensemble qu'ils constituent.

3. Le cycle européen, comme cycle agrégé, face à l'étalon américain

Le Tableau 1 indique les résultats de la décomposition univariée du PIB américain trimestriel sur la période 1960-1999. Le modèle univarié adéquat est spontanément un modèle du type « tendance douce » (*slowly moving smooth trend*) accompagné d'un unique cycle stochastique, sans composante irrégulière. Le cas américain se prête bien à la simplicité de cette décomposition[8]. Pour apprécier l'ordre de grandeur des écarts-types des innovations affectant la tendance et le cycle, ainsi que celui de l'erreur de prévision, on peut considérer, la transformation logarithmique permettant l'écriture additive du modèle, qu'ils sont exprimés en proportion du niveau moyen de la série[9].

La période estimée du cycle américain est raisonnable (huit ans), mais apparaît plus longue que la durée quinquennale qui lui est souvent attribuée. Ce n'est pas surprenant : quand l'estimation commence en 1960, les trois longues phases d'expansion des décennies soixante, quatre-vingt et quatre-vingt-dix (la fin de cette dernière n'était pas encore enregistrée en 1999) prennent une forte importance relative, alors que les phases d'expansion étaient plus courtes durant les années cinquante. Rappelons cependant que dans ce type de modèles, la période du cycle correspond à une durée virtuelle, dont la réalisation est conditionnée par la chronique des innovations effectives impulsant le cycle.

Il est moins aisé de dégager une décomposition robuste et stable du PIB de la zone euro. Celui-ci est d'abord une reconstruction statistique fragile et conventionnelle. Il est rétrospectivement calculé depuis 1960 comme l'agrégation additive des PIB nationaux aux prix de 1995, convertis en dollars au taux de change de parité des pouvoirs d'achat de cette année-là. L'Irlande et le Luxembourg ont été tenus à l'écart de cette agrégation, qui ne prend donc en compte que dix pays (dont la Grèce, membre de l'union monétaire depuis le début 2001), parmi les douze de la zone euro. L'exclusion de l'Irlande et du Luxembourg, pays dont le poids dans l'ensemble est faible, n'a que des conséquences limitées sur les

---

[8] Diebold et Rudebusch (1999, p.20) soulignent aussi cette simplicité : « *For U.S. real output, it appears that a trend representation that is very smooth, even if not exactly linear, is a viable candidate* ». Voir aussi Clark (1987).

[9] Un écart-type de 1 correspond à un choc aléatoire dont la variabilité moyenne équivaut à 1% de la série. En pratique, l'écart-type de l'innovation du cycle est souvent inférieur à un dans les estimations et l'écart-type des innovations affectant la pente de la tendance est bien inférieur, ce qui traduit la progressivité des inflexions de cette pente.

résultats concernant le PIB européen agrégé. Elle se justifie par le souci de comparaison entre l'analyse cyclique de ce dernier et l'agrégation des cycles nationaux : or, les décompositions entre tendance et cycle obtenues pour l'Irlande et le Luxembourg apparaissent franchement à part des autres pays (*cf. infra*), si bien qu'il est difficile de les faire participer à l'agrégation des cycles nationaux, qui doit concerner des cycles élémentaires restant commensurables. C'est une confirmation, s'il en fallait, des particularités tangibles de ces deux pays.

Le PIB européen agrégé incorpore une rupture de son niveau au premier trimestre 1991, lorsque les *Länder* est-allemands rejoignent l'Allemagne fédérale et, du même coup, l'Union européenne. Plutôt que de tenter une reconstruction statistique délicate et arbitraire d'une « Allemagne unie » sur toute la période, la préférence a été donnée au maintien de cette rupture, qui respecte l'histoire, sachant qu'une telle rupture peut être aisément prise en compte par une variable muette adéquate dans le cadre des modèles utilisés. Ce n'est pas ce point qui complique l'estimation de la décomposition européenne, mais l'ensemble des irrégularités, d'ordre statistique ou effectif, qui perturbent sur le passé la régulation conjoncturelle de cet ensemble à certains égards virtuel qu'est la zone euro reconstituée. La décomposition univariée obtenue est sensible aux bornes de la période d'estimation retenue et à la prise en compte, par une muette *ad hoc*, de tel ou tel choc singulier, qui affecte fortement un pays membre et qui est visible sur le PIB européen (comme les grèves du second trimestre 1968 en France ou celles de la fin 1969 en Italie).

Surtout, l'analyse du PIB européen révèle une dualité de son mouvement cyclique. Si un modèle du type « tendance douce » s'avère de nouveau bien adapté, le mouvement cyclique de la zone euro est décomposable en deux composantes cycliques distinctes, l'une de période courte, autour de trois ans, l'autre de période quasi décennale. L'hypothèse de l'unicité du cycle perturbe la décomposition tendance / cycle du PIB européen, en produisant par exemple une tendance exagérément volatile, qui incorpore une part de la cyclicité absente de la spécification. Il y a évidemment le risque que la décomposition entre « cycle court » et « cycle long »[10], qui n'est guère probante dans le cas américain, soit un artefact statistique permettant la prise en compte des errements de la conjoncture européenne. On verra cependant dans le Chapitre II que cette dualité correspond à des

[10] On retiendra dans la suite ces expressions ad hoc qui n'ont d'autre prétention que leur commodité et dont la portée est explicitement restreinte à l'objet de cette thèse.

forces économiques distinctes et identifiables impulsant le cycle global de la zone euro, lequel est défini, dans un tel modèle bicyclique, comme la somme des deux composantes cycliques élémentaires.

Afin de consolider l'estimation de la décomposition tendance / cycle du PIB européen, elle a finalement été réalisée dans le cadre d'un modèle bivarié incorporant aussi le PIB américain. Comme la décomposition américaine est robuste, elle est peu modifiée par l'estimation bivariée, à en juger d'après les estimations de la tendance et du cycle global (Tableau 1, Figure 1 et Figure 2) alors que l'inférence de la décomposition européenne s'en trouve facilitée : la stabilité de la décomposition américaine permet en quelque sorte d'étalonner son homologue européenne[11]. Chacun des deux cycles désormais présent dans cette décomposition bivariée est similaire aux Etats-Unis et en Europe (mêmes période et coefficient d'amortissement dans les deux zones). Le cycle court ne joue qu'un rôle mineur aux Etats-Unis, comme le révèle un écart-type de ses innovations bien inférieur à l'écart-type des innovations portant sur le cycle long. Ces deux écarts-types sont en revanche de même ordre de grandeur dans le cas européen et les composantes cycliques correspondantes révèlent des amplitudes sinon équivalentes, du moins comparables : en Europe, le cycle court, sans atteindre l'amplitude du cycle long, est suffisamment ample et volatil pour infléchir le mouvement global du cycle (Figure 3).

Cette estimation bivariée des décompositions américaine et européenne livre une série d'enseignements sur les comportements comparés des deux économies.

– La communauté du modèle de « tendance douce » permet de comparer aisément les trajectoires tendancielles des PIB américain et européen, puisque ces trajectoires ne sont gouvernées que par la valeur de la pente stochastique (cf. Figure 1, où elle est exprimée en rythme annuel de croissance). Depuis vingt ans, la croissance tendancielle des Etats-Unis est redevenue supérieure à celle de l'Europe, malgré le sursaut européen transitoire de la fin des années 1980. En fin de période (rappelons que la période d'estimation se termine fin 1999), la croissance tendanciel-

[11] C'est la technique du "groupe de contrôle" : les deux variables expliquées par le modèle bivarié sont fortement corrélées, mais si l'une d'elles est moins affectée par des chocs singuliers, sa présence améliore l'estimation de la décomposition tendance-cycle afférente à l'autre variable (cf. Koopman *et al.* , 2000).

Tableau 1. La décomposition tendance-cyle des PIB américain et européen (60T1-99T4)

	Modèle univarié	Modèle bivarié	
	Etats-Unis	Etats-Unis	Europe
Diagnostics			
$\sqrt{PEV}$ (Ecart-type de l'erreur de prévision)	0,85	0,81	0,43
R^2_d (Coefficient relatif de détermination)	0,10	0,17	0,59
N_{DH} (Statistique de normalité)	5,20	5,99	15,27 **
$Q(p,q)$ (Statistique de corrélation de Box-Ljung)	14,0 (p=13, q=10)	8,4 (p=13, q=6)	11,7 (p=13, q=6)
Paramètres			
σ_ε (Ecart-type de la composante irrégulière)	–	0,18	0,08
ρ_ε (Coefficient de corrélation des composantes irrégulières contemporaines)	–	-1	
σ_η (Ecart-type des innovations sur le niveau de la tendance)	–	–	–
σ_ζ (Ecart-type des innovations sur la pente de la tendance)	0,04	0,03	0,08
ρ_ζ (Coefficient de corrélation des innovations contemporaines sur les pentes des tendances)		0,96	
Cycle long			
σ_κ (Ecart-type des innovations du cycle)	0,75	0,60	0,19
ρ_κ (Coefficient de corrélation des innovations contemporaines sur le cycle long)		0,26	
ϕ (Facteur d'amortissement du cycle)	0,95	0,98	
Période du cycle en trimestres	32,0	38,6	
Cycle court			
σ_κ (Ecart-type des innovations du cycle)		0,27	0,21
ρ_κ (Coefficient de corrélation des innovations contemporaines sur le cycle court)		0,62	
ϕ (Facteur d'amortissement du cycle)		0,94	
Période du cycle en trimestres		13,1	
Observations		*Une muette sur la composante irrégulière du PIB européen en 68T2* *Une muette sur le niveau de la tendance du PIB européen en 91T1*	

Légende : Le trimestre k de l'année de millésime ij est noté ijTk. Les écarts-types ont été multipliés par 100 et expriment la volatilité moyenne de l'erreur de prévision ou d'une innovation en pourcentage de la série. Les tests insatisfaisants de l'hypothèse nulle sont signalés par * au seuil de 5% (moins de 5% de chances que l'hypothèse nulle soit rejetée par erreur) et par ** au seuil de 1%.

Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

le des Etats-Unis apparaît supérieure à 3% l'an, alors qu'elle est inférieure d'environ un point dans le cas européen. La pente du trend européen est deux à trois fois plus volatile que son homologue américaine, mais la corrélation entre les innovations qui les affectent est très forte, peu inférieure à 1 : l'Europe apparaît plus sensible à des chocs structurels largement communs. La très forte corrélation des croissances tendancielles américaine et européenne n'exclut pas l'infériorité de la seconde, ce qui traduit la plus forte vulnérabilité historique de l'Europe à des chocs négatifs. La proximité à 1 de la corrélation librement estimée entre les innovations contemporaines sur les pentes américaine et européenne suggère d'imposer la contrainte d'une corrélation unitaire, c'est-à-dire l'hypothèse d'une cointégration entre les tendances des deux zones. Mais, ce faisant, l'estimation s'en trouve détériorée, notamment parce qu'elle force à l'excès la corrélation des pentes sur la fin de période. On a donc conservé l'estimation non contrainte, qui fait ressortir à la fois la grande parenté des évolutions tendancielles américaine et européenne et la plus grande sensibilité de l'Europe aux chocs affectant ces évolutions.

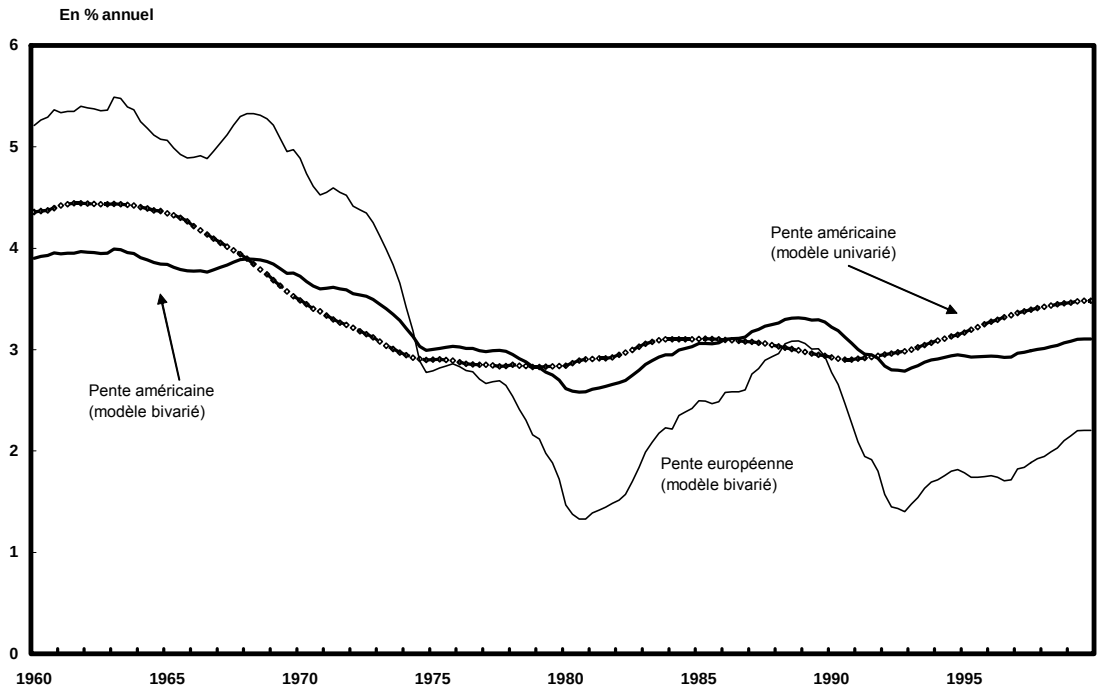
— Le cycle long, dont la période approche la décennie et qui gouverne fondamentalement la conjoncture américaine, est impulsé par des innovations dont la variabilité est trois fois plus intense aux Etats-Unis qu'en Europe. Elles sont positivement mais faiblement corrélées entre les deux zones. Clairement, ce cycle long est similaire mais non commun entre les deux zones. Le cycle court européen, qui révèle une volatilité suffisante pour que le mouvement cyclique global en porte la marque, est plus nettement corrélé à son homologue américain mais celui-ci est largement dominé par la composante longue des fluctuations américaines. Si l'on compare les cycles globaux des Etats-Unis et de l'Europe, qui agrègent les deux composantes cycliques élémentaires, ils n'obéissent à aucune synchronisation systématique. Après la synchronisation typique des chocs pétroliers, des décalages prononcés apparaissent et persistent entre les deux zones : la reprise européenne retarde sur l'expansion américaine dans les années 1990 comme dans les années 1980. Les fluctuations européennes sont aussi amorties par rapport à leurs homologues européennes.

— A la différence du modèle univarié américain, où elle n'était pas nécessaire, la présence d'une composante irrégulière améliore le modèle, en permettant la prise

en compte des aléas de tous ordres qui différencient, sans effet persistant, les conjonctures américaine et européenne.

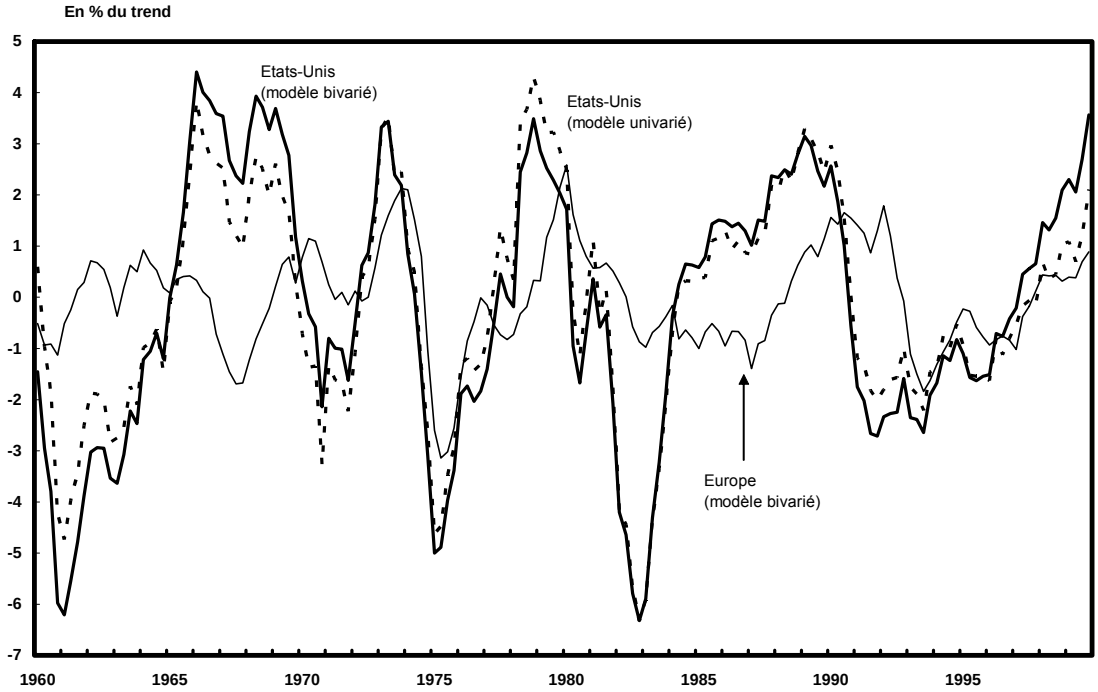
Le modèle estimé décompose « équitablement » l'infériorité des performances de croissance européennes aux performances américaines, sur les deux dernières décennies, entre la part qui revient à la tendance de long terme et celle qui revient au cycle. L'Europe perd sur les deux plans, et ce n'est pas là affaire récente, qui serait due à la seule « nouvelle économie » : c'est une situation qui émerge progressivement dans les décennies 1970-1980 et qui se reproduit de manière persistante. Elle n'exclut pas cependant la possibilité de récessions américaines plus violentes qu'en Europe, en raison d'une plus forte cyclicité de l'économie américaine, lorsque cette cyclicité est assimilée à la variabilité des impulsions qui gouvernent le cycle.

Figure 1 : Pentes tendancielles des PIB américain et européen.



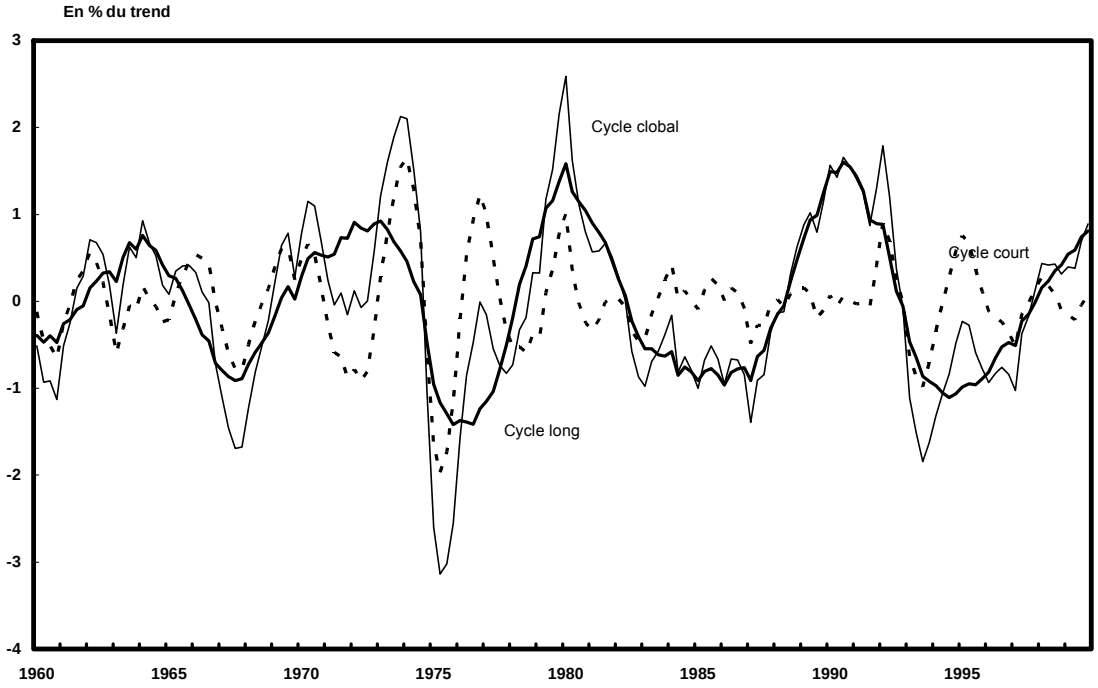
Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Figure 2 : Cycles globaux américain et européen.



Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Figure 3 : Cycle européen et ses composantes « courte » et « longue ».



Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

4. Similarités et différences apparentes des cycles nationaux

Que des mouvements de nature cyclique se manifestent clairement sur l'activité économique européenne ne garantit pas que ces mouvements soient uniformément partagés par les pays membres de l'Union monétaire européenne. L'examen comparé des cycles nationaux permet d'indiquer dans quelle mesure il est possible de parler d'un cycle européen, en tant que mouvement partagé par l'ensemble des pays de la zone. Mais les fortes similarités qui caractérisent les économies nationales de la zone euro ne signifient pas que l'ensemble des pays membres puisse être réduit à un espace conjoncturel à une seule dimension, qui ne serait animé que par des mouvements cycliques parfaitement communs à tous ces pays.

4.1. Ressemblance des modèles univariés

La décomposition de chaque PIB national a d'abord été pratiquée dans un cadre univarié. L'objectif n'est pas d'avoir, pour chaque pays, une décomposition excellente d'un point de vue statistique mais de voir dans quelle mesure l'estimation de ces modèles univariés nationaux, non contraints à relever d'une spécification strictement uniforme, révèle spontanément des ressemblances fortes entre eux. Les diagnostics de qualité restent de fait assez souvent médiocres (Tableau 2). Ils témoignent de particularités nationales, notamment pour les petits pays, mal prises en compte par la forme générale du modèle utilisé, en dépit de l'introduction de variables d'intervention qui se rattachent à des événements bien identifiés. Il ne s'agit pas ici de chercher à améliorer à tout prix la spécification de chaque équation nationale, ce qui nécessiterait l'introduction de facteurs explicatifs spécifiques, mais de relever les similarités entre des décompositions nationales peu contraintes, qui soient à la fois raisonnables et commensurables.

La comparaison des estimations univariées nationales livre une série d'informations :

– L'Irlande et le Luxembourg sont clairement des cas à part. Ce sont des pays de petite taille, aux traits spécifiques : la vigueur du rattrapage irlandais « distend » le cycle, dont la période apparaît d'une longueur excessive pour être assimilable à une oscillation conjoncturelle et pour être solidement estimée à partir de séries couvrant quarante ans. Les particularités de la structure économique luxembourgeoise débouchent sur la caractéristique inverse. Les mauvaises statistiques

d'autocorrélation, surtout dans le cas du Luxembourg, témoignent de la difficulté de la spécification générale à rendre compte de la dynamique particulière de ces deux économies. Le Luxembourg et l'Irlande seront donc écartés du reste de l'étude, qui se restreindra aux dix autres pays de la zone euro. Les résultats pour le Royaume-Uni sont indiqués, car ce pays, dont la conjoncture est historiquement assez corrélée à celle des Etats-Unis, peut servir utilement de référence externe, bien que l'estimation de la décomposition britannique soit, classiquement, plus difficile qu'aux Etats-Unis (voir Blackburn et Ravn, 1992).

– L'examen de la forme prise par les modèles univariés nationaux montre que le modèle de « tendance douce » est majoritaire au sein de la zone euro à dix. Il prévaut pour l'Allemagne, la Finlande, la France, l'Italie, les Pays-Bas et le Portugal. L'Autriche et la Belgique présentent la forme dégénérée plus brutale d'une tendance de pente déterministe, avec une rupture de cette pente au moment du premier choc pétrolier. Le modèle des tendances grecque et britannique est spécifique : il s'agit d'une marche aléatoire avec dérive, c'est-à-dire d'une tendance qui témoigne d'une pente constante mais qui est affectée par des chocs sensibles sur son niveau. Le cas espagnol est à part : il s'est avéré impossible d'estimer convenablement un modèle à composantes inobservables pour ce pays, si bien que la tendance, lisse au demeurant, a été extraite par le filtre de Hodrick-Prescott, lequel peut être compris comme un cas particulier et contraint d'un tel modèle[12]. Cette difficulté est peut-être liée aux faiblesses de la rétropolation du PIB trimestriel espagnol sur longue période. La Figure 4 présente la trajectoire des pentes des tendances nationales, exprimées en rythme annuel : la convergence à la baisse, au cours des années 1980 puis 1990, autour d'un rythme de l'ordre de 2 à 2,5% l'an, est apparente. L'intervalle complet paraît cependant plus ouvert en fin de période qu'il ne l'était au milieu des années

[12] Harvey et Jaeger (1993) indiquent que le cycle issu du filtre de Hodrick-Prescott correspond à l'estimation optimale de la composante irrégulière ε_t dans un modèle du type suivant:

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad ; \quad \mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} \quad ; \quad \beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t \quad .$$

Il s'agit d'un modèle du type "tendance douce", sans cycle stochastique explicite. Le ratio des variances de la composante irrégulière et des innovations affectant la pente, soit $\sigma_\varepsilon^2 / \sigma_\zeta^2$, correspond au paramètre de lissage de la méthode de Hodrick-Prescott, dont la valeur est imposée *a priori* dans l'estimation et classiquement fixée à 1600 pour une série trimestrielle.

1980. Il va environ d'un rythme de 1,5% l'an (Allemagne, Italie) à un rythme de 3,5% l'an (Espagne, Pays-Bas, Portugal).

– Hormis le Royaume-Uni, le Luxembourg, l'Irlande et, pour raison de méthode, l'Espagne, les neuf pays restants manifestent la dualité cyclique identifiée sur le cycle européen agrégé. La période estimée du cycle long est généralement d'ordre décennal. Elle admet cependant une dispersion non négligeable autour de la décennie. Elle est sensiblement plus courte dans le cas des Pays-Bas et celui, extrême, du Luxembourg, plus longue en Autriche et celui, également extrême, de l'Irlande. La variance des impulsions est assez dispersée d'un pays à l'autre. La période du cycle court, d'ordre clairement triennal, paraît assez homogène, sauf en Finlande où elle est sensiblement plus longue. La variabilité des chocs qui l'impulsent est particulièrement élevée en Italie et aux Pays-Bas, où elle concurrence celle des chocs impulsant le cycle long. Le double rythme des mouvements cycliques relevé à l'échelle de la zone euro se retrouve largement pour les différents pays membres. Sur l'ensemble de la zone, le cycle décennal et le cycle triennal sont suffisamment généralisés, et leurs caractéristiques nationales suffisamment proches, pour qu'on puisse y voir la manifestation de cycles similaires, sinon communs, à l'échelle européenne.

4.2. L'agrégation des cycles nationaux retrouve le cycle de l'agrégat

Les cycles nationaux estimés par les modélisations univariées peuvent être agrégés, en les pondérant par le poids de chaque pays, mesuré selon la parité des pouvoirs d'achat, dans le PIB européen[13]. Le cycle ainsi agrégé peut alors être comparé au cycle de l'agrégat que constitue le PIB européen, issu du modèle bivarié comprenant aussi le PIB américain.

Cette agrégation et cette comparaison ont été effectuées à la fois pour le cycle long (en agrégeant les dix pays de la zone euro, hors Irlande et Luxembourg) et le cycle court (en agrégeant ces mêmes pays, hors Espagne, dont on a considéré que l'écart entre le PIB et sa tendance extraite par la méthode de Hodrick-Prescott n'était constitutive que d'un seul cycle, assimilé au cycle long). Dans les deux cas, ainsi que pour le cycle global qui

[13] Par souci de cohérence, ces poids sont les mêmes que ceux utilisés dans la construction de la série du PIB européen. Ils correspondent aux PIB mesurés selon la parité des pouvoirs d'achat en 1995 et sont fixes sur l'ensemble de la période considérée.

somme les deux composantes cycliques courte et longue, la concordance est remarquable entre les résultats des deux méthodes de mesure du cycle agrégé (Figure 5, Figure 6 et Figure 7). L'amplitude du cycle long de l'agrégat est quelque peu amortie par rapport au cycle résultant de l'agrégation des cycles nationaux. Cette concordance constitue une présomption de robustesse en faveur de l'identification du cycle européen par le type de modélisation retenu : ce cycle n'est pas un artefact qui ne serait dû qu'aux imperfections de la mesure du PIB européen agrégé, ou, à l'inverse, à des particularités statistiques propres à certains pays. Le cycle, dual, de l'agrégat européen recouvre un ensemble de mouvements cycliques similaires et répandus au sein d'une large majorité de pays de la zone euro. Il traduit bien la diffusion de ces mouvements sur l'ensemble de l'espace européen.

Un jeu de graphiques nationaux, en annexe de ce chapitre, permet de comparer, pays par pays, le cycle global national avec le cycle européen résultant de l'agrégation de ces dix cycles nationaux, ou « cycle moyen ». Certains pays apparaissent, plus que d'autres, représentatifs du cycle européen agrégé. Le cycle belge est ainsi remarquablement corrélé au cycle européen moyen et pourrait en être considéré comme un indicateur coïncident. En revanche, les mouvements cycliques d'autres petits pays peuvent présenter des particularités prononcées, éventuellement associées à des chocs spécifiques : par exemple, la Finlande enregistre une récession particulièrement violente à la suite de l'effondrement de l'URSS, au tout début des années 1990, avant de connaître une reprise marquée.

La notion de conformité d'un cycle national avec le cycle européen moyen peut être précisée et quantifiée. La volatilité du cycle européen moyen, mesurée par sa variance empirique sur l'ensemble de la période, peut se décomposer en contributions de chaque cycle national à cette variance. Chacune de ces contributions, exprimée en proportion de la variance globale, est le produit du poids α_i du pays dans le PIB européen et d'un indice de conformité du cycle national avec le cycle européen. Cet indice est lui-même le produit du coefficient de corrélation $\rho_{\psi,\psi i}$ entre le cycle national et le cycle européen et de la volatilité relative du premier, évaluée par le rapport de son écart-type $\sigma_{\psi i}$ à celui du cycle européen σ_{ψ} (encadré). Si le cycle national est parfaitement conforme au cycle européen, l'indice de conformité est égal à 1, mais la réciproque n'est pas vraie : un pays peut avoir un cycle médiocrement corrélé avec le cycle agrégé mais plus variable, si bien que l'indice sera proche de 1. C'est ce qui se passe pour la Finlande mais l'analyse complète de l'information empêche de s'y laisser prendre...

Calcul des contributions des cycles nationaux au cycle européen agrégé

$$\psi = \textit{cycle européen} = \sum_i \alpha_i \psi_i = \sum_i \alpha_i \textit{ Cycles nationaux}$$

$$\textit{Volatilité du cycle europén} = \sigma_\psi^2 = \mathrm{cov}(\psi, \sum_i \alpha_i \psi_i) = \sum_i \alpha_i \ \rho_{\psi,\psi_i} \ \sigma_\psi \ \sigma_{\psi_i}$$

$$\textit{Contribution du pays i à la volatilité du cycle européen} = \alpha_i \ \rho_{\psi,\psi_i} \ \sigma_\psi \ \sigma_{\psi_i} / \sigma_\psi^2 = \alpha_i \ \rho_{\psi,\psi_i} \ (\sigma_{\psi_i} / \sigma_\psi)$$

$$\textit{Contribution corrigée du poids du pays (ou conformité)} = \textit{Contribution} / \alpha_i = \rho_{\psi,\psi_i} \ (\sigma_{\psi_i} / \sigma_\psi)$$

$$= \textit{Corrélation du cycle national avec le cycle européen} \times \textit{volatilité comparée}$$

Le Tableau 3 indique les résultats de ce calcul, qui concerne le cycle global (composantes courte et longue agrégées). Il confirme la représentativité européenne du cycle belge, dont la conformité équilibre une forte corrélation avec le cycle européen moyen et une volatilité comparable. La contribution complète d'un pays au cycle européen tient compte évidemment de sa taille. Si le cycle allemand pèse lourdement dans le cycle européen, la contribution italienne vient en deuxième place et devance la contribution française, en dépit d'une corrélation moindre avec le cycle européen. C'est parce que l'Italie amplifie sensiblement les fluctuations européennes alors que la France aurait plutôt tendance à les amortir quelque peu (*cf.* graphiques en annexe). Surveiller le cycle européen, c'est donc aussi surveiller spécialement les pays dont la volatilité cyclique est plus affirmée.

Tableau 2. Décomposition tendance-cycle univariée des PIB nationaux européens (60T1-99T4).

	Allemagne	Autriche	Belgique	Espagne	Finlande	France	Grèce	Hollande	Irlande	Italie	Lux .	Portugal	RU
Diagnostics													
$\sqrt{PEV}$	0,71	1,09	0,34	–	1,10	0,60	0,56	0,86	0,67	0,79	0,89	1,13	1,02
R^2_d	0,56	0,19	0,68	–	0,17	0,79	0,67	0,07	0,29	0,37	0,22	0,18	0,04
N_{DH}	0,98	39,9 **	11,8 **	–	5,44	13,2 **	5,76	58,1 **	0,07	10,4 **	8,13 *	2,08	41,8 **
$Q(p,q)$	8,6 (p=12, q=6)	8,9 (p=13, q=6)	139,6 ** (p=11, q=6)	–	14,9 * (p=13, q=6)	5,3 (p=13, q=6)	133,2 ** (p=12, q=6)	31,9 ** (p=13, q=6)	158,79 ** (p=8, q=6)	6,22 (p=13, q=6)	198,6 ** (p=9, q=6)	15,5 * (p=13, q=6)	12,9 * (p=11, q=6)
Paramètres													
σ_ε	–	0,58	–	–	0,36	0,25	–	0,35	–	0,05	–	0,46	0,30
σ_η	–	–	–	–	–	–	0,28	–	–	–	0,75	–	0,56
σ_ζ	0,07	0,0	–	–	0,05	0,07	–	0,10	–	0,05	–	0,08	0,0
Cycle long													
σ_κ	0,61	0,79	0,18	–	0,88	0,35	0,25	0,25	0,65	0,44	0,35	0,71	0,69
ϕ	0,94	0,94	0,99	–	0,98	0,97	0,99	0,97	0,998	0,96	0,98	0,96	0,95
Période (trim.)	34,5	84,8	41,9	–	46,2	44,0	36,4	23,8	92,5	33,8	18,5	33,2	44,3
Cycle court													
σ_κ	0,04	0,0	0,20	–	0,0	0,11	0,26	0,37	–	0,41	–	0,13	–
ϕ	0,998	1	0,96	–	1	0,96	0,97	0,85	–	0,91	–	0,99	–
Période (trim.)	14,7	12,1	11,7	–	19,4	11,4	11,6	10,6	–	11,6	–	11,9	–
Observations	*Muette sur le niveau de la tendance en 91T1*	*Tendance déterministe avec rupture de pente en 74T1*	*Tendance déterministe avec rupture de pente en 74T1*	*Tendance estimée par méthode de Hodrick-Prescott*		*Muettes sur l'irrégulier en 63T1 et 68T2*	*Pente déterministe avec rupture en 73T3*		*Tendance déterminis te*	*Muette sur l'irrégulier en 69T4*			

Légende : idem Tableau 1

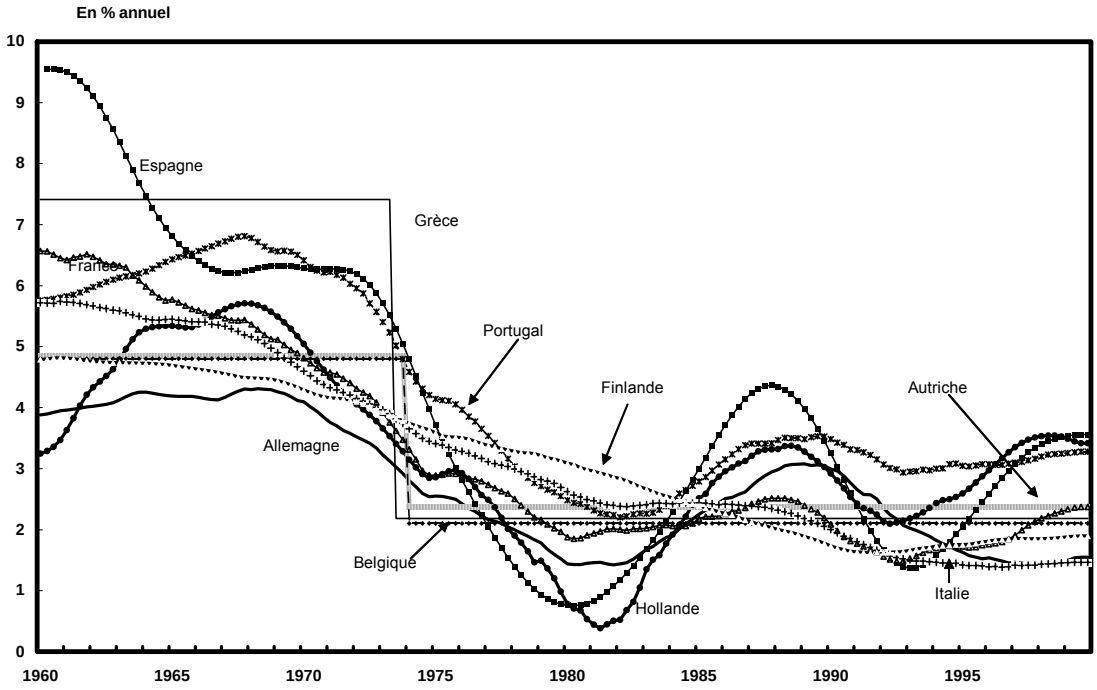
Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Tableau 3. Contribution des cycles nationaux au cycle européen moyen (60T1-99T4)

	Allemagne	Autriche	Belgique	Espagne	Finlande	France	Grèce	Hollande	Italie	Portugal	Zone Euro à 10
Ecart-type du cycle (en % de la tendance)	1,68	1,96	1,56	1,24	4,06	1,12	2,04	1,06	1,79	2,54	1,18
Volatilité relative par rapport au cycle européen = A	1,43	1,67	1,33	1,05	3,45	0,95	1,73	0,90	1,52	2,15	1
Coefficient de corrélation avec le cycle européen = B	0,86	0,62	0,83	0,62	0,33	0,85	0,53	0,50	0,74	0,70	1
Conformité avec le cycle européen C=A x B	1,21	1,03	1,10	0,66	1,15	0,81	0,91	0,45	1,12	1,52	1
Poids dans le PIB européen en % = D	30,3	3,0	3,9	10,4	1,8	20,9	1,6	5,7	20,1	2,3	100
Contribution au cycle européen en % = C x D	36,7	3,1	4,2	6,8	2,1	17,0	1,4	2,6	22,6	3,5	100

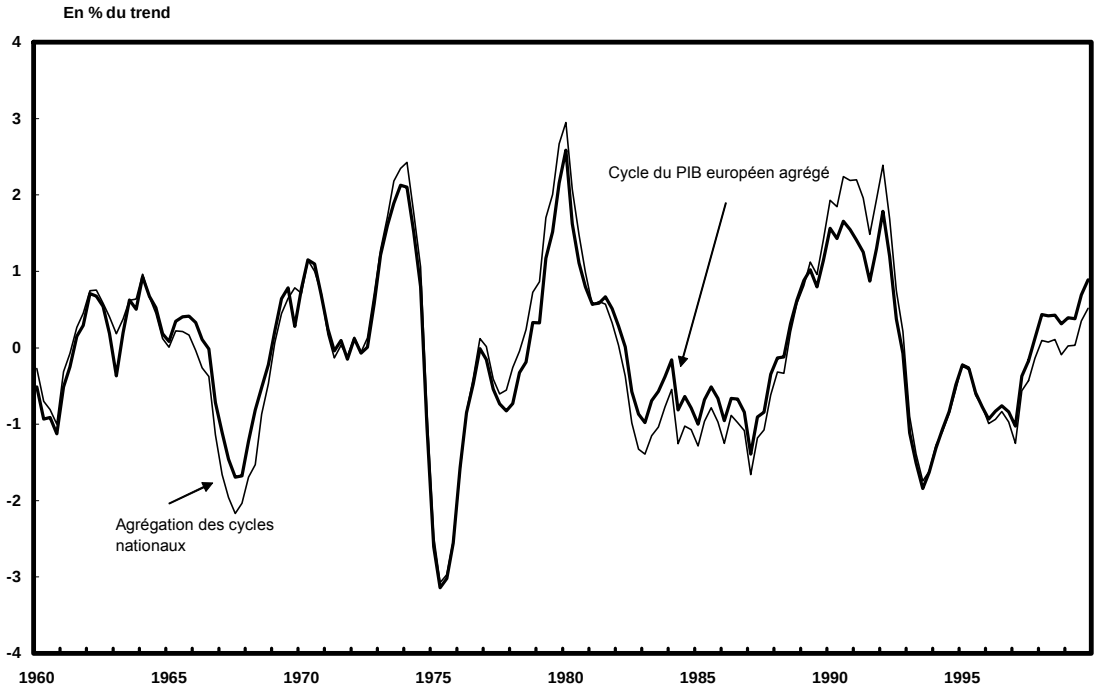
Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Figure 4 : Pentes tendancielles des PIB nationaux européens.



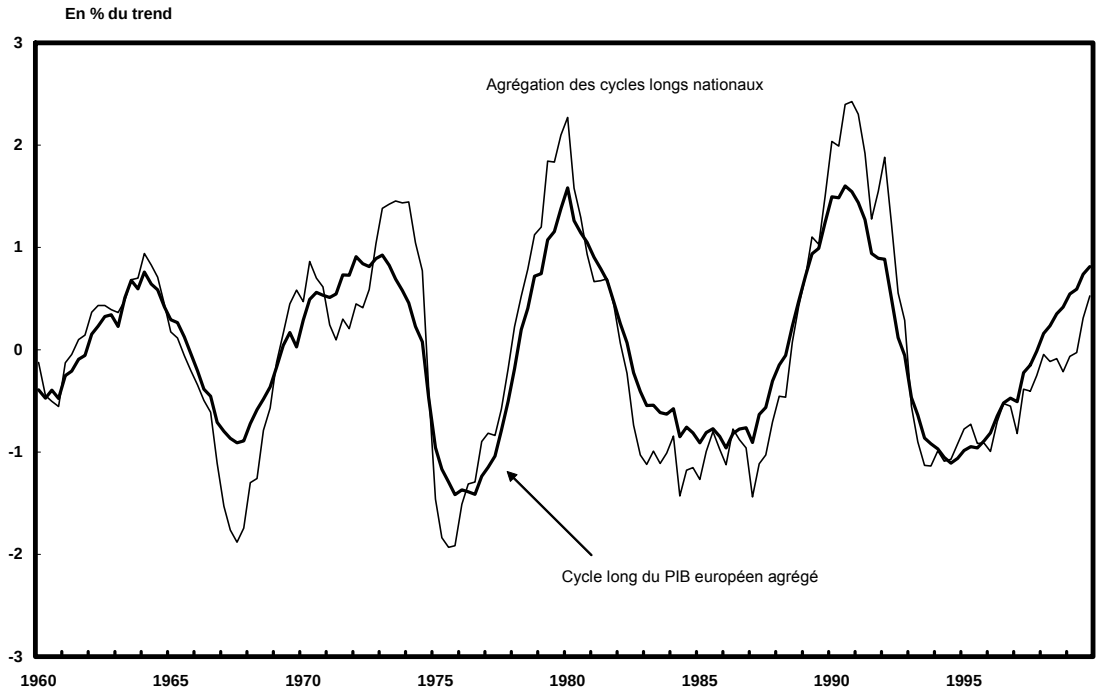
Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Figure 5 : Cycle européen global.



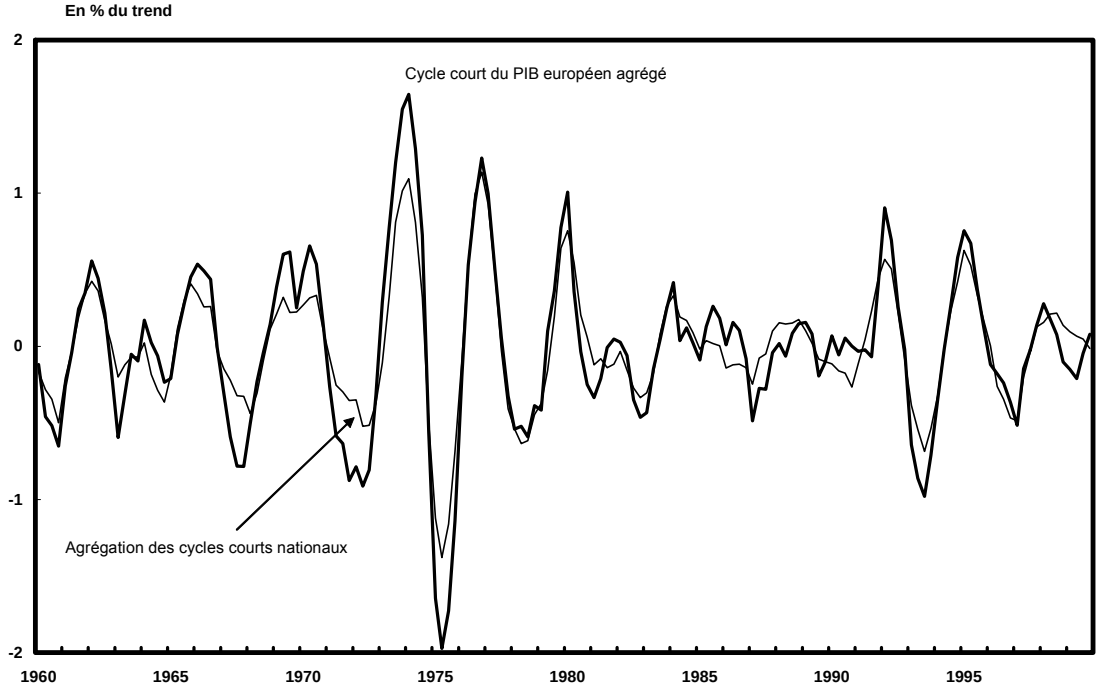
Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Figure 6 : Cycle long du PIB européen.



Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Figure 7 : Cycle court du PIB européen.



Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

5. L'approche multivariée : les cycles nationaux similaires sont engendrés par un petit nombre d'impulsions communes

5.1. Une zone monétaire « imparfaitement optimale »

Que la zone euro ne soit pas d'emblée, au vu de l'histoire, une zone monétaire parfaitement optimale se constate assez aisément, en considérant dans un premier temps le trio formé des trois principaux pays, Allemagne, France et Italie. L'estimation du modèle trivarié, que reproduit le Tableau 4, permet de localiser plus précisément les lieux de cette imperfection. Ce modèle, de forme désormais classique, avec « tendance douce », et d'assez bonne qualité statistique, est estimé sans imposer aucune contrainte sur les matrices de variances-covariances à trois dimensions des innovations. Il fait du coup ressortir un contraste marqué entre la force des corrélations entre les innovations nationales de certaines composantes et leur faiblesse pour d'autres :

- Les innovations affectant les pentes tendancielles des trois pays sont très positivement corrélées, sans l'être parfaitement. La force de cette corrélation traduit la communauté de l'histoire longue européenne, déjà tangible au travers des modèles univariés. Imposer une corrélation simplifierait cependant à l'excès cette communauté, notamment sur la fin de période, où la France paraît plus réactive à un regain tendanciel de croissance que ses deux autres partenaires (ce que traduit aussi la plus forte volatilité des innovations affectant sa croissance tendancielle). Fin 1999, la croissance tendancielle estimée pour la France apparaît un peu supérieure à 3% l'an, mais plus proche de 2% l'an pour les deux autres pays.

- A l'autre extrême du spectre des fréquences, les chocs impulsant le cycle court de l'ordre de trois ans sont assez fortement corrélés entre les trois économies. Ce cycle similaire est largement synchronisé entre les trois économies, même s'il serait excessif d'imposer une communauté parfaite (cette restriction pourrait être introduite pour le couple franco-italien). Ce cycle court recouvre l'impact des fluctuations du stockage, lesquelles se propagent rapidement d'un pays à l'autre au travers des flux commerciaux.

- En revanche, si le cycle long, d'une durée estimée de sept à huit ans, est de nature similaire dans les trois pays, il ne leur est clairement pas commun : les chocs

qui l'impulsent sont faiblement corrélés entre les trois économies. La corrélation n'est significativement positive, quoique médiocre, que pour le couple franco-allemand. Ce constat porte la marque de distorsions entre les conjonctures des trois économies au cours des décennies écoulées.

Évidemment, les fluctuations globales des trois économies, qui agrègent les deux fréquences cycliques et les inflexions de leurs tendances, sont sensiblement plus corrélées que les chocs impulsant le seul cycle long, puisque les diverses corrélations précédentes interfèrent dans ce mouvement d'ensemble. Mais il importe de remarquer que c'est le rythme conjoncturel fondamental, associé au cycle long et aux fluctuations de l'investissement, qui manifeste le plus de différences entre les trois économies. La gestion de ce rythme par les autorités responsables de la politique économique européenne s'en trouverait compliquée, si cette pluralité devait subsister comme par le passé.

Néanmoins, ce constat mérite aussi d'être tempéré. Lorsqu'on passe des trois principaux pays aux dix pays retenus de la zone euro, la « dimension » du cycle européen ne passe pas de trois à dix. Les autres pays de taille plus modeste se rattachent préférentiellement à l'un de ces trois principaux pays.

Tableau 4. Décomposition tendance-cycle des PIB allemand, français et italien (modèle trivarié, 60T1-99T4)

	Allemagne	France	Italie
Diagnostics			
$\sqrt{PEV}$ (Ecart-type de l'erreur de prévision)	0,71	0,59	0,76
R^2_d (Coefficient relatif de détermination)	0,56	0,79	0,41
N_{DH} (Statistique de normalité)	0,25	6,71*	10,59 **
$Q(p,q)$ (Statistique de corrélation de Box-Ljung)	9,61 (p=13, q=6)	4,76 (p=13, q=6)	9,85 (p=13, q=6)
Paramètres			
σ_ε (Ecart-type de la composante irrégulière)	0,18	0,30	0,12
ρ_ε (Coefficient de corrélation des composantes irrégulières contemporaines)	All./France : 0,22	France/ Italie : -0,38	Italie / All : -0,99
σ_η (Ecart-type des innovations sur le niveau de la tendance)	-	-	-
σ_ζ (Ecart-type des innovations sur la pente de la tendance)	0,10	0,11	0,08
ρ_ζ (Coefficient de corrélation des innovations contemporaines sur les pentes des tendances)	All/France : 0,90	France/ Italie : 0,98	Italie / All : 0,85
Cycle long			
σ_κ (Ecart-type des innovations du cycle)	0,46	0,19	0,45
ρ_κ (Coefficient de corrélation des innovations contemporaines sur le cycle long)	All. /France : 0,36	France/ Italie : -0,04	Italie / All : -0,11
ϕ (Facteur d'amortissement du cycle)		0,94	
Période du cycle en trimestres		30,4	
Cycle court			
σ_κ (Ecart-type des innovations du cycle)	0,24	0,19	0,39
ρ_κ (Coefficient de corrélation des innovations contemporaines sur le cycle court)	All/France : 0,41	France/ Italie : 0,91	Italie / All : 0,74
ϕ (Facteur d'amortissement du cycle)		0,93	
Période du cycle en trimestres		13,2	
Observations	*Une muette sur le niveau de la tendance du PIB en 91T1*	*Muettes sur la composante irrégulière du PIB en 63T1 et 68T2*	*Une muette sur la composante irrégulière du PIB en 69T4*

Légende : idem tableau 1
Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs

5.2. Sous les cycles longs nationaux : une composante commune symétrique et, au moins, deux sources d'asymétrie

Le modèle de décomposition canonique tendance-cycle utilisé jusqu'à présent est maintenant estimé dans une dimension multivariée sur les séries de PIB des dix pays de la zone euro (hors Irlande et Luxembourg), qui manifestent une forte similarité cyclique. Les analyses précédentes ont montré que cette similarité n'était pas exclusive d'une certaine diversité. L'approche multivariée à dix pays permet de caractériser plus complètement cette combinaison d'unité et de pluralité en testant le caractère commun, ou non, des impulsions qui donnent naissance aux cycles nationaux similaires.

5-2-1. La recherche des cycles communs

Dans cette modélisation multivariée, chaque composante stochastique – pente de la tendance, cycle court, cycle long – qui concourt à animer les séries nationales de PIB peut *a priori* faire l'objet d'un effort de réduction à un petit nombre de facteurs communs aux différents pays. En pratique, il est difficile de mener cette recherche simultanément pour les différentes composantes en raison du nombre élevé de contraintes que cela revient à imposer. Le choix a été fait de privilégier la recherche d'éventuels facteurs communs aux cycles longs nationaux, car cette composante cyclique constitue l'élément fondamental du mouvement conjoncturel des pays européens, entre lesquels elle peut manifester des différences sensibles, comme l'a montré l'estimation du modèle trivarié Allemagne-France-Italie. Aucune contrainte n'a été en revanche explicitement imposée sur les tendances et les cycles courts nationaux qui continuent à dépendre de facteurs d'impulsion idiosyncrasiques, même s'ils manifestent spontanément de fortes parentés. L'idée est bien d'évaluer le degré de communauté des impulsions pour la composante, le cycle long, qui manifeste les plus grandes différences apparentes entre pays.

On a donc recherché, pas à pas, jusqu'à quel point les dix cycles longs nationaux similaires pouvaient être engendrés par un nombre plus faible de facteurs d'impulsion communs, c'est-à-dire les innovations élémentaires et indépendantes qui les affectent à chaque période. Chacune de ces impulsions communes donne naissance à un cycle commun et les cycles nationaux ne sont qu'une combinaison spécifique de ces cycles communs – c'est cette combinaison qui caractérise chaque pays et non plus la chronique des impulsions, qui leur est commune. Réduire le nombre d'impulsions communes

indépendantes, en deçà des dix chroniques d'impulsion initiales, revient à introduire des contraintes sur la matrice de covariance du vecteur à dix dimensions des innovations du cycle long. Lorsque le rang de cette matrice est réduit d'une unité, le nombre de facteurs communs l'est également. Le rang minimal qui est obtenu correspond au nombre minimal de facteurs communs qui peut être atteint. On a ainsi réduit ce rang jusqu'au point où l'introduction d'une contrainte supplémentaire aurait semblé inadmissible au vu des diagnostics statistiques et surtout de critères appropriés à l'exercice mené : il s'agit en effet de conserver pour chaque pays une estimation de la tendance restant compatible avec celle qui découle du modèle univarié, afin d'éviter que la recherche des cycles communs n'aboutisse à styliser exagérément le profil des cycles nationaux.

Cette démarche permet d'admettre jusqu'à trois la réduction du nombre de facteurs d'impulsion communs qui engendrent les dix cycles longs nationaux similaires. Une réduction supplémentaire, à deux ou un facteurs communs, est clairement inadmissible et bute sur l'irréductibilité déjà relevée du trio formé des trois principaux pays :

- L'évolution des diagnostics statistiques de normalité et d'autocorrélation, au fur et à mesure de la réduction, n'est pas l'argument le plus concluant. D'une part, dans cette séquence de modèles multivariés, qui n'ont pas pour objet d'affiner les modélisations nationales mais de s'interroger sur l'existence de facteurs d'impulsion communs, les diagnostics nationaux restent globalement médiocres et il n'existe pas de diagnostic général pour le modèle global ; d'autre part, si on s'en tient à un critère qualitatif – nombre de pays pour lesquels les hypothèses de normalité des résidus et de nullité de leur autocorrélation ne sont pas rejetées au seuil de 5% ou de 1% –, la variation de ce nombre n'est jamais supérieure à l'unité quand on introduit une restriction supplémentaire. La qualité de la modélisation d'un pays donné varie en fait assez peu avec le nombre de contraintes. En revanche, l'évolution du coefficient de détermination relatif R^2_d apporte plus d'information : l'importante et générale diminution de ce coefficient, quand on passe de trois à deux facteurs communs, indique que la qualité descriptive du modèle ne résiste pas à une réduction à moins de trois cycles communs.

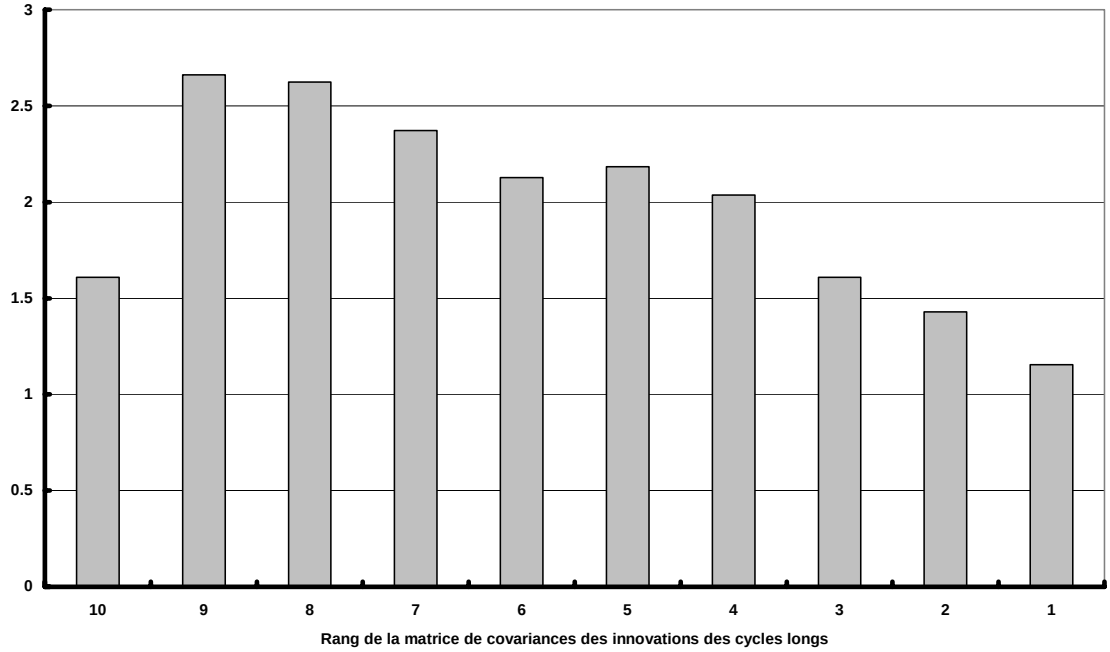
- L'évolution, au fur et à mesure de la réduction du nombre de facteurs communs, de l'estimation d'un paramètre-clef du modèle, confirme ce constat. Il s'agit de l'écart-type des innovations du cycle long. Lorsque cet écart-type diminue pour un pays, comparativement aux écarts-types des autres innovations (de la

tendance, du cycle court et de la composante irrégulière), cela signifie que le cycle long, bien que présent dans la décomposition de la série, joue un rôle amoindri dans sa dynamique. L'écart-type estimé des innovations du cycle long diminue de fait, pour un pays donné, lorsque le nombre de facteurs communs se réduit. En prenant la somme des dix écarts-types, on dispose d'un indicateur global, dont le profil, en fonction du nombre de facteurs communs retenus, amène de nouveau à penser que ce nombre ne peut être réduit en deçà de trois et que cette réduction est déjà audacieuse (Figure 8). En deçà, le trop petit nombre de facteurs communs ne suffit clairement plus à engendrer la dynamique cyclique de chaque économie nationale.

– Une dernière mesure, simple et intuitive, confirme encore ce résultat. On peut calculer le coefficient de corrélation entre deux estimations du cycle long d'un pays, celle issue du modèle univarié présenté plus haut et celle issue du modèle multivarié, pour un degré de restriction donné. Une corrélation convenable permet d'assurer la cohérence souhaitée entre les différentes approches pratiquées. Là encore, le cycle long d'un pays est d'autant moins corrélé à son étalon univarié que le nombre de facteurs communs diminue, ce qui est logique, puisque les degrés de liberté pour estimer ce cycle se réduisent. Selon ce critère très empirique, on retrouve des décrochages analogues, confirmant que le nombre de facteurs communs ne peut être réduit en deçà de trois (Figure 9).

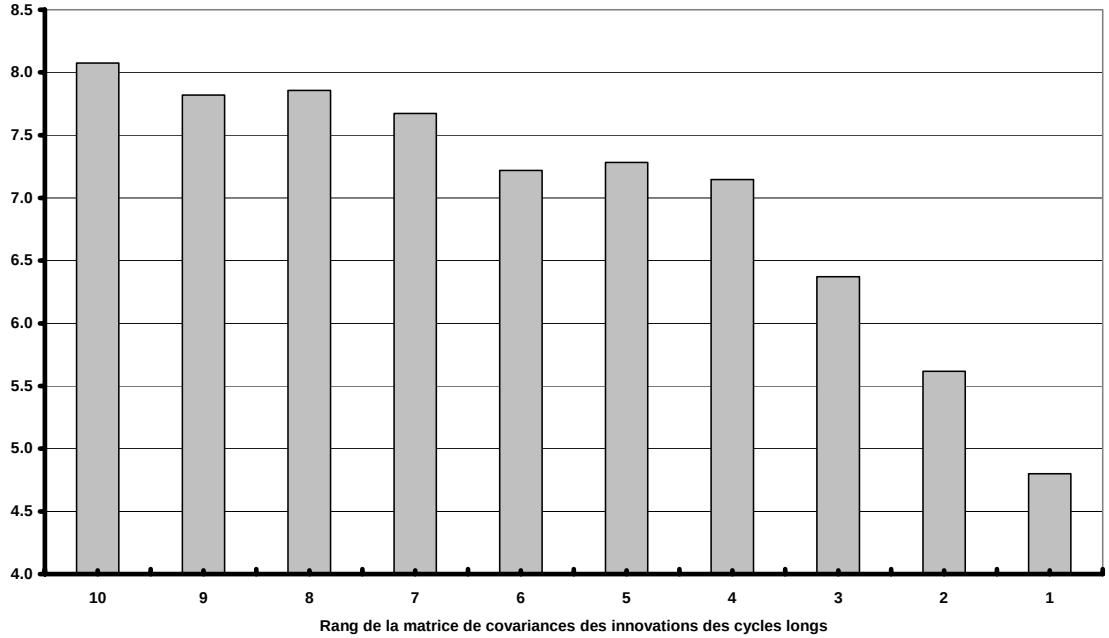
Si la zone euro était une zone monétaire optimale, on n'aurait qu'un seul cycle long commun engendrant les cycles longs nationaux, qui n'en seraient que des multiples, ce qui témoignerait de la parfaite symétrie, à l'intensité près, des chocs engendrant le mouvement conjoncturel fondamental. Ce n'est pas tout à fait une zone monétaire optimale : la zone euro apparaît être au moins de dimension trois!

Figure 8 : Évolution de la somme des écarts-types des innovations des dix cycles longs nationaux en fonction du nombre de facteurs communs gouvernant ces cycles (modélisation multivariée).



Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Figure 9 : Évolution de la somme des dix coefficients de corrélation entre cycles longs nationaux respectivement issus des modèles univariés et multivariés en fonction du nombre de facteurs communs retenus dans la modélisation multivariée.



Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Tableau 5. Décomposition tendance-cycle des PIB nationaux issue du modèle multivarié avec restriction à trois facteurs communs pour le cycle long (60T4-99T4)

	Allemagne	Autriche	Belgique	Espagne	Finlande	France	Grèce	Hollande	Italie	Portugal
Diagnostics										
$\sqrt{PEV}$	0,90	1,11	0,58	0,61	1,25	0,92	0,88	0,83	0,90	1,10
R^2_d	0,30	0,17	0,07	0,41	-0,05	0,50	0,19	0,13	0,19	0,22
N_{BS}	1,03	110,30 **	21,07 **	39,36 **	6,13 *	57,59 **	179,40 **	61,25 **	6,37 *	11,72 **
Q(13,6)	43,1 **	14,3 *	188,6 **	111,7 **	61,8 **	11,2	168,0 **	36,7 **	49,8 **	63,7 **
Paramètres										
σ_ε	0,38	0,61	0,28	0,29	0,64	0,48	0,41	0,45	0,47	0,61
σ_ζ	0,10	0,14	0,08	0,15	0,16	0,11	0,12	0,10	0,11	0,15
Cycle long										
σ_κ	0,26	0,14	0,10	0,08	0,09	0,30	0,09	0,12	0,29	0,12
ϕ	0,90									
Période (trim.)	39,3									
Cycle court										
σ_κ	0,45	0,42	0,26	0,22	0,54	0,32	0,43	0,33	0,31	0,41
ϕ	0,90									
Période (trim.)	12,7									
Observation	*Muette sur le niveau de la tendance en 91T1*					*Muettes sur l'irrégulier en 68T2*			*Muette sur l'irrégulier en 69T4*	

Légende : voir tableau 1.

Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

La réduction à un modèle multivarié qui engendre les dix cycles longs nationaux par un jeu de trois facteurs communs d'impulsion, différemment pondérés d'un pays à l'autre, a l'avantage de pouvoir faire l'objet d'une interprétation assez claire – bien que ce modèle ne dispose pas d'un avantage statistique décisif par rapport à un modèle à quatre facteurs communs. Le Tableau 5 donne les résultats de cette estimation multivariée où le rang de la matrice de covariance des innovations gouvernant le cycle long est réduit à trois. Les diagnostics statistiques sont globalement médiocres – ce qui alerte sur la dureté des contraintes imposées aux décompositions nationales dans cette estimation multivariée. Elle est plus intéressante par les résultats communs aux différents pays que par les seuls résultats nationaux. Les particularités de nombreux petits pays sont rétives aux contraintes imposées par la formulation multivariée et il faudrait introduire des variables nationales *ad hoc* pour les prendre en compte. Mais, de nouveau, les deux composantes cycliques, courte et longue, apparaissent clairement présentes dans tous les pays européens.

5-2-2. L'interprétation des cycles communs

Les impulsions qui gouvernent les cycles longs nationaux, d'ordre décennal, ne sont pas indépendantes entre pays. L'estimation du modèle permet d'obtenir la combinaison des trois cycles communs élémentaires qui caractérise chaque cycle long national. L'interprétation de cette combinaison n'est cependant pas immédiate, car elle est affectée par l'écriture particulière du modèle multivarié retenue pour représenter l'influence des trois facteurs communs sur les dix cycles nationaux (*cf.* équation (7)). A cause de cette écriture, l'ordre d'énonciation des pays intervient dans la détermination des facteurs communs. On peut, grâce à une analyse en composantes principales (ACP) effectuée sur les trois cycles communs élémentaires, modifier cette écriture – comme on peut changer de base dans un espace vectoriel à trois dimensions – de manière à parvenir à une représentation plus interprétable des trois cycles communs indépendants. Alors que la « base » fournie par STAMP est arbitraire, celle qui est issue de l'ACP est unique et interprétable. Les trois cycles issus de l'ACP correspondent aux trois axes produits par cette dernière et l'ordre de ces trois cycles correspond à la part qu'ils prennent dans la variance des données soumises à l'analyse. L'ACP permet d'identifier une base tridimensionnelle des cycles longs nationaux, qui se prête plus aisément à l'interprétation. En effet, lorsque les cycles longs nationaux sont utilisés comme variables supplémentaires

dans l'ACP, les coordonnées de chaque pays sur chacun des trois axes autorise cette interprétation : chacune de ces coordonnées est égale au coefficient de corrélation entre le cycle national et le cycle commun considérés (Tableau 6). L'expression « cycles communs » ou « composantes communes » renvoie donc désormais aux trois cycles issus de l'ACP. Leur interprétation est liée à une lecture attentive des coordonnées nationales dans l'espace formé par ces trois composantes. Qu'une composante soit commune ne signifie pas que son impact soit de même signe, ou symétrique, sur chaque cycle national :

- la deuxième composante commune (qui n'est donc pas celle expliquant la part maximale de la variance du nuage formé par les cycles communs originels, mais seulement 31%) constitue la composante européenne symétrique, qui intervient positivement dans la détermination de tous les cycles longs nationaux. Elle présente une forte corrélation générale avec chacun d'eux (plus de 0,75, sauf pour l'Italie). Les chocs qui l'engendrent sont de nature symétrique. Cette composante a une allure proche du cycle long européen identifié à partir du PIB européen agrégé, au sein du modèle bivarié rassemblant Etats-Unis et Europe[14] (Figure 10). Leur coefficient de corrélation vaut 0,83. La composante commune symétrique qui contribue à animer les cycles longs nationaux participe ainsi fondamentalement au mouvement agrégé du PIB européen (bien que celui-ci puisse porter la marque d'évolutions nationales spécifiques suffisamment importantes pour que l'impact n'en soit pas dilué dans l'agrégation européenne).

- la première composante commune (41% de la variance totale) influence très inégalement les cycles nationaux. Elle permet de retracer l'intensité des oppositions de phase entre deux groupes de pays : un groupe « germanique » (Allemagne, Autriche, Pays-Bas, mais aussi Grèce), auquel elle est positivement associée, et un groupe « latin » (Espagne, France, Italie, Portugal, plus la Finlande), auquel elle l'est négativement. La Belgique est située à égale distance de ces deux groupes. Cette composante commune est porteuse d'une opposition binaire puisqu'elle influence simultanément mais selon des signes différents ces deux groupes. Les chocs dont elle

[14] L'amplitude des cycles communs issus de l'ACP, qui s'applique à des données normalisées, est cependant arbitraire. Pour des raisons de comparabilité, l'écart-type du deuxième cycle commun a été ramené à celui du cycle du PIB européen agrégé.

retrace l'impact, opposés plutôt qu'asymétriques[15], peuvent contrer la diffusion des influences portées par la composante symétrique précédente (Figure 11). Il en est ainsi de la récession germanique de 1966-67 ou de l'unification allemande de 1990 dont l'impact initialement expansif tempère le ralentissement européen général. De 1983 à 1987 également, l'Allemagne et les Pays-Bas connaissent une situation plus favorable que la France et l'Italie, franchement enlisées dans la dépression. Cet écart s'explique alors par une meilleure compétitivité du groupe « germanique », face à un groupe « latin » encore à forte inflation. Les politiques de désinflation qui s'engagent dans ce dernier ne produiront que progressivement leur effet et ont un coût initial important en termes de baisse d'activité.

– la troisième composante commune (23% de la variance totale) divise le groupe latin. Il oppose la France, auquel il est positivement associé, aux autres pays du groupe « latin », surtout l'Italie, auxquels il l'est négativement. Cette troisième composante concerne peu le groupe germanique. Elle porte ainsi la marque positive de la relance française transitoire de 1981-82, avant que la France ne doive supporter les sacrifices de la période de rigueur. Elle est en revanche négativement influencée par la dépression française des années 1990, lorsque la France, devenue un pays à monnaie forte, « déserte » le camp latin, qui a basculé du côté de la dépréciation monétaire au cours de la crise du Système monétaire européen (SME). En revanche, la politique de soutien conjoncturel engagé par le gouvernement Jospin depuis 1997 s'inscrit clairement et positivement dans l'évolution récente de cette troisième composante commune, alors que l'Italie reste à la traîne de la conjoncture européenne.

[15] Pour être rigoureux, on pourrait parler de chocs asymétriques lorsque des chocs indépendants, donc a priori désynchronisés, affectent les cycles similaires de différents pays ; de chocs opposés lorsque ces chocs, simultanés et parfaitement corrélés mais de signes opposés, transitent par une même composante commune pour influencer les cycles nationaux.

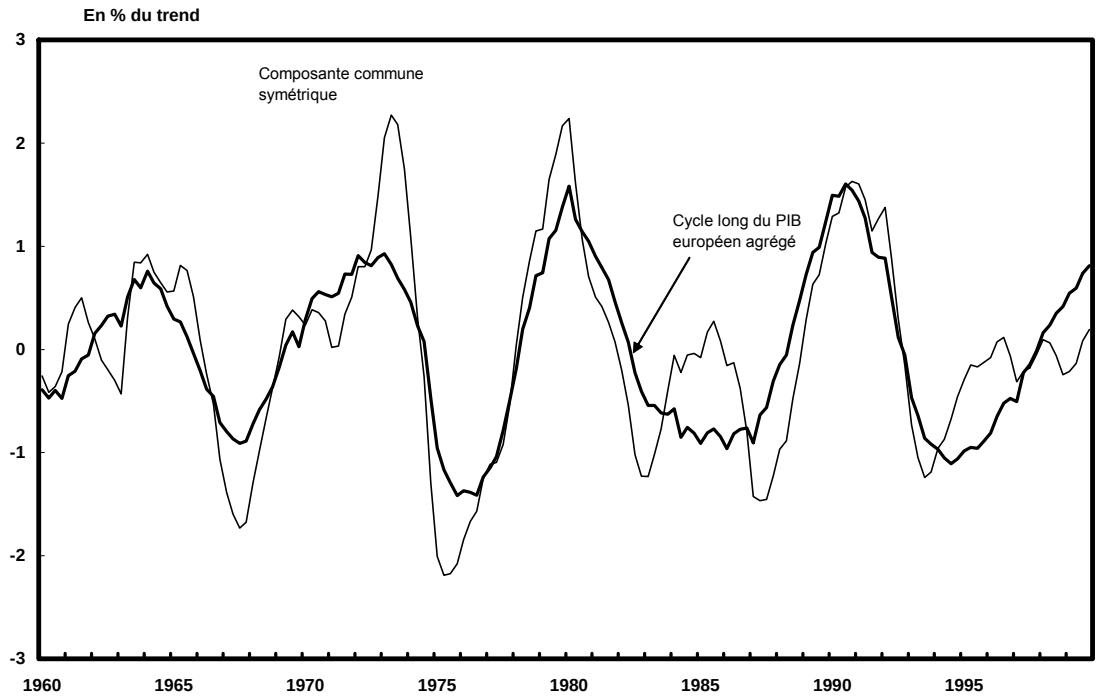
Tableau 6. Coordonnées des cycles longs nationaux issus du modèle multivarié sur les trois axes principaux (ou composantes communes)

	Allemagne	Autriche	Belgique	Espagne	Finlande	France	Grèce	Hollande	Italie	Portugal
Première composante commune	0,45	0,43	0,00	-0,40	-0,32	-0,33	0,63	0,31	-0,74	-0,27
Deuxième composante commune	0,89	0,89	0,97	0,84	0,89	0,82	0,77	0,95	0,48	0,92
Troisième composante commune	-0,01	-0,15	-0,23	-0,36	-0,33	0,47	0,07	-0,03	-0,47	-0,29

Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

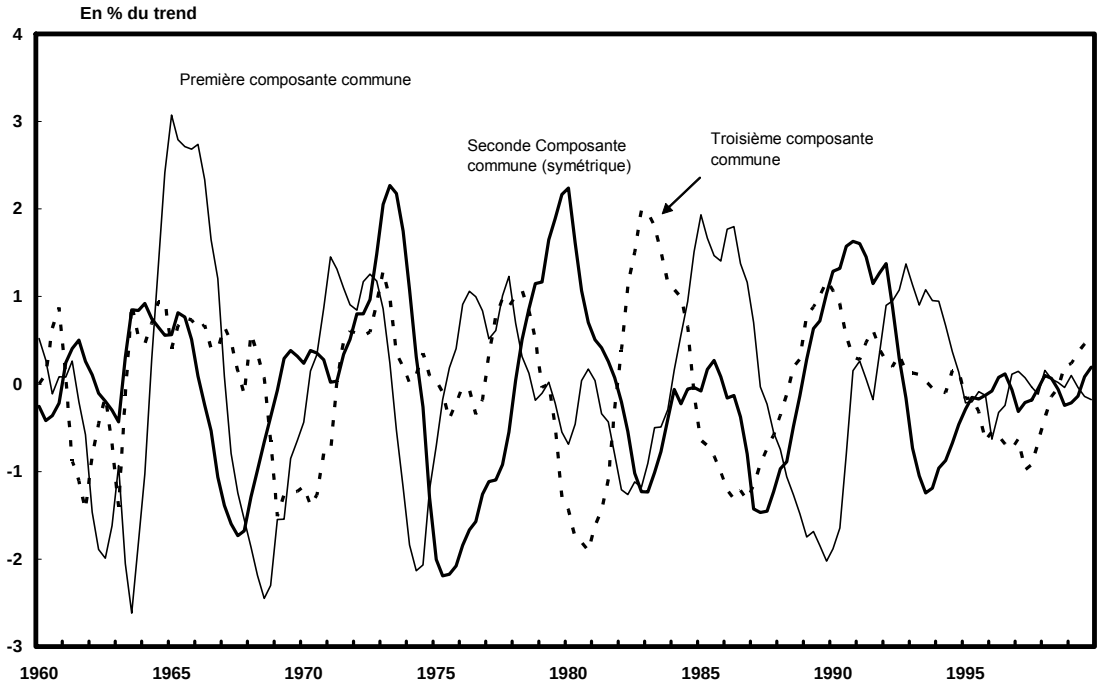
Ces deux dernières composantes communes, qui retracent l'impact des chocs intra-européens asymétriques, voire franchement opposés, ont profondément partie liée avec l'histoire européenne antérieure à l'entrée en vigueur de l'euro. Elles portent clairement la trace des conflits monétaires qui ont traversé l'Europe, y compris au cours de la vie du SME, dont la naissance en 1979, au milieu de la période considérée, n'a pas empêché la récurrence de mouvements asymétriques prononcés. Mais, compte tenu de leur nature, il n'est pas exclu que la réalisation même de l'union monétaire contribue à l'amortissement de ces mouvements opposés ou asymétriques. La disparition des fluctuations de change réciproques et l'établissement d'une « culture » commune de faible inflation sont des facteurs de réduction des asymétries, qui constituent une différence essentielle entre l'union monétaire et le ci-devant SME. Au demeurant, la première composante commune, celle qui correspond à l'opposition binaire entre groupes « germanique » et « latin », est d'amplitude très faible depuis 1995, c'est-à-dire depuis la fin de la crise du SME.

Figure 10 : Cycle long du PIB européen agrégé et composante commune « européenne » des cycles longs nationaux.



Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Figure 11 : Les trois composantes communes des cycles longs nationaux.



Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Afin de préciser le rôle respectif des trois composantes communes élémentaires dans la constitution du cycle long européen, ce dernier, calculé comme l'agrégation des cycles longs nationaux issus du modèle multivarié, peut être exprimé directement en fonction de ces trois composantes communes. Les coefficients de cette décomposition additive sont issus de l'estimation du modèle multivarié et de l'analyse en composantes principales :

$$\begin{aligned} &Cycle\ long\ européen = \sum_{i=1}^{10} \alpha_i\ Cycle\ long\ national_i \\ &Cycle\ national_i = \sum_{j=1}^{3} \beta_{ij}\ Composante\ commune_j \\ &Cycle\ long\ européen = \sum_{j=1}^{3} \left(\sum_{i=1}^{10} \alpha_i\ \beta_{ij} \right) Composante\ commune_j \end{aligned} \tag{10}$$

Le cycle long européen ainsi obtenu présente un profil proche de celui qui dérivait de l'agrégation des cycles longs nationaux issus des modèles univariés[16]. Les « cycles

[16] L'amplitude du cycle long européen ainsi calculé apparaît cependant bien moindre que celle obtenue jusqu'à présent pour les cycles européens. Dans la modélisation multivariée, l'importance des restrictions introduites suscite une perte d'amplitude des cycles nationaux et, en contrepartie, une plus grande nervosité des tendances nationales. Ceci se retrouve dans la faiblesse des écarts-

européens moyens » obtenus par ces deux méthodes sont très ressemblants puisque leur coefficient de corrélation vaut 0,90. La décomposition précédente procure une information supplémentaire, en explicitant la contribution de chaque composante commune au cycle long européen. On peut alors visualiser le cycle européen comme la somme des trois contributions correspondant à chaque composante commune, pondérée par un coefficient compliqué qui prend en compte le poids de chaque pays et le rôle de la composante dans le cycle de ce pays (Figure 12). Ce coefficient peut avoir *a priori* une valeur positive, nulle ou négative. L'impact global d'une composante commune sur l'Europe peut en effet recouvrir des compensations entre un impact positif sur certains pays et négatif sur d'autres.

La contribution de la composante commune symétrique se confond presque avec le cycle long européen lui-même, bien que cette composante n'explique que moins d'un tiers de la variance totale des cycles communs originels identifiés par l'estimation multivariée (Figure 12). Cette observation confirme le poids déterminant de cette composante symétrique pour le mouvement agrégé du PIB européen, bien qu'elle soit loin d'épuiser l'ensemble des conjonctures nationales : les cycles longs nationaux confèrent, pris un à un, un rôle bien plus important, mais différencié, aux deux autres composantes communes, qui traduisent le jeu évolutif des oppositions « germano-latine » ou « franco-latine ».

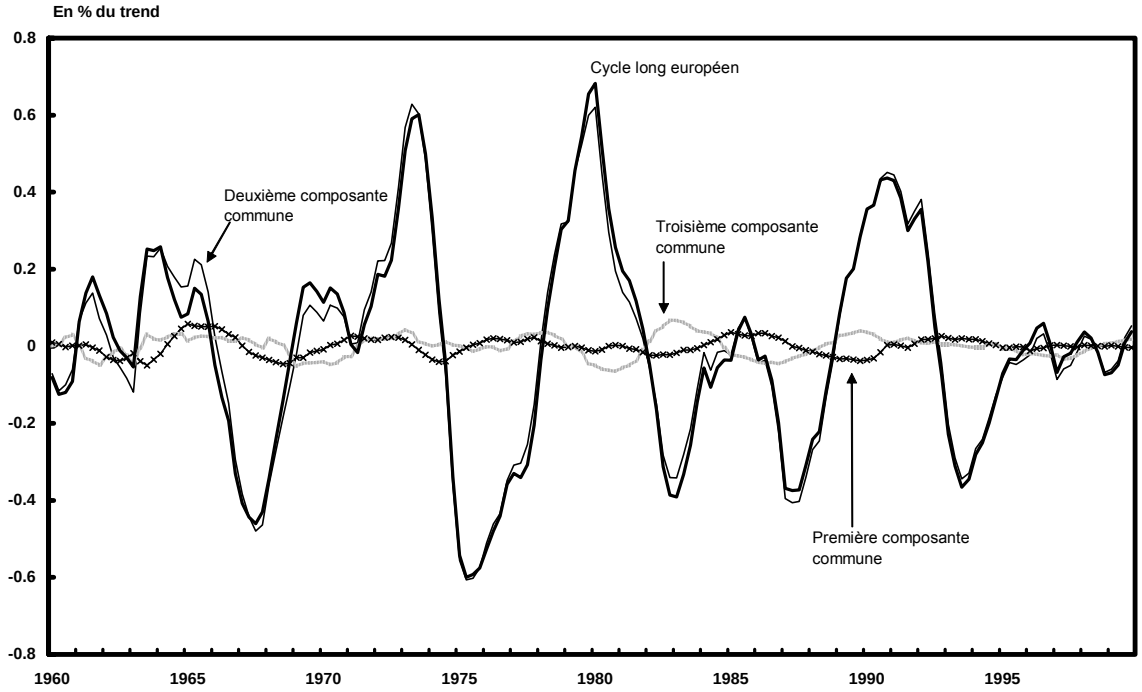
Le cycle européen agrégé recouvre la propagation de chocs simultanés et symétriques, mais ce cycle à la fois moyen et commun, au sein de la zone euro, n'explique que pour un petit tiers la variance globale des conjonctures nationales[17]. Celles-ci sont affectées par des chocs de signe contraire, qui tendent à se compenser à l'échelle européenne, mais aussi, semble-t-il, à s'atténuer sur les années les plus récentes.

---

types des cycles longs dans le tableau 5. Le calcul ici mené informe sur les rôles comparés des trois composantes communes mises en évidence dans l'animation du cycle européen agrégé, mais non pas sur l'amplitude de ce dernier.

[17] Cet ordre de grandeur n'est pas sans rappeler celui qu'obtiennent, à partir d'une méthode et de données différentes, qui prennent en compte la dimension régionale, Forni et Reichlin lorsqu'ils décomposent la variance globale des croissances régionales en Europe: la composante européenne correspondant à des fluctuations de durée inférieure à dix ans contribue pour 32% à cette variance (Forni et Reichlin, 2001, table 3, p.123).

Figure 12 : Contributions des trois composantes communes au cycle long agrégé du PIB européen.



Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

6. Un lent dépérissement des chocs asymétriques et opposés ?

L'approche multivariée a permis de comprendre la conjoncture européenne comme le produit de trois composantes communes, l'une symétrique et les deux autres retraçant l'impact de chocs asymétriques, ou plutôt opposés. Cette question de la symétrie des chocs impulsant la conjoncture européenne peut être plus précisément étudiée par l'examen de la chronique des innovations affectant les cycles. En effet, lorsqu'un modèle de décomposition tendance-cycle est estimé, la chronique des innovations relative à chaque composante stochastique du modèle peut être extraite à partir du résultat de cette estimation[18]. Cette chronique est une réalisation particulière de la loi probabiliste gouvernant ces innovations (un « bruit blanc ») et cette réalisation devrait refléter la séquence historique des chocs de nature diverse qui ont eu un impact sur la composante stochastique considérée. On peut en particulier s'intéresser à la chronique des innovations qui impulsent les composantes cycliques d'ordre décennal et dont la propagation obéit aux paramètres structurels gouvernant ces dernières (durée et coefficient d'amortissement).

La pluralité des approches mobilisées jusqu'à présent permet cependant d'extraire les innovations qui sont à la source des fluctuations européennes à partir de modèles distincts. L'harmonie n'est pas acquise mais cette pluralité autorise un questionnement ouvert :

- Derrière l'excellente conformité entre les cycles du PIB européen agrégé et l'agrégation des cycles nationaux, peut-on discerner une symétrie forte et croissante des chocs impulsant les cycles longs nationaux, tels qu'ils sont issus des modèles univariés ?
- L'existence d'au moins trois composantes communes engendrant l'ensemble des cycles longs nationaux, d'après la modélisation multivariée, n'est-elle pas au contraire le signe d'une asymétrie persistante des chocs ?

Pour tenter de répondre à ces questions, deux indicateurs synthétiques de diffusion ont d'abord été construits à partir des chroniques d'innovations impulsant les cycles longs nationaux, en provenance des modèles univariés, de manière à voir si ces modèles

[18] Le calcul des innovations associées à un cycle est précisé dans l'article de Fayolle et Mathis (1993).

indépendamment estimés révèlent, ou non, une progression de la symétrie. A chaque date, on peut distinguer, au sein des chocs affectant les pays de la zone, les chocs significativement positifs (en nombre noté *Pos*), les chocs significativement négatifs (*Neg*) et les chocs non significatifs[19]. Deux indicateurs sont calculés à partir de ces grandeurs, en moyenne mobile sur des périodes glissantes de douze trimestres, de manière à évaluer l'intensité et la nature moyennes des chocs au voisinage d'un trimestre donné. Les pays ne sont pas pondérés par leur taille : parce qu'on cherche à mesurer la diffusion des chocs parmi l'ensemble des pays, chacun d'eux compte pour un. La durée empiriquement retenue pour ce lissage est suffisamment courte pour rester bien inférieure à la durée normale des cycles longs, suffisamment longue pour indiquer les traits dominants des chocs au voisinage de chaque trimestre, sachant que ces chocs, pris un à un, sont plus ou moins erratiques. Ce lissage permet aussi de prendre en compte la diffusion de chocs largement conjoints mais qui ne frappent pas exactement au même moment les différents pays. Evidemment, ils ne rendent pas compte, par eux-mêmes, des délais de diffusion des influences entre pays. Ces indicateurs sont définis comme suit :

– L'indicateur de chocs simultanés (*Sim*) relève la proportion de pays touchés par un choc significatif, aussi bien expansif que récessif, en moyenne mobile sur les trois ans encadrant le trimestre courant :

$$Sim_t = \frac{100}{12} \times \sum_{i=-5}^{6} \frac{Pos_{t+i} + Neg_{t+i}}{10} \tag{11}$$

– L'indicateur de chocs opposés (*Opp*) est construit à partir du solde absolu |*Pos*-*Neg*| des nombres respectifs de chocs expansifs et récessifs, rapporté au nombre de pays significativement touchés dans la zone, ces grandeurs étant de nouveau mesurées en moyenne mobile sur douze trimestres :

$$Opp_t = 100 \times \left(1 - \frac{\sum_{i=-5}^{6} \left| Pos_{t+i} - Neg_{t+i} \right|}{\sum_{i=-5}^{6} \left(Pos_{t+i} + Neg_{t+i} \right)} \right) \tag{12}$$

Ce second indicateur évalue, lorsque des chocs significatifs interviennent, dans quelle mesure ces chocs sont de signe opposé pour les différents pays concernés. Il vaut

[19] Dans un pays donné, un choc significatif est un choc dont la valeur absolue est supérieure à deux fois l'écart-type de la chronique complète des chocs.

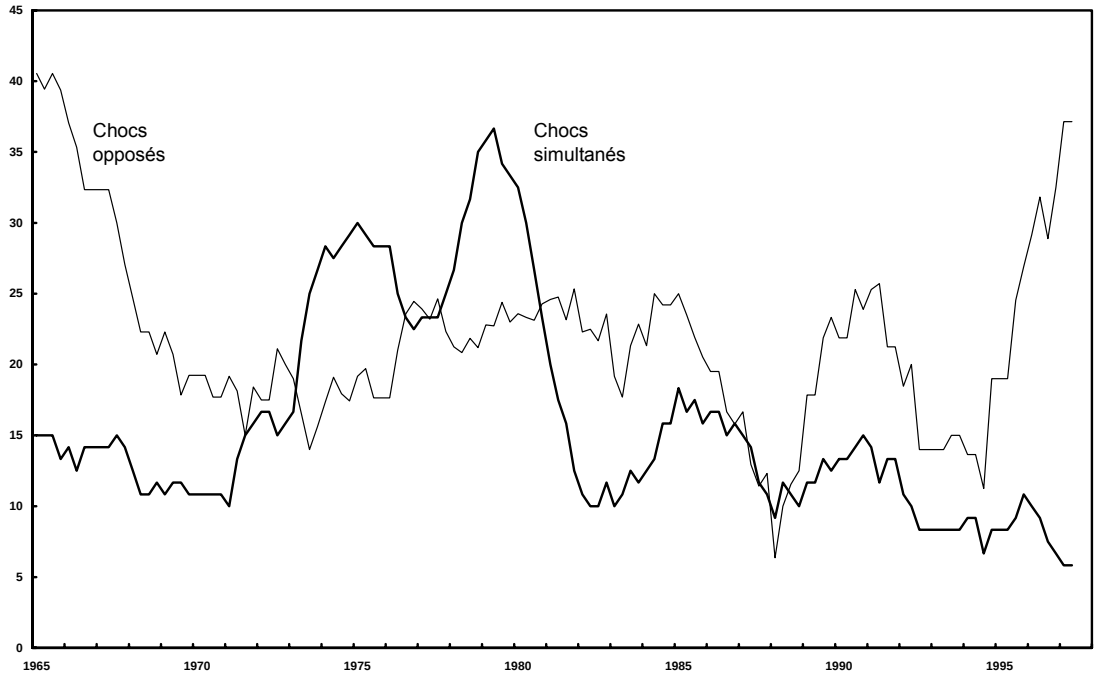
100 lorsque les chocs, sur la période mobile de trois ans, sont de nature complètement opposée au sein de la zone (*Pos=Neg*), et zéro s'ils sont tous purement symétriques (*Pos=0*, ou *Neg* = 0).

Les chocs significatifs d'une période donnée seront considérés comme parfaitement symétriques lorsqu'ils sont à la fois simultanés (*Sim=100*) et de même signe pour tous les pays (*Opp=0*). La Figure 13 retrace l'évolution des deux indicateurs. La mise en moyenne mobile explique les pertes d'observations aux extrémités de périodes.

Parmi les chocs à dominante fondamentalement symétrique, on retrouve les deux chocs pétroliers, de nature récessive. Au cours des années 1980 et 1990, la diffusion de chocs simultanés et significatifs a plutôt tendance à s'amoindrir. Mais, lorsque de tels chocs interviennent, ils manifestent un degré d'opposition encore non négligeable, en particulier durant les années 1982 à 1985, qui voient des conjonctures et des politiques nationales disparates, puis dans les années 1990 à 1992, qui vont de l'unification allemande à l'éclatement du SME. Si la symétrie a progressé par rapport aux années 1960, elle est encore loin d'être parfaite.

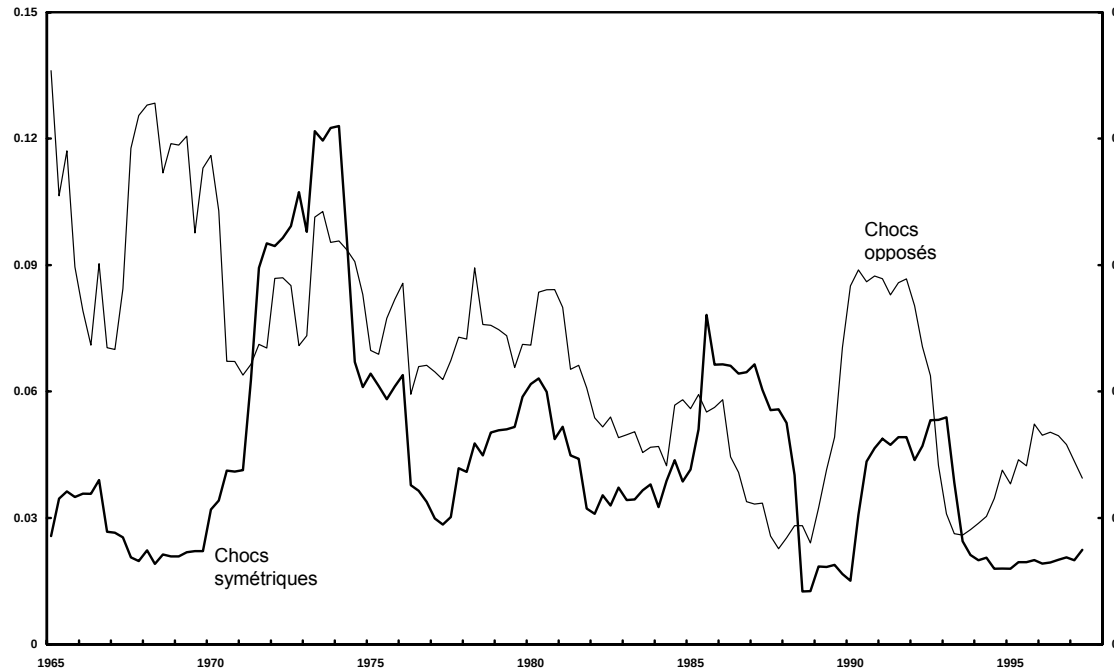
En fin de période, la remontée de l'indicateur de chocs opposés doit être interprétée avec prudence. En effet, depuis la sortie de crise du SME, en 1995, l'importance et la diffusion des chocs paraissent bien plus faibles : l'indicateur de chocs simultanés devient inférieur à 10%. Mais, au sein de ce faible ensemble de chocs, une certaine opposition se manifeste. On sait ainsi que le « trou d'air » consécutif à la crise asiatique de 1997-98 (dont l'éventuel impact est incorporé dès 1997 dans les indicateurs, en raison du lissage pratiqué) a été plus fortement ressenti par l'Allemagne que par la France. L'Europe de la monnaie unique paraît moins vulnérable à des chocs d'origines diverses, sans que cette moindre vulnérabilité collective efface d'emblée toutes les différences de sensibilité en son sein.

Figure 13 : Indicateurs de diffusion des chocs simultanés et opposés (en provenance des modèles unvariés).



Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Figure 14 : Indicateurs de volatilité des chocs symétriques et opposés (en provenance des modèles multivariés).



Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Cette vision est-elle compatible avec les apports de la modélisation multivariée ? En extrayant les innovations des trois composantes communes issues de cette dernière, on devrait obtenir, d'une part, une chronique de chocs symétriques, et, d'autre part, deux chroniques de chocs retraçant les oppositions « germano-latine » et « intra-latine ». A partir de ces chroniques, on peut ainsi bâtir deux nouveaux indicateurs, représentant cette fois-ci l'intensité plutôt que la diffusion des chocs, en assimilant cette intensité à la volatilité des innovations, c'est-à-dire leur variance empirique mesurée sur une période glissante de trois ans :

- La volatilité des innovations de la composante commune symétrique indique l'importance des chocs symétriques, au voisinage d'un trimestre donné.
- La somme des volatilités des innovations des deux autres composantes communes indique l'importance des chocs de nature opposée.

Ces deux indicateurs (Figure 14) présentent une parenté notable avec les deux indicateurs de diffusion issus des modèles univariés, bien que les méthodes empiriques *ad hoc* utilisées dans chaque cas incitent à une comparaison prudente. Cependant, l'indicateur de volatilité des chocs opposés affiche une tendance plus marquée à la baisse de leur intensité, depuis les années 1960. Cette tendance est interrompue au cours des années qui suivent immédiatement l'unification allemande, jusqu'à la crise du SME. Il faut remarquer que l'indicateur de volatilité des chocs symétriques connaît aussi, avec un certain décalage, une remontée de 1991 à 1993. A cette époque, les conflits d'intérêt entre pays européens suscités par les tensions monétaires et financières consécutives à l'unification allemande vont de pair avec l'impact commun d'influences récessives (depuis le mini-choc pétrolier associé à la guerre du Golfe jusqu'aux politiques conjointement procycliques impulsées par le traité de Maastricht). L'interférence des chocs communs et opposés n'a pas facilité la lisibilité de la conjoncture européenne au cours de la première moitié des années 1990. En fin de période, après 1995, on note de nouveau, quoique de manière amoindrie par rapport aux indicateurs de diffusion, un certain contraste entre l'affaiblissement des chocs affectant collectivement les pays européens et une remontée limitée de la volatilité des chocs opposés.

Ces remarques incitent à rattacher la chronique des chocs aux indicateurs de politique économique. On peut en particulier vérifier l'interaction significative des chocs symétriques avec la politique monétaire allemande. On considère comme indicateurs de

cette politique monétaire, qui a joué un rôle directeur en Europe, la variation trimestrielle du taux d'intérêt à court terme et celle de l'écart entre taux long et taux court en Allemagne. Si l'on calcule les corrélations croisées de ces variations avec la chronique des chocs symétriques issue du modèle multivarié, on trouve, pour les variations des taux d'intérêt courts, deux corrélations significatives (Tableau 7) : la première instantanée, de 0,2, témoignant de la réaction de la Bundesbank à un choc symétrique positif en Europe ; une corrélation significative et décalée, de -0,2 , correspondant à un impact négatif, retardé de quatre à cinq trimestres, d'une montée des taux d'intérêt allemands sur le PIB européen. Le résultat est analogue avec la variation de l'écart de taux. La variation des taux d'intérêt allemands agit également sur la chronique des chocs de nature opposée entre groupe « germanique » et groupe « latin ». Par la multiplicité des canaux de transmission de la politique monétaire, les décisions de la Bundesbank ont eu de l'influence à la fois sur la trajectoire commune des pays européens et sur les oppositions entre pays. C'est dire la sensibilité, sur le passé, de la conjoncture européenne aux tensions sur les taux d'intérêt, même s'il n'a pas été possible de faire apparaître empiriquement un rôle analogue des variations de change.

Si, jusqu'à la création de l'union monétaire, les chocs susceptibles de déstabiliser la conjoncture européenne, ou seulement certains pays, étaient notamment liés à la définition asymétrique de la politique monétaire en Europe et aux tensions conséquentes sur les taux de change, l'union monétaire devrait en écarter plus radicalement l'occurrence. La conjoncture européenne deviendrait à la fois plus paisible et plus homogène, sous réserve d'une politique monétaire adaptée. Si les résultats et les indicateurs précédents n'autorisent pas à certifier une telle conclusion, leur interprétation prudente laisse augurer de la possibilité d'une telle évolution.

Tableau 7. Corrélation entre chocs symétriques et indicateurs de la politique monétaire allemande

	Chronique retardée des innovations de la composante commune symétrique						
	Innov	Innov(+1)	Innov(+2)	Innov(+3)	Innov(+4)	Innov(+5)	Innov(+6)
Variations trimestrielles du taux d'intérêt à court terme	0,20 *	0,07	-0,04	-0,10	-0,20 *	-0,19 *	-0,07
Variations trimestrielles de l'écart de taux	-0,14	-0,04	0,05	0,08	0,20 *	0,20*	0,10

Légende : Les coefficients de corrélation sont calculés entre 1960T1 et 1999T4 et sont annotés par * lorsqu'ils sont significativement non nuls (le seuil vaut 0,16 sur la période considérée).

7. Conclusion

Qu'apprend-on de l'application de modèles structurels à composantes inobservables aux PIB des pays de la zone euro et de cette zone elle-même, en utilisant les séries des comptes trimestriels sur quatre décennies complètes, de 1960 à 1999 ?

1– Lorsque la zone euro est traitée comme un agrégat, dans le cadre d'un modèle bivarié qui incorpore aussi le PIB américain, des mouvements cycliques sont aisément mis en évidence. La décomposition obtenue suscite deux remarques :

a) A s'en tenir à la décomposition rétrospective, la croissance tendancielle européenne apparaît à la fin des années 1990 sensiblement inférieure à la croissance tendancielle américaine : les Etats-Unis sont redevenus le *leader* de la croissance au sein de l'OCDE. La Banque centrale européenne (BCE) peut s'appuyer sur ce type de résultats pour conforter le caractère conservateur de sa norme monétaire, mais c'est alors admettre que ce leadership américain est durable et que la « nouvelle économie » leur donne un avantage persistant, en dépit de leur plus grande propension à des cycles prononcés.

b) Le mouvement cyclique de la zone euro présente une certaine dualité. Il est décomposable en deux composantes cycliques distinctes. La première correspond à un cycle dont la période moyenne est de l'ordre de trois ans ; la seconde recouvre un cycle dont la période est de l'ordre de dix ans. Ces deux composantes cycliques peuvent, selon les circonstances, s'amplifier réciproquement (au moment du premier choc pétrolier, ou lors de la récession de 1993, par exemple) ou au contraire se compenser, jusqu'à se neutraliser (en 1994-95, la reprise du stockage est largement neutralisée par l'inertie de l'investissement). Ce n'est évidemment pas indifférent pour la politique monétaire : si elle réagit trop vite à de vives « reprises techniques », alors que le redémarrage de l'investissement est fragile, elle prend le risque d'inhiber le dynamisme de l'investissement et de peser ainsi négativement sur les perspectives de croissance potentielle (et ceci d'autant plus que l'on sait, depuis la récession de 1993, qu'en situation d'inflation faible, les entreprises peuvent violemment contracter leurs stocks en cas de tensions sur les taux d'intérêt). De fait, le retard européen sur la croissance américaine apparaît largement conditionné par le déficit d'investissement relatif de l'Europe. En 2000, l'expansion de l'investissement paraissait bien engagée en Europe et la BCE n'aurait pas du durcir rapidement sa politique en s'en tenant à une appréciation trop globale et grossière du cycle européen apparent. Cette politique a amplifié fin 2000 le ralentissement brutal de

l'investissement. Il semblerait que la BCE refasse la même erreur en 2005 en remontant son taux directeur en décembre, alors que la croissance de la zone euro débutait à peine un léger rebond.

2– Le mouvement cyclique européen n'est pas simplement un phénomène agrégé mais relève de facteurs d'impulsion cycliques au moins partiellement partagés par les pays de la zone euro. On pourrait imaginer qu'un pays donné, dont le PIB national est évidemment inclus dans le PIB européen agrégé, ne manifeste pas une cyclicité clairement associée à celle de l'ensemble dont il fait partie. C'est de fait le cas pour le Luxembourg et l'Irlande, petits pays aux spécificités marquées. Mais si on s'en tient aux dix autres pays de la zone euro, le double mouvement cyclique du PIB européen est largement répandu dans l'ensemble des pays membres:

a) Les modèles univariés nationaux montrent une double cyclicité (un cycle court autour de trois ans, un cycle long autour de la décennie) qui recoupe celle qui a été identifiée sur le PIB européen agrégé. Les caractéristiques des cycles nationaux, en particulier leur durée, paraissent assez largement similaires, bien qu'ils puissent manifester de sensibles différences d'amplitude ainsi que des décalages chronologiques. Cette similarité prévaut aussi pour les inflexions passées des croissances tendancielles, dont l'intervalle manifeste néanmoins un certain élargissement en fin de période, entre 1,5 et 3,5% l'an. La coïncidence est remarquable entre les cycles européens directement extraits de l'analyse du PIB européen agrégé et ceux qui sont calculés comme l'agrégation des cycles nationaux, compte tenu du poids de chaque pays. Cette coïncidence est vérifiée, que l'on s'intéresse au cycle court, au cycle long ou au mouvement cyclique global qui combine ces deux cycles élémentaires. Le mouvement cyclique du PIB européen global apparaît bien comme un cycle européen « moyen », dans lequel s'effacent les asymétries nationales.

b) Le passage à un modèle multivarié sur dix pays montre que les cycles nationaux ne sont pas simplement similaires mais qu'ils peuvent être réduits à un assez petit nombre de facteurs d'impulsion communs. Les cycles courts sont fondamentalement synchronisés entre pays, ce qui traduit l'interdépendance des comportements de stockage au travers des flux commerciaux. Si l'on s'en tient au cycle long, dont la période apparaît toujours de l'ordre de dix ans mais pour lequel des décalages sensibles existent entre pays, les dix cycles similaires nationaux peuvent être réduits jusqu'à trois cycles communs, dont ils sont une combinaison, variable d'un pays à l'autre. Ces cycles communs sont dotés des mêmes

caractéristiques structurelles de durée et d'amortissement, mais chacun d'entre eux est impulsé par sa propre chronique d'innovations (ou de chocs), indépendante des deux autres. Si la zone euro (réduite à dix pays) était une zone monétaire optimale, on n'aurait qu'un seul cycle commun, ce qui témoignerait de la parfaite symétrie des chocs. Ce n'est pas tout à fait une zone monétaire optimale : elle est au moins de dimension trois ! Les trois cycles communs peuvent être écrits sous une forme qui les rend interprétables. L'un de ces trois cycles communs retrace la propagation de chocs fondamentalement symétriques et contribue de manière essentielle au cycle long agrégé du PIB européen, mais il n'explique qu'un tiers de la variance globale des cycles longs nationaux : ceux-ci portent la marque, à des degrés divers, des deux autres composantes communes qui retracent respectivement la propagation de chocs de signes opposés, d'une part entre un groupe « germanique » et un groupe « latin », d'autre part entre la France et le reste du groupe « latin ».

3– Les innovations, ou chocs, qui impulsent les mouvements cycliques peuvent être extraites des estimations pratiquées. Ces chroniques de chocs peuvent être utilisées pour construire des indicateurs de simultanéité, de symétrie et d'opposition des chocs affectant la zone euro. Lorsque de tels indicateurs sont construits à partir des modèles univariés nationaux, ce sont des indicateurs de diffusion, qui indiquent dans quelle mesure des chocs symétriques ou opposés se diffusent dans l'ensemble de la zone ; lorsqu'ils sont construits à partir des trois cycles communs issus de la modélisation multivariée, ce sont des indicateurs de volatilité des chocs, qui indiquent l'intensité des chocs symétriques ou opposés frappant la zone. Dans les deux cas, ces indicateurs semblent indiquer, sur les quarante dernières années, à la fois la progression de l'ensemble des pays formant aujourd'hui la zone euro vers une moindre vulnérabilité collective à des chocs d'origine diverse et la convergence des réactions nationales à ces chocs. Cette double tendance apparaît cependant irrégulière et réversible : l'unification allemande et la crise du SME et, à un degré moindre, la crise asiatique de 1997-98, ont été l'occasion de la résurgence de différenciations nationales.

Un *policy mix* bien équilibré ne peut être indifférent à la pluralité du cycle européen et le système d'indicateurs qui nourrit sa définition devrait être calibré de manière à favoriser le discernement des autorités face à une dynamique conjoncturelle assez complexe. La BCE devrait s'efforcer de distinguer, au sein du mouvement conjoncturel

global de la zone euro, les oscillations de court terme et les fluctuations plus fondamentales, afin de ne pas entraver une expansion durable par angoisse des risques inflationnistes suscités par une accélération transitoire de la croissance. Cette pluralité plaide aussi en faveur d'une autonomie budgétaire suffisante des gouvernements, mais à condition que ceux-ci sachent également se coordonner au sein de l'Eurogroupe, car les douze conjonctures nationales ne sont pas indépendantes.

Ce premier chapitre décrit de nombreux aspects de la dynamique cyclique européenne : le mouvement cyclique européen mêle des oscillations courtes et des fluctuations plus lentes ; les cycles des pays membres de la zone euro sont partiellement unifiés, mais pas encore réductibles à un seul cycle commun ; la symétrie des chocs économiques connaît une évolution irrégulière et réversible ; la pluralité du cycle européen rend plus complexe la mise en œuvre des politiques économiques de la zone euro. Mais ces résultats appellent plusieurs approfondissements qui seront explorés dans les prochains chapitres. Dans le Chapitre II, on approfondira l'étude du cycle court, en s'intéressant à son lien avec le cycle des stocks, en testant s'il pèse significativement sur la conjoncture européenne et en mobilisant la méthodologie appliquée aux cycles longs pour analyser le degré d'unification des cycles courts en Europe. L'évolution de la symétrie des chocs, décrite ici uniquement avec des indicateurs *ad hoc*, sera modélisée dans le Chapitre III, ce qui permettra notamment d'analyser la convergence du cycle du Royaume-Uni vers celui de la zone euro. Enfin, l'utilisation en temps réel de ces différents modèles par la BCE et l'Eurogroupe étant handicapée par la forte incertitude entourant l'estimation du cycle européen, le Chapitre IV sera consacré à l'étude de cette incertitude.

Annexe :
Les cycles globaux de la zone euro et des pays membres

Légende : Le cycle global de chaque pays est la somme du cycle long et du cycle court lorsqu'ils sont tous deux identifiés. Dans le cas de l'Espagne, c'est l'écart entre le PIB et son trend extrait par la méthode de Hodrick-Prescott. Le cycle global de la zone euro est le cycle moyen obtenu à partir des dix cycles nationaux, pondérés par les PIB de 1995 en parité de pouvoir d'achat.

Sources : Base BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Figure A-1: Cycles globaux allemand et européen

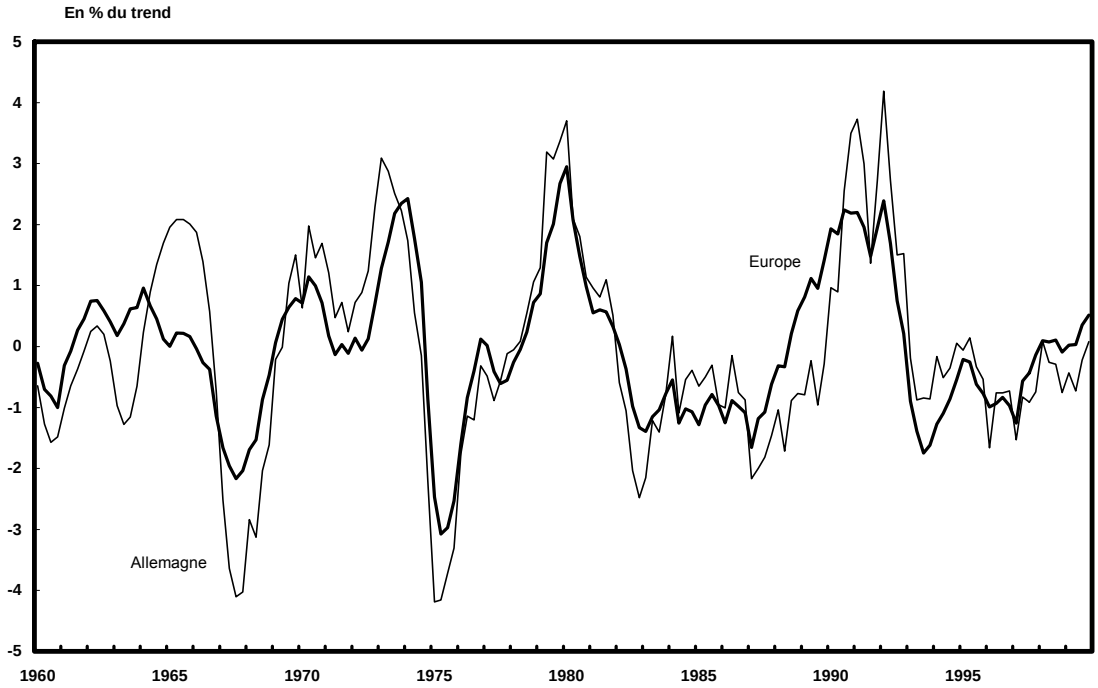


Figure A-2 : Cycles globaux autrichien et européen

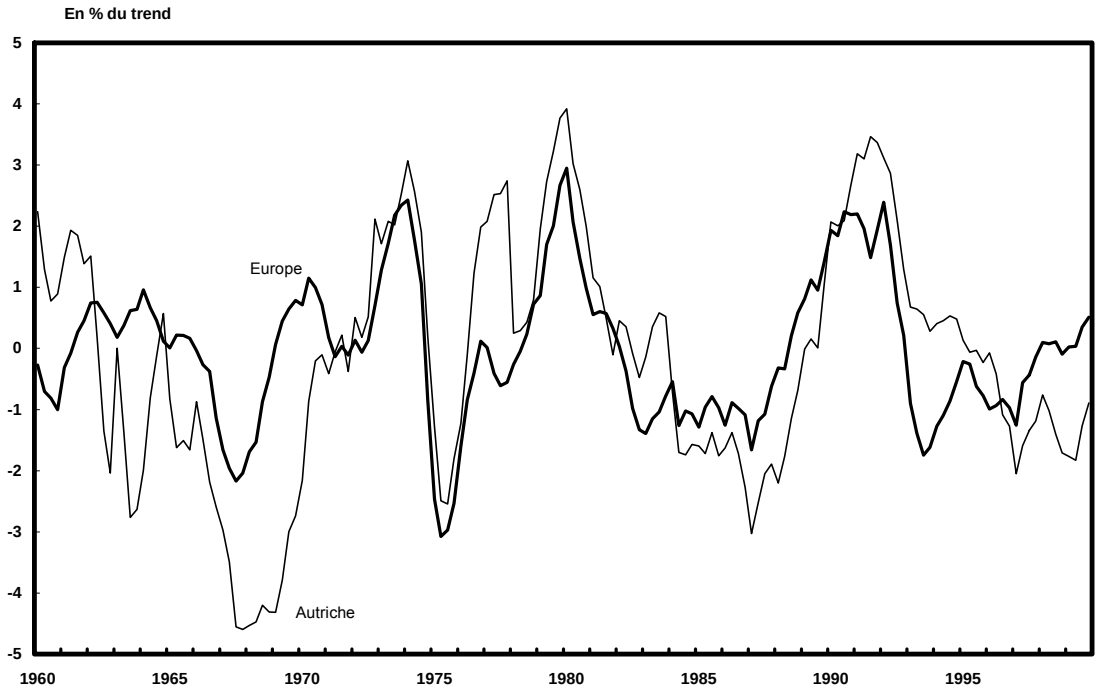


Figure A-3 : Cycles globaux belge et européen

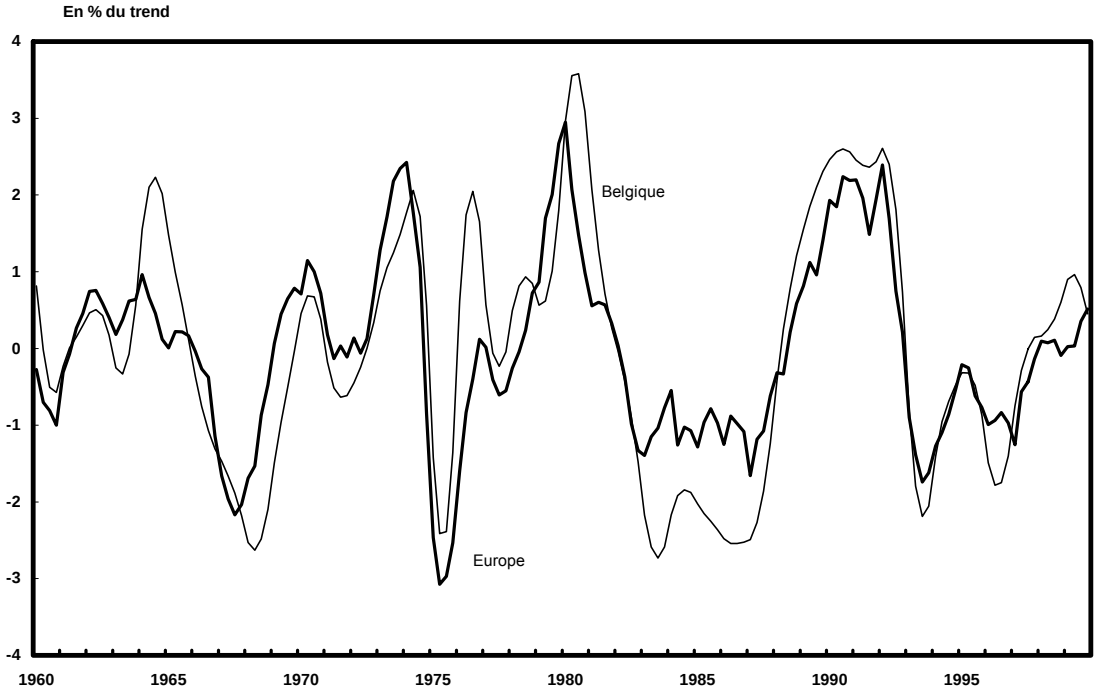


Figure A-4 : Cycles globaux espagnol et européen

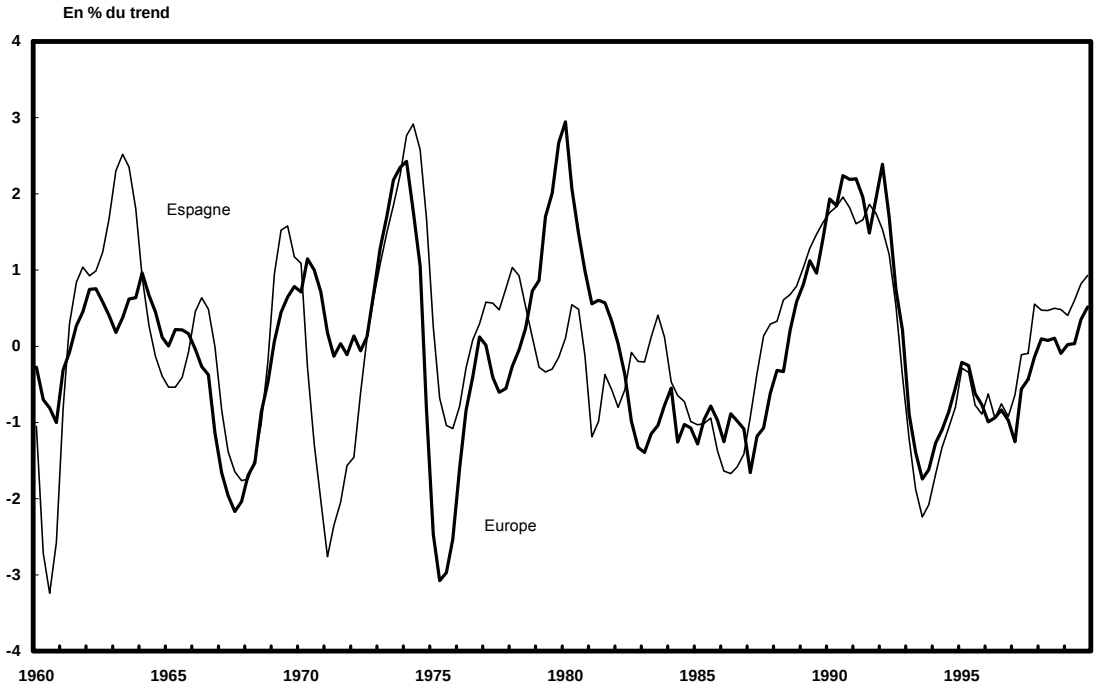


Figure A-5 : Cycles globaux finlandais et européen

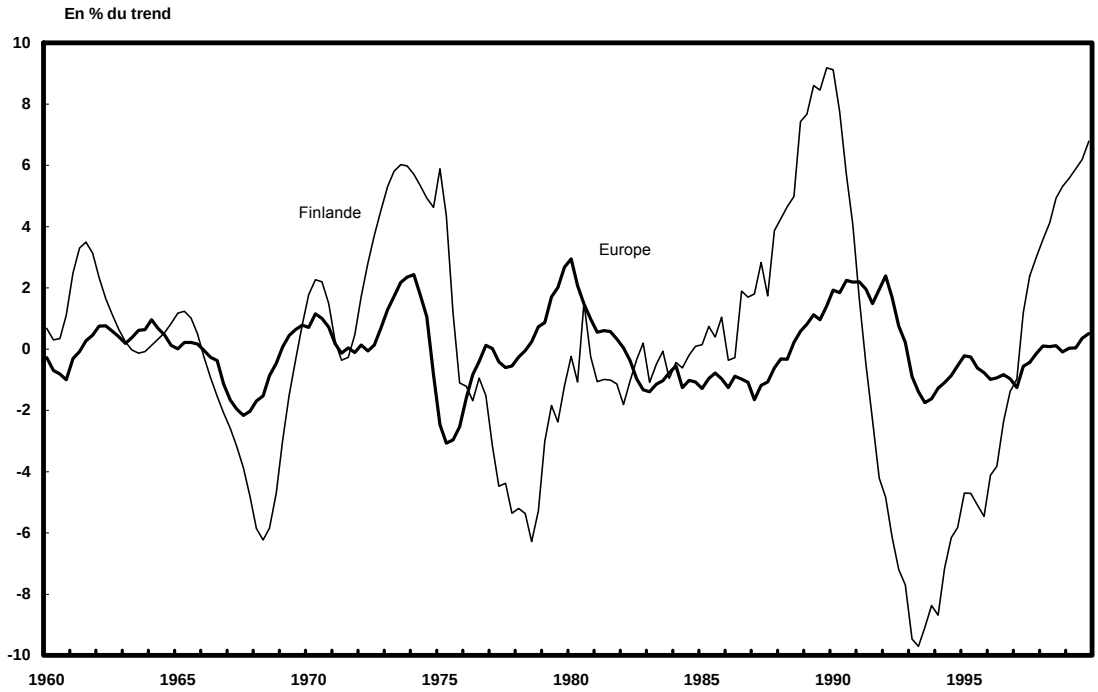


Figure A-6 : Cycles globaux finlandais et européen

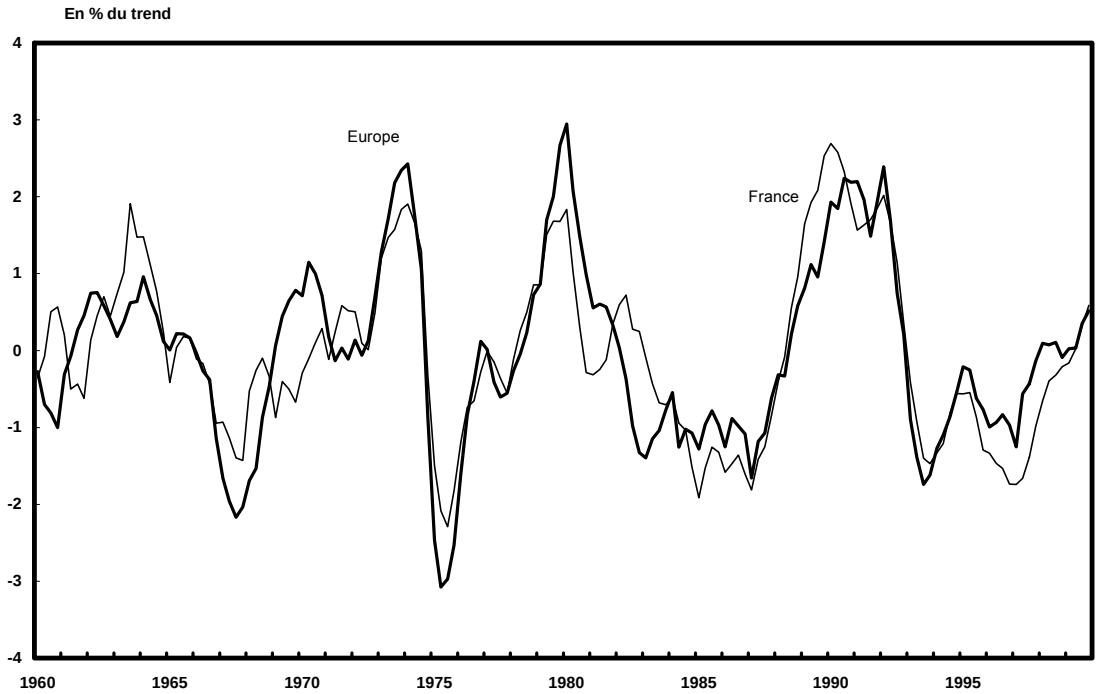


Figure A-7 : Cycles globaux grec et européen

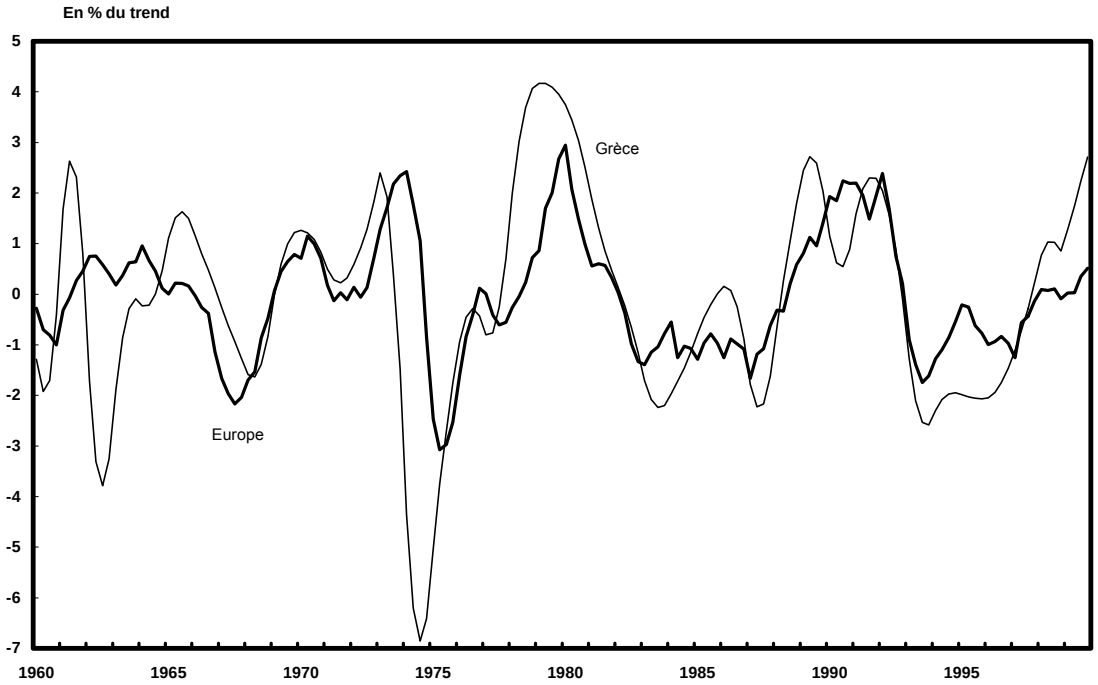


Figure A-8 : Cycles globaux hollandais et européen

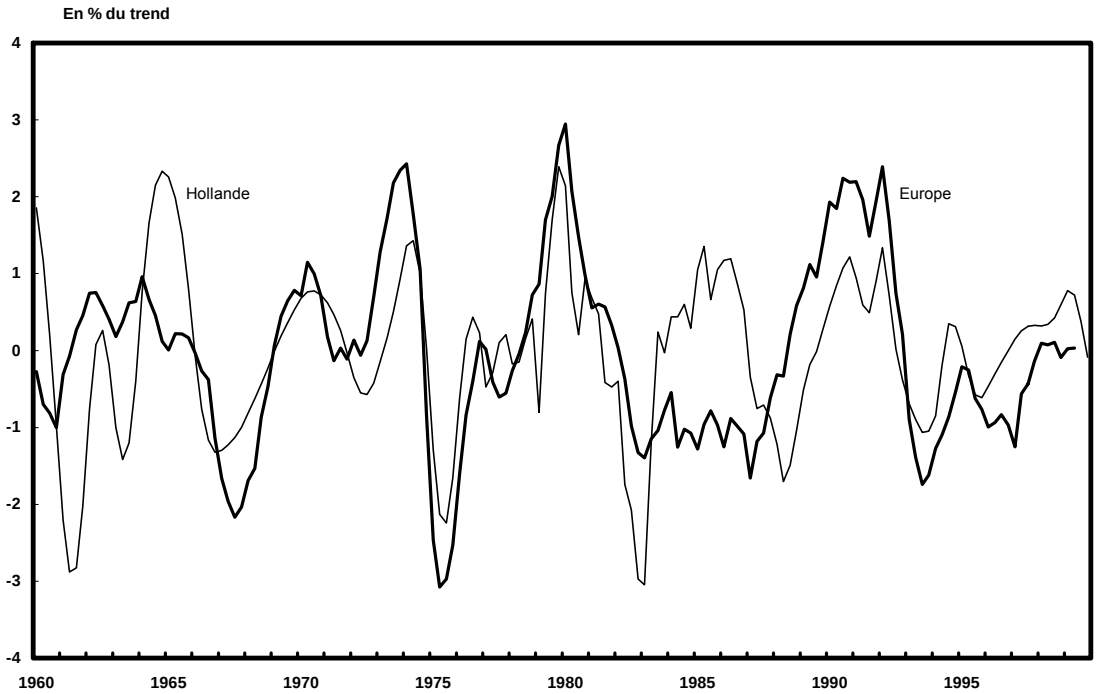


Figure A-9 : Cycles globaux italien et européen

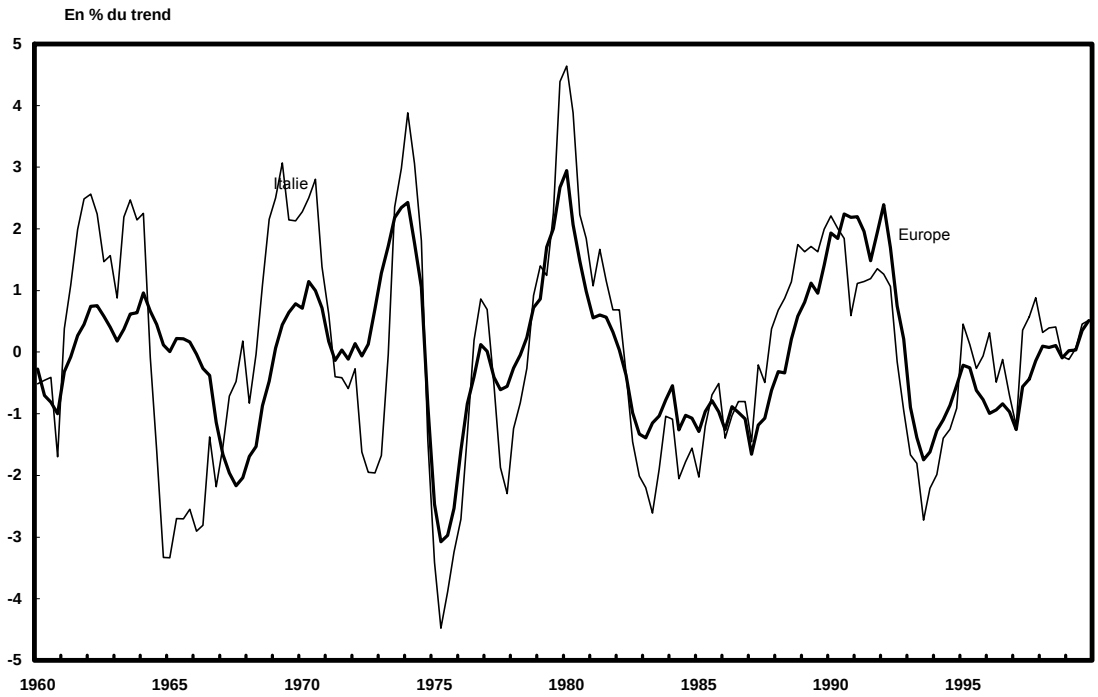
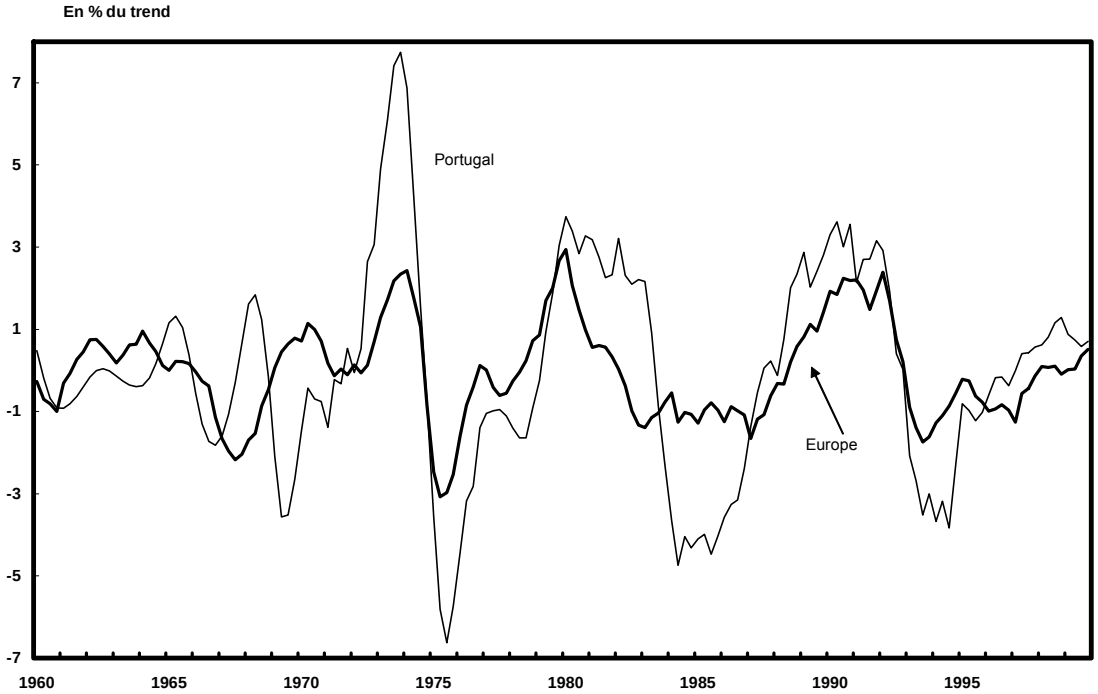


Figure A-10 : Cycles globaux portugais et européen



Chapitre II
La croissance européenne perturbée par un cycle de courte période

1. Introduction

À la différence des États-Unis qui ont connu une longue phase de croissance du début des années 1990 jusqu'à l'éclatement de la bulle Internet en 2000, la conjoncture européenne fait preuve depuis quelques années d'un caractère particulièrement heurté. À la récession européenne de 1993 a succédé une reprise avortée dès 1995, puis le « trou d'air » [1] de 1998 et enfin un profond ralentissement en 2001 à la suite de la récession américaine.

On se propose dans ce chapitre[2], en considérant la zone euro à un niveau agrégé sur longue période, de réinterpréter cette histoire récente en mobilisant les instruments de l'analyse cyclique. Apprécier l'évolution du comportement cyclique européen devrait également contribuer à éclairer les vifs débats ayant porté récemment aussi bien sur les piliers de la stratégie de la Banque centrale européenne que sur les règles de politique budgétaire définies dans le Pacte de Stabilité. Seule en effet une caractérisation pertinente des cycles européens devrait permettre d'expliciter les notions de déficit public structurel ou de tension inflationniste utilisées en politique économique.

L'analyse des cycles économiques européens livre deux enseignements principaux. D'une part, la conjoncture heurtée des années 1990 peut être comprise en tenant compte de l'existence d'un cycle de courte période en Europe. Au cycle le plus souvent considéré dans la littérature économique, qui obéit aux mouvements de l'investissement avec une période d'environ dix ans, s'ajoute, avec un poids particulièrement important ces dernières années, un cycle court d'environ trois ans associé aux mouvements de stockage et de déstockage. D'autre part, à un niveau désagrégé, ce cycle court a pesé sur la plupart des conjonctures nationales et a connu une certaine synchronisation, malgré des divergences ponctuelles entre plusieurs groupes de pays conduits par l'Allemagne, la France et l'Italie.

Dans ce chapitre, les cycles considérés sont des cycles de croissance, c'est-à-dire des déviations à des tendances. Leur estimation requiert donc de mener des décompositions

---

[1] En 1998, suite à la crise asiatique, certains indicateurs signalaient un ralentissement conjoncturel mais une incertitude persistait quant à savoir s'il s'agissait d'un retournement durable du cycle d'activité. Le ministre de l'Économie, des Finances et de l'Industrie, Dominique Strauss-Kahn, avait alors qualifié ce flottement conjoncturel de « trou d'air », c'est à dire de ralentissement passager.

[2] Ce chapitre est tiré de Bentoglio, Fayolle et Lemoine (2002).

tendance-cycle. Parmi la diversité des méthodes possibles, les modèles à composantes inobservables ont été retenus comme dans le chapitre précédent, où ils ont été présentés en détail. Le logiciel STAMP (Koopman, Harvey, Doornik et Shephard, 2000) est à nouveau utilisé pour réaliser les estimations. L'ensemble des estimations est effectué sur des séries de PIB trimestriels pour les pays de la zone euro, sur la période allant du premier trimestre 1960 au deuxième ou troisième trimestre 2002 (sources Eurostat et OCDE).

2. Le cycle européen se décompose en un cycle long et un cycle court

Cette partie décompose les cycles économiques de la zone euro en un cycle long et un cycle court, à un niveau agrégé. A la différence du Chapitre I, le cycle court constitue à présent l'objet d'étude privilégié. Pour commencer, après une description des données dans la section 02.1, la section 2.2 présente les principaux résultats de la décomposition à un niveau agrégé, en évitant autant que possible les répétitions avec la partie 3 du Chapitre I tout en n'omettant pas d'élément nécessaire à la compréhension du Chapitre II. Ensuite, ces résultats sont complétés par une étude des propriétés statistiques des cycles estimés (section 2.3) et par une comparaison entre ceux-ci et des cycles estimés avec des filtres plus descriptifs (section 02.4). Enfin, la dualité cycle court / cycle long est interprétée à l'aide des mouvements des stocks et de l'investissement (section 2.5).

2.1. Description des données

Avant d'étudier la dualité du cycle européen, il convient de présenter les données utilisées et la spécification des modèles retenus. L'application des modèles à composantes inobservables requiert l'évaluation, sur les décennies écoulées, d'un PIB trimestriel européen qui est une reconstruction statistique fragile, mais qui relève aussi d'un pari sur la consistance minimale de l'espace conjoncturel européen. On se propose d'identifier les cycles de la zone euro sur les quatre décennies complètes 1960 à 1990, alors que cette zone n'est véritablement constituée comme telle qu'à la toute fin de la dernière décennie.

Le PIB agrégé de la zone euro est rétrospectivement calculé depuis 1960 comme l'agrégation additive des PIB nationaux aux prix de 1995, convertis en dollars au taux de change de parité des pouvoirs d'achat de cette année-là[3]. À cause de leurs fortes particularités cycliques, l'Irlande et le Luxembourg ont été tenus à l'écart de cette agrégation, qui ne prend ainsi en compte que dix pays, parmi les douze de la zone euro. Dans le présent chapitre, l'adjectif « européen » renverra donc par commodité à ces dix pays. L'exclusion de l'Irlande et du Luxembourg, pays dont le poids dans l'ensemble est faible, n'a que des conséquences limitées sur les résultats concernant le PIB européen

[3] Les sources utilisées sont la base Euro-Indicators d'Eurostat, complétée avant 1980 par la base BSDB de l'OCDE.

agrégé. Le PIB européen agrégé incorpore une rupture de son niveau au premier trimestre 1991, lorsque les *Länder* est-allemands rejoignent l'Allemagne fédérale et l'Union Européenne.

2.2. Décompositions pour la zone euro et les Etats-Unis

Dans le cadre des modèles à composantes inobservables, il est difficile de décomposer le PIB européen en tendance et cycles par un modèle univarié. En effet, l'estimation est rendue malaisée par l'ensemble des irrégularités, d'ordre statistique ou effectif, qui perturbe sur le passé la régulation conjoncturelle de cet ensemble à certains égards virtuel qu'est la zone euro reconstituée. La décomposition univariée obtenue est sensible aux bornes de la période d'estimation retenue et à la prise en compte ou non, par des variables muettes *ad hoc*, de certains chocs singuliers, qui affectent fortement un pays membre et qui est visible sur le PIB européen [4].

Afin d'en consolider l'estimation, la décomposition tendance/cycle du PIB européen a donc été réalisée dans le cadre d'un modèle bivarié incorporant aussi le PIB américain. Comme la décomposition américaine est robuste, elle est peu modifiée par l'estimation bivariée, à en juger d'après les estimations de la tendance et du cycle global alors que l'inférence de la décomposition européenne s'en trouve facilitée : la stabilité de la décomposition américaine permet en quelque sorte d'étalonner son homologue européenne [5]. De plus, la présence d'une composante irrégulière améliore le modèle, en permettant la prise en compte des aléas de tous ordres qui différencient, sans effet persistant, les conjonctures américaine et européenne.

Pour les tendances européenne et américaine, il s'avère que le modèle « tendance douce » est le plus approprié[6]. Une estimation non contrainte par le maximum de vraisemblance fournit en effet spontanément une variance nulle pour les innovations sur le

---

[4] Sans régler globalement ce problème, les deux chocs majeurs des grèves françaises en 1968 et de la réunification allemande en 1991 ont été pris en compte dans toutes les estimations par l'incorporation de variables muettes.

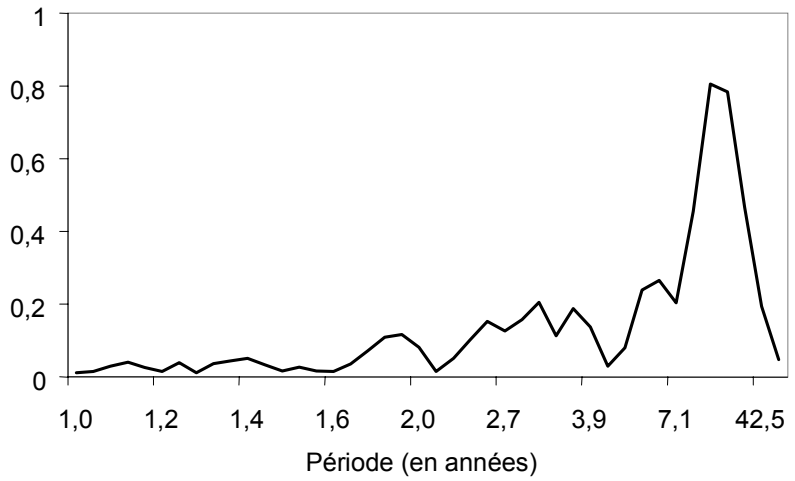
[5] C'est la technique du « groupe de contrôle » : les deux variables expliquées par le modèle bivarié sont fortement corrélées, mais si l'une d'elles est moins affectée par des chocs singuliers, sa présence améliore l'estimation de la décomposition tendance-cycle afférente à l'autre variable (Koopman *et al.*, 2000).

[6] Une « tendance douce » est une tendance intégrée d'ordre 2 sans innovation sur le niveau de la tendance ($\sigma_\eta^2 = 0$).

niveau de la tendance et une variance significative pour celles de la pente de la tendance. Ce choix de spécification est recommandé par Harvey et Jaeger (1993) à partir de simulations et les tests permettant de vérifier cette spécification ont été développés dans Harvey et Nyblom (2001).

Surtout, l'analyse spectrale du PIB européen révèle une dualité de son mouvement cyclique. Le périodogramme du PIB européen ajusté (cf. Figure 1 et légende) possède en effet un pic majeur pour une période d'environ dix ans et un second pic plus atténué autour d'une période d'environ trois ans. C'est une des raisons pour lesquelles le modèle à composantes inobservables retenu contient deux composantes cycliques. On parlera désormais de « cycle court » et de « cycle long »[7]. Leur somme, appelée ici « cycle global », correspond au cycle généralement étudié dans la littérature économique. Cycle long et cycle court se combinent donc pour définir les fluctuations conjoncturelles observées dans un pays donné.

Figure 1 : Périodogramme du PIB européen



Légende : Le périodogramme est une densité spectrale dont l'échelle des abscisses a été inversée, ce qui explique que cette échelle ne soit pas linéaire. Il a été calculé sur un PIB européen, dont a été retirée au préalable une tendance coudée en 1974:1.
Sources : bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

[7] On retiendra dans la suite ces expressions *ad hoc* qui n'ont d'autre prétention que leur commodité et dont la portée est explicitement restreinte à l'objet de ce chapitre.

La décomposition bivariée des PIB américain et européen livre une série d'enseignements sur les comportements conjoncturels des deux économies.

Si l'on compare les cycles globaux des États-Unis et de l'Europe, qui agrègent les deux composantes cycliques élémentaires (Figure 2), ils n'obéissent à aucune synchronisation systématique. Après la synchronisation typique des chocs pétroliers, des décalages prononcés apparaissent et persistent entre les deux zones : la reprise européenne retarde sur l'expansion américaine dans les années 1990 comme dans les années 1980. À ceci s'ajoute la possibilité de récessions américaines plus violentes qu'en Europe, en raison d'une plus forte cyclicité de l'économie américaine.

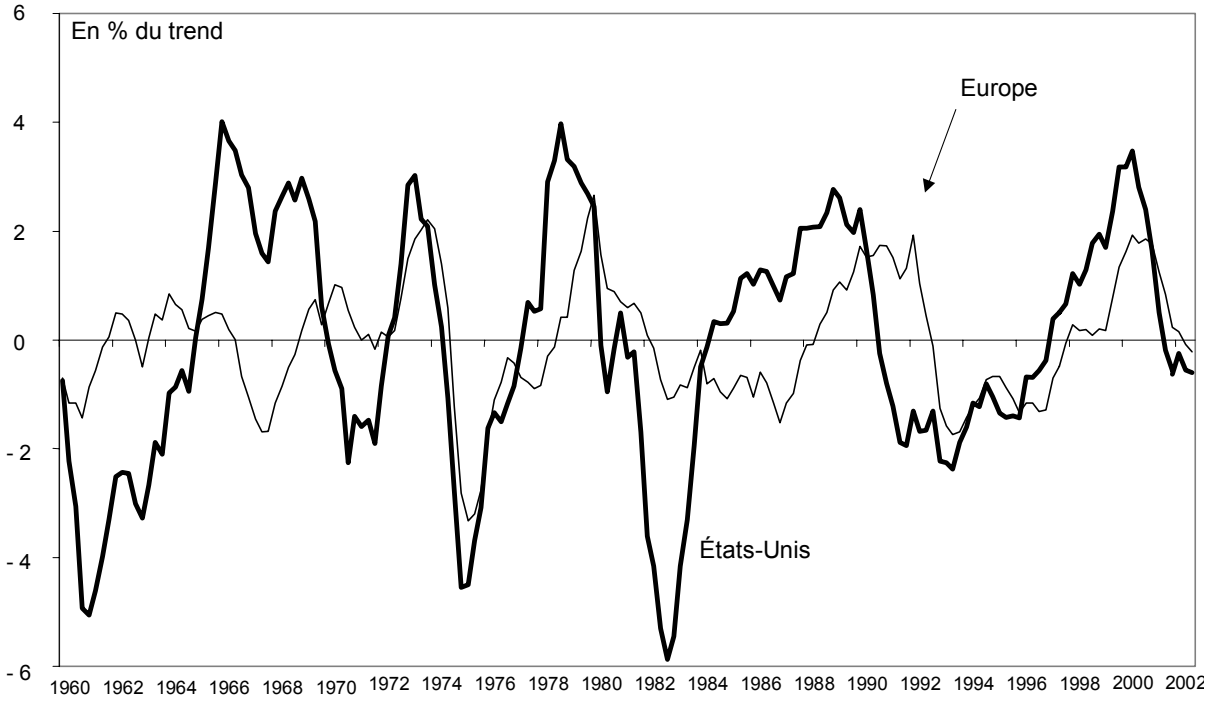
La conjoncture américaine est essentiellement gouvernée par le cycle long dont l'amplitude est environ trois fois plus forte que celle du cycle court. En revanche, la conjoncture européenne apparaît beaucoup plus duale : le cycle court y est presque aussi ample que le cycle long (Figure 3).

Le cycle long, dont la période approche la décennie et qui gouverne fondamentalement la conjoncture américaine, est impulsé par des innovations dont la variabilité est trois fois plus intense aux États-Unis qu'en Europe. Elles sont positivement mais faiblement corrélées entre les deux zones. Clairement, ce cycle long est « similaire » mais non « commun » entre les deux zones. Il a connu son dernier retournement à la baisse en 2001.

Le cycle court européen, dont la période est de trois ans, révèle une volatilité suffisante pour que le mouvement cyclique global en porte la marque sensible, contrairement au cycle américain. L'Europe a tout particulièrement connu des cycles courts marqués dans les années 1990, au moment de la récession de 1993, de la reprise avortée de 1995, du « trou d'air » de 1998 et du ralentissement de 2001.

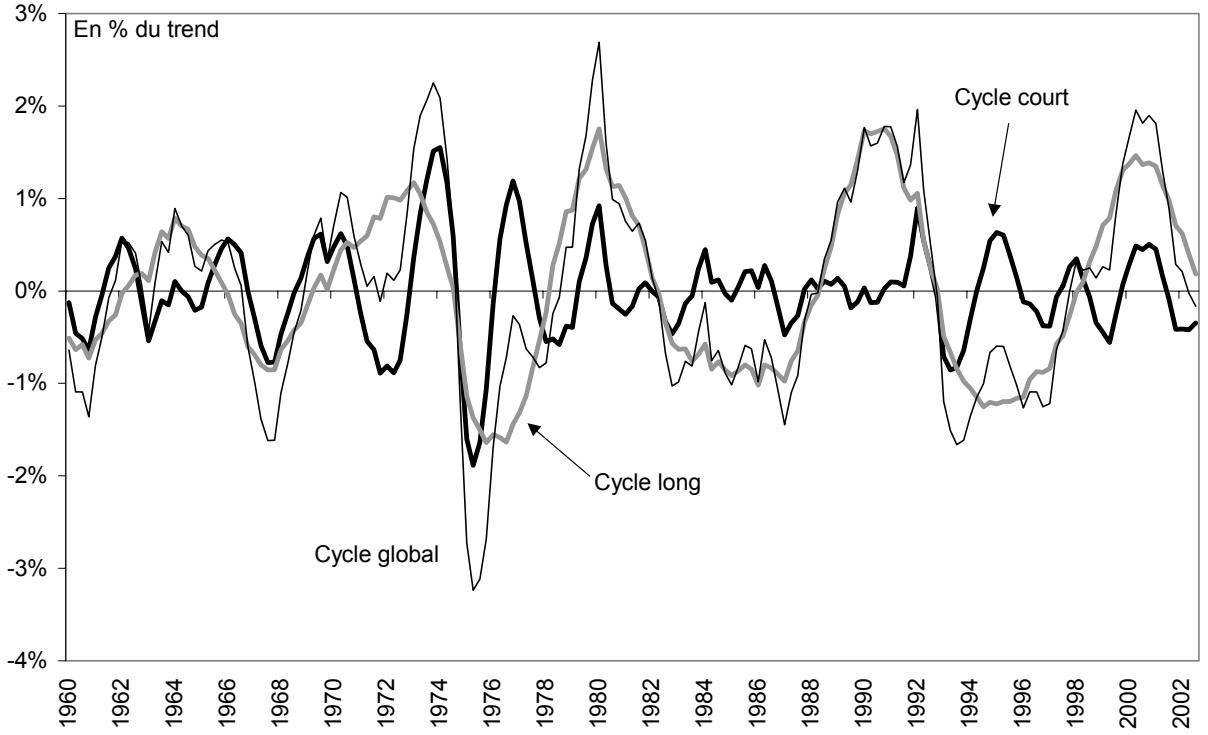
Finalement, il s'avère nécessaire de distinguer, derrière les mouvements du cycle global, ce qui relève des fluctuations respectives du cycle long et du cycle court. Comme l'a montré le « trou d'air » de 1998, il ne faut pas confondre une phase de descente du cycle court en période de croissance avec un vrai ralentissement de moyen terme.

Figure 2 : Cycles globaux américain et européen



Sources : bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Figure 3 : Cycle européen et composantes « courte » et « longue »



Sources : bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.de

Sur une période plus récente (hors de l'échantillon utilisé pour les estimations de ce chapitre), on observe qu'une reprise du cycle court s'est dessinée à partir de la mi-2003 et qu'on est alors entré dans une phase contradictoire : la hausse du cycle court compensait temporairement la baisse du cycle long, ce qui a abouti à une pause dans le ralentissement l'activité, la croissance revenant à son niveau potentiel. Cependant, le mouvement global à la baisse du cycle long laissait penser qu'il s'agissait plus d'une remontée transitoire de court terme que d'une réelle reprise de moyen terme et la croissance de la zone euro a en effet connu une rechute à la mi-2004.

2.3. Propriétés statistiques des cycles

Les modèles à composantes inobservables permettent d'évaluer la significativité statistique des cycles obtenus. L'un des intérêts principaux des modèles à composantes inobservables relativement à des filtres plus descriptifs réside en effet dans la simplicité à évaluer des écarts-types autour des cycles estimés. Ces écarts-types (cf. encadré 1) permettent de mener le test 1 qui vérifie globalement la significativité des cycles court et long (Tableau 1). Mais ils permettent aussi de tester la significativité des valeurs des cycles au cours du temps (Figure 4). Les valeurs estimées du cycle long sont presque systématiquement significatives. Pour le cycle court, la réponse est plus ambivalente : d'une période de non-significativité dans les années 1980, on est entré dans une période de significativité dans les années 1990. Cette significativité statistique justifie de considérer le cycle court de façon indépendante.

Cependant, les conclusions précédentes reposent sur l'analyse d'estimations lissées [8] des cycles et de leur intervalle de confiance. Des estimations filtrées [9] fournissent des résultats beaucoup plus pessimistes en termes de significativité. Comme le montre le Chapitre IV, une telle dégradation provient de problèmes de fin de période inhérents à toute approche univariée du cycle et seuls des modèles multivariés appropriés du cycle pourraient permettre d'y faire face.

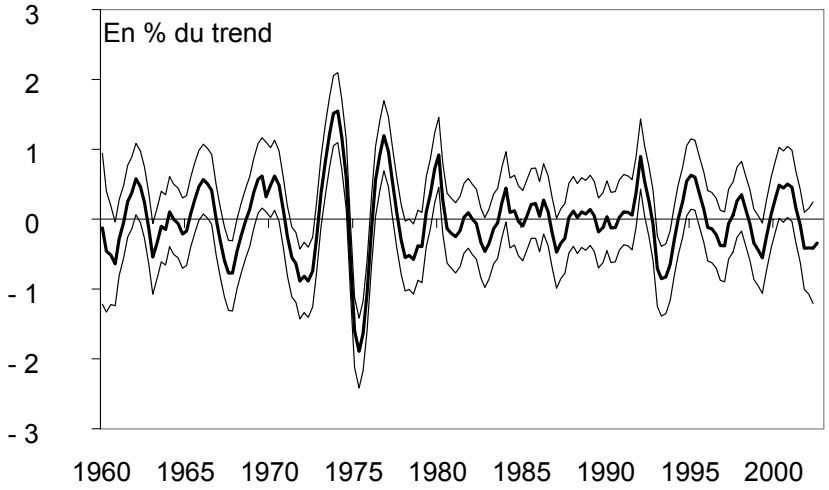
---

[8] Une estimation lissée prend en compte toute l'information de l'échantillon.

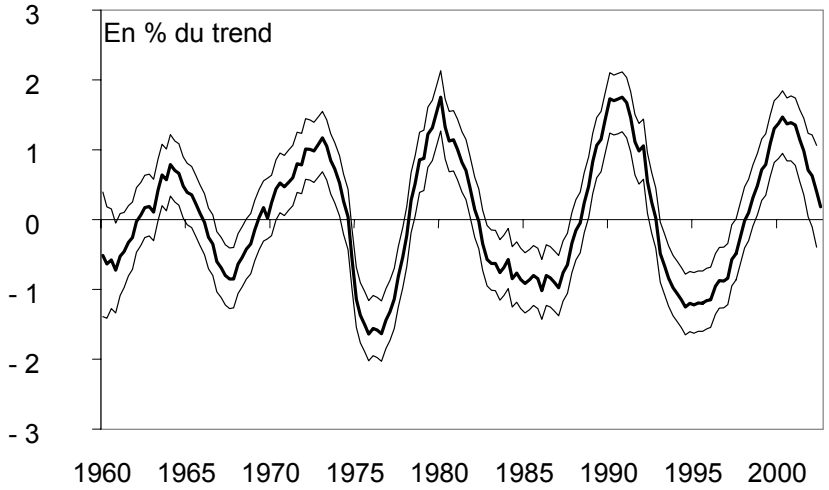
[9] Une estimation filtrée ne prend en compte que l'information disponible jusqu'à l'instant courant. Selon la typologie d'Orphanides et Van Norden (2002), à la différence d'une estimation lissée qui serait l'estimation finale, c'est une estimation quasi-finale, car elle ne prend tout de même pas en compte les problèmes d'instabilité paramétrique ou de révisions de données.

Figure 4 : Intervalle de confiance au seuil de 5%

A - Cycle court européen



B - Cycle long européen



Sources : bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Ensuite, des tests peuvent être menés concernant la nature des cycles européens (cf. Tableau 1 et encadré 1). D'une part, le cycle court comme le cycle long sont suffisamment réguliers pour ne pas pouvoir être identifiés à des bruits blancs (test 3). D'autre part, on peut s'intéresser avec le test 2 à un second comportement limite envisageable pour les cycles stochastiques qui ont été estimés pour l'Europe et les Etats-Unis : ressemblent-ils à des cycles déterministes parfaitement sinusoïdaux et présentant tous les neuf ans et tous les trois ans des retournements ?

Pour aborder cette question, des régressions des cycles estimés sur des cycles déterministes livrent deux enseignements : dans ces régressions, les composantes sinusoïdales expliquent au maximum 68% de la variance dans le cas du cycle long européen, ce qui distingue bien les différents cycles longs estimés de cycles purement déterministes pour lesquels le R^2 aurait été de 100 % ; en revanche, à l'exception du cycle court européen, le test 2 ne permet pas de rejeter la significativité des composantes sinusoïdales dans les différentes régressions, ce qui indique que les cycles américains et le cycle long européen sont partiellement déterministes. Ainsi, même si le cycle court européen qui a été identifié ne se comporte pas de façon aussi erratique qu'un bruit blanc, il s'éloigne tout de même très nettement d'un comportement cyclique déterministe. D'autre part, la question de la stationnarité de ces cycles reste ouverte et se pose avec une acuité particulièrement nette pour le cycle long dont le facteur d'amortissement ϕ se rapproche fortement de 1.

ENCADRE 1 : DIAGNOSTICS STATISTIQUES D'UN CYCLE STOCHASTIQUE

Des tests peuvent être menés pour décrire les propriétés statistiques des cycles estimés. Pour chaque test, nous décrivons ici l'hypothèse nulle et la statistique du test. L'hypothèse nulle est rejetée lorsque la statistique dépasse le seuil à 5% (ou à 1%) de la distribution du test. Dans le modèle de cycle stochastique retenu, on peut envisager pour un cycle estimé ψ_t différents comportements limites qui sont testables :

• **Test 1 de significativité :** si l'hypothèse ($\sigma_\kappa = 0$ et $\phi < 1$) est vérifiée, le cycle ψ_t est non significatif. C'est le premier test à réaliser pour vérifier qu'interpréter les valeurs de ψ_t a un sens. Pour tester la nullité du cycle à un instant donné avec une statistique de Student, on utilise les écarts-types des erreurs d'estimation du cycle, noté $\sigma_{\psi,t}$ et fournis au cours du temps par le filtre de Kalman. (Ce filtre est utilisé pour estimer le modèle à composantes inobservables mis sous sa forme espace-état. Il fournit les valeurs et les variances du vecteur d'état. Cependant, ces variances n'incorporent pas l'incertitude associée à l'imprécision de l'estimation des paramètres. Cette « incertitude paramétrique » pourrait être mesurée séparément par des procédures de simulation décrites dans Hamilton, 1986, et mises en oeuvre dans le chapitre IV).

Ces écarts-types permettent également de définir les intervalles de confiance présentés dans les graphique V-A et V-B. Pour tester si le cycle est nul en tout point (hypothèse H0), une méthode consiste à regarder si aucune statistique de Student ne rejette à un instant *t* la nullité du cycle ψ_t. Pour cela, on peut considérer la valeur maximale prise par les statistiques de Student instantanées :

t-stat = max{$|\psi_t|/\sigma_{\psi,t}$, $t \in$ [1960:1;2002:3]} (test 1).

• **Test 2 sur la nature déterministe du cycle :** si l'hypothèse ($\sigma_\kappa = 0$ et $\phi = 1$) est vérifiée, le cycle ψ_t est déterministe, c'est-à-dire de type $a.\cos\lambda t + b.\sin\lambda t$. À défaut de réellement tester le caractère déterministe du cycle – ce qui n'est pas immédiat à mettre en œuvre – on peut tester l'hypothèse nulle « le cycle n'est pas du tout déterministe ». En régressant ψ_t sur le sinus et le cosinus associés à sa période estimée ($\psi_t = a.\cos\lambda t + b.\sin\lambda t + \varepsilon_t$), le test consiste à calculer la statistique *W* de Wald associée à la nullité de *a* et *b*, qui suit un χ^2 (2) sous cette hypothèse (test 2).

• **Test 3 sur la nature bruit blanc du cycle :** si l'hypothèse ($\phi = 0$) est vérifiée, le cycle ψ_t est purement aléatoire de type bruit blanc et on ne pourra jamais prévoir autre chose que le mouvement tendanciel. Comme l'explique Harvey (1989), on peut tester l'hypothèse nulle « le cycle est un bruit blanc » (soit $\phi = 0$) en calculant la statistique du multiplicateur de Lagrange (LM) qui suit une loi N(0,1) sous cette hypothèse. La statistique LM vaut simplement $\sqrt{N}$.r(1) avec N le nombre d'observations et r(1) l'auto-corrélation partielle d'ordre 1 de ψ_t (test 3).

• **Test 4 de stationnarité :** si l'hypothèse ($\sigma_\kappa > 0$ et $\phi = 1$) est vérifiée, le cycle ψ_t est non stationnaire, il contient des chocs persistants. Les tests de non-stationnarité d'un cycle stochastique forment encore un objet de recherche statistique. Différentes propositions ont été formulées dans Harvey (2004). En l'absence de consensus sur le test le plus approprié, il semble préférable de reporter ce type de tests à des recherches ultérieures.

Tableau 1 : Paramètres et statistiques des cycles américain et européen (60T1-02T4)

		Cycle long		Cycle court	
		États-Unis	Europe	États-Unis	Europe
Période du cycle (en années)		9,5		3,3	
Facteur d'amortissement du cycle (ϕ)		0,98		0,94	
Écart-type des innovations du cycle (σ_K)		0,51	0,19	0,28	0,21
Coefficient de corrélation des innovations contemporaines sur le cycle (ρ_K)		0,45		0,64	
Test 1 : « le cycle n'est pas significatif » $H_0 : \sigma_\kappa = 0$ et $\phi < 1$	*t-stat*	4,4 **	7,5 **	14,6 **	7,5 **
Test 2 : « le cycle n'est pas du tout déterministe »	*W stat*	41,41 **	351,89 **	8,57 **	4,99
	R²	20 %	68 %	5 %	3 %
Test 3 : « le cycle est un bruit blanc » $H_0 : \phi = 0$		12,6 **	12,7 **	11,1 **	11,1 **

Légende : concernant le cycle long européen, le test 1 rejette sa nullité à tout instant *t* à 1 % ; si on régresse le cycle long sur un cycle purement sinusoïdal de même période, le R² de la régression vaut 0,68 et le test 2 rejette au seuil 1% la nullité du coefficient de ce cycle sinusoïdal (cela indique donc une certaine régularité du cycle long européen, sans pour autant témoigner d'un caractère purement déterministe du cycle long) ; le test 3 rejette au seuil 1% l'hypothèse que le cycle est un bruit blanc.

(** test rejeté au seuil 1% ; * test rejeté au seuil 5%)

Sources : bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

2.4. Comparaison avec les cycles estimés par des filtres

Pour étudier la robustesse des résultats, l'évaluation statistique des cycles européens estimés ici par modèles à composantes inobservables peut être menée par comparaison avec des méthodes plus descriptives et couramment utilisées dans la littérature économique, tels les filtres de Baxter-King (BK) et de Hodrick-Prescott (HP). Pour pouvoir mener cette comparaison sur le cycle long et sur le cycle court séparément et non sur les cycles globaux, on peut procéder de la manière suivante (cf. encadré 2) :

- au lieu d'estimer un cycle global par un filtre passe-bande BK(1,10) avec une fenêtre de périodes allant de 1 à 10 ans, on estime un cycle court avec le filtre BK(1,5) et un cycle long avec le filtre BK(5,10) ;
- au lieu d'estimer un cycle global par un filtre HP(1600) avec un paramètre de lissage classique de 1600, on estime un cycle court avec le filtre HP(100) et un cycle long avec le filtre HP(1600)-HP(100), c'est-à-dire en soustrayant le cycle court au cycle global.

La méthode à composantes inobservables (MCI) concorde assez bien avec les deux filtres BK et HP pour le cycle long et pour le cycle court (Figure 5). Ce résultat a deux implications : d'une part, la méthode MCI fournit des résultats cohérents avec les méthodes utilisées traditionnellement ; d'autre part, l'analyse en termes de cycle court et de cycle long peut passer par des filtres plus simples et ne repose pas exclusivement sur l'utilisation de modèles MCI plus complexes et au mode opératoire plus lourd. Outre la possibilité d'utiliser des spécifications très générales et peu contraintes, un élément de valeur ajoutée réellement spécifique au modèles MCI réside, comme on l'a vu, dans la possibilité d'évaluer simplement des intervalles de confiance.

ENCADRE 2 : EXTRAIRE DES CYCLES DE DIFFERENTES PERIODES AVEC LES FILTRES HODRICK-PRESCOTT ET BAXTER-KING

Les filtres les plus couramment utilisés pour décomposer une série en tendance et cycle sont les filtres de Hodrick-Prescott (HP) et de Baxter-King (BK, filtre *passe-bande*). On se reportera à Hodrick et Prescott (1997), ainsi qu'à Baxter et King (1999). Généralement, ces filtres ne sont utilisés que pour extraire un cycle pour une série donnée. Cependant, comme les modèles à composantes inobservables, ils peuvent fournir deux cycles (ou plus) de périodes différentes pour chaque série.

Dans le cas du filtre *passe-bande*, la procédure est immédiate : au lieu de filtrer la bande traditionnelle (8 à 32 trimestres), il suffit de filtrer une bande de hautes fréquences (par exemple de 4 à 20 trimestres, soit 1 à 5 ans), pour le cycle court, et une bande de plus basses fréquences (par exemple de 21 à 40 trimestres, soit de 5 à 10 ans), pour le cycle long. La bande traditionnelle correspond à ce que l'on appelle le cycle global.

Dans le cas du filtre HP, la procédure est moins directe : le filtre HP peut être considéré comme un filtre *passe-bas*, le paramètre λ étant relié à la fréquence limite ν par la formule suivante (cf. Iacobucci et Noullez, 2005) :

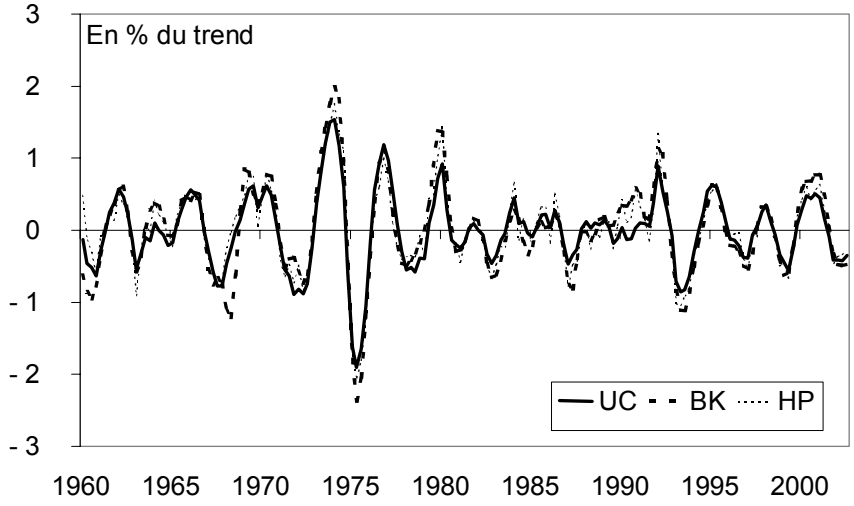
$$\lambda = [2.\sin(\pi\nu.\Delta t)]^{-4}$$

avec Δt = ¼ pour des données trimestrielles. Cette formule conduit, pour une fréquence de coupure associée à 10 ans, à la valeur usuelle $\lambda = 1600$; pour une fréquence limite associée à 5 ans, on doit en revanche fixer $\lambda = 100$. Dans un premier temps, appliquer un filtre HP à la série avec un paramètre égal à 100 (correspondant à 5 ans) permet d'extraire le cycle court. On retranche alors ce cycle à la série, qui ne comporte théoriquement plus de hautes fréquences, et on applique un nouveau filtre HP de paramètre égal à 1600 (correspondant à dix ans) pour obtenir le cycle long.

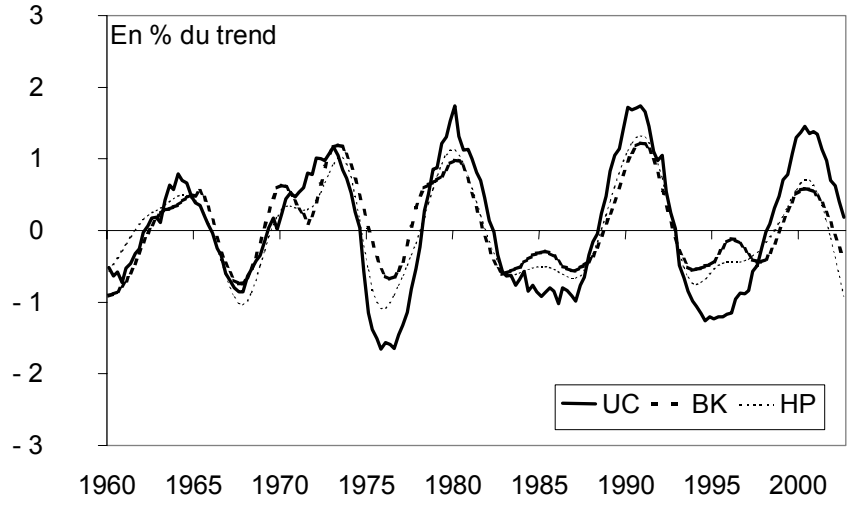
Les filtres BK et HP présentent l'avantage d'être beaucoup plus aisés à utiliser que les modèles à composantes inobservables. En revanche, ne s'inscrivant pas dans un cadre probabiliste, ils ne fournissent pas d'intervalle de confiance autour des composantes estimées.

Figure 5 : Modèle à composantes inobservables (UC), filtres Baxter-King (BK) et Hodrick-Prescott (HP)

A - Cycle court européen



B - Cycle long européen



Sources : bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

2.5. Les interprétations par les mouvements des stocks et de l'investissement

Les études sur les cycles économiques incluent depuis longtemps la double référence aux cycles *Kitchin* et *Juglar*, respectivement associés aux fluctuations des stocks circulants et du capital fixe. On peut donc se demander dans quelle mesure cette double référence recoupe la dualité précédemment repérée du mouvement cyclique européen. A cette fin, les variations de stocks et l'investissement (formation brute de capital fixe de l'ensemble des agents) ont été décomposés en tendance et cycle par des modèles à composantes inobservables (les résultats de l'estimation sont présentés dans le Tableau 2[10]).

Tableau 2 : Paramètres et statistiques des cycles de l'investissement et des stocks européens

	Cycle de l'investissement	Cycle des stocks
Période du cycle (en années)	9,7	4,2
ϕ (Facteur d'amortissement du cycle)	0,97	0,88
RV (Ratios des variances, relativement aux cycles long et court du PIB européen)	0,79	0,69
Corr (Coefficients de corrélation aux cycles long et court du PIB européen)	0,94	0,71

Légende : Le ratio (RV) entre la variance du cycle d'investissement et celle du cycle du cycle long du PIB européen vaut 0,79. Le coefficient de corrélation (Corr) entre le cycle d'investissement et le cycle long du PIB européen vaut 0,94.
Sources : Bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

[10] Les variations de stocks et l'investissement ont été mesurés à partir des agrégats « variations de stocks » et « formation brute de capital fixe de l'ensemble des agents », construits pour la zone euro à dix, comme le PIB agrégé l'a été, à partir des séries nationales issues des bases d'Eurostat et de l'OCDE. Les agrégats nationaux à prix constants ont été convertis en dollars de l'année 1995 selon la parité des pouvoirs d'achat évaluée pour le PIB. Cette méthode est fruste mais suffit pour le rapprochement suggestif envisagé ici. En revanche, l'agrégat qui semblerait le plus pertinent, i.e. l'« investissement des entreprises », n'est pas fourni par Eurostat.

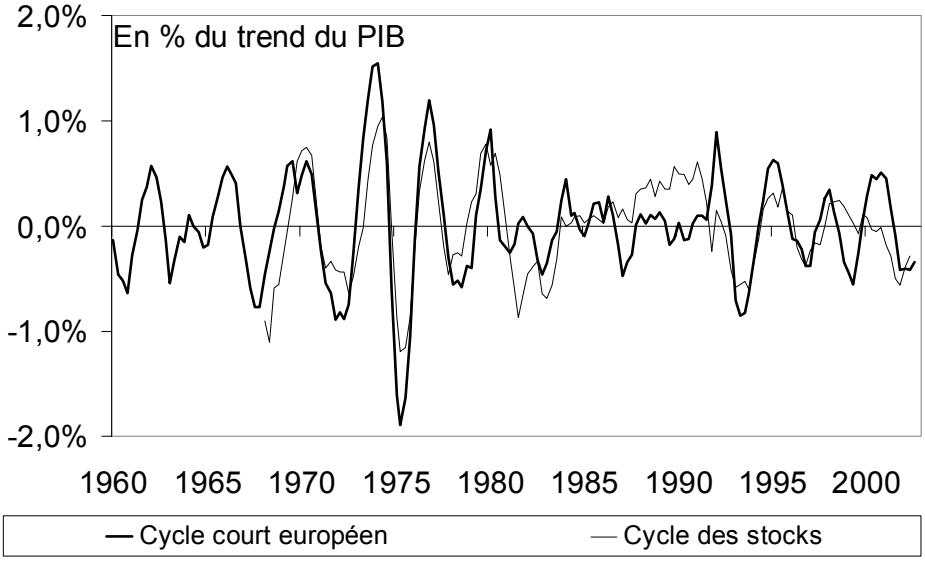
La Figure 6 compare les cycles court et long de la zone euro avec les cycles respectifs des investissements et des variations de stocks. Ce jeu de graphiques, ainsi que les valeurs élevées des coefficients de corrélation dans le Tableau 2, corroborent les rôles dominants de l'investissement et des variations de stocks [11] respectivement dans le cycle long et le cycle court du PIB. Même si l'investissement, d'une part, et les variations de stocks, d'autre part, étaient respectivement les sources premières d'impulsion du cycle long et du cycle court, il n'y aurait pas de raison d'attendre une corrélation parfaite entre ces deux cycles et les contributions des variables qui les impulsent. En effet, l'ensemble des mécanismes de propagation cyclique susceptibles de transiter par d'autres variables pourrait déformer ces corrélations apparentes. La force de ces corrélations (au vu des graphiques) plaide donc en faveur du rapprochement effectué et précise le contenu économique de la dualité du cycle européen. Le cycle long européen est préférentiellement associé aux fluctuations de l'investissement, le cycle court à celles des variations de stocks circulants, sans qu'on puisse évidemment préciser au vu de cette seule association si elle est de l'ordre de l'impulsion causale et/ou du canal privilégié de propagation. Par ailleurs, les rapports de variance du Tableau 2 indiquent que l'investissement (respectivement les stocks) expliquerait directement près de 80% (resp. 70%) de l'amplitude du cycle long (resp. du cycle court), le reste de la variance du cycle étant expliqué par les autres composantes de la demande.

Les Figure 6-A et Figure 6-B, de pair avec la Figure 3, montrent aussi que les deux composantes cycliques européennes peuvent, selon les circonstances, s'amplifier réciproquement (au moment du premier choc pétrolier, lors de la récession de 1993, ou lors de l'expansion de 1999-2000 par exemple) ou au contraire se compenser, jusqu'à se neutraliser (en 1994-1995, la reprise du stockage est largement neutralisée par l'inertie de l'investissement). Au milieu des années 1990, les deux composantes cycliques ont été largement disjointes : la langueur persistante de l'investissement européen, après la récession du début de la décennie 1990, s'est opposée aux sursauts conjoncturels qui ont pris appui sur le comportement de stockage.

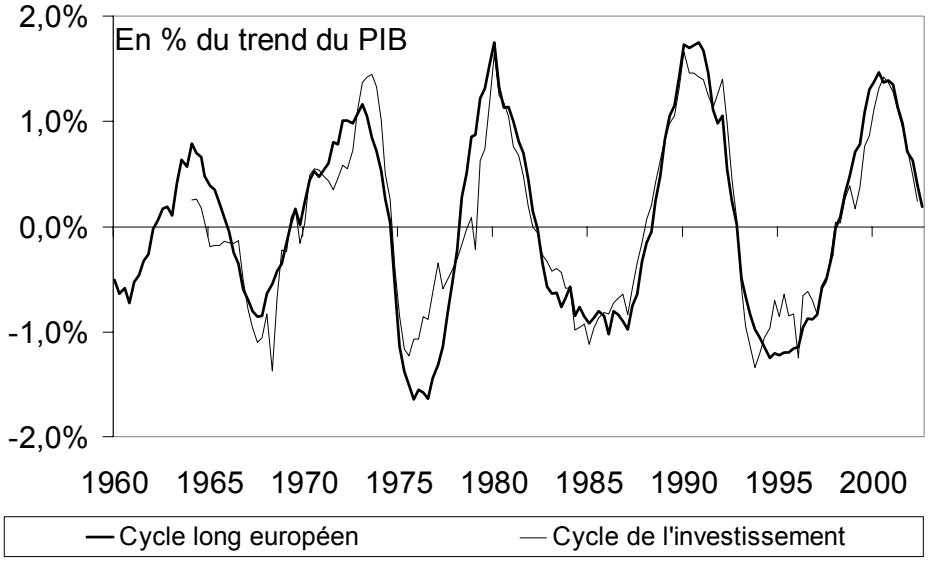
[11] L'interprétation est confirmée par une forte corrélation entre cycle court et enquête conjoncturelle sur l'état des stocks pour la zone euro.

Figure 6 : Interprétations par les mouvements des stocks et de l'investissement

A - Cycle court et cycle des stocks



B - Cycle long et cycle de l'investissement total



Sources : bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

3. Le cycle court européen se retrouve dans la plupart des pays de la zone euro

Le PIB européen se décompose donc en un cycle court et un cycle long. Cette dualité se retrouve dans presque tous les pays de la zone, au niveau de leur PIB national. Les graphiques de l'annexe montrent pour chaque pays comment sa conjoncture se décompose en deux mouvements cycliques de périodes distinctes. On se focalise dans la suite de ce chapitre sur les cycles courts car ils sont généralement moins étudiés. Il convient cependant d'interpréter conjointement les cycles courts et les cycles longs, car ils participent ensemble au mouvement conjoncturel. Ces derniers ont été étudiés dans le Chapitre I. Il y apparaît que la communauté des cycles longs en Europe est assez forte pour que l'on puisse parler d'un cycle européen ; néanmoins, les dix dynamiques conjoncturelles ne sont pas réductibles à une seule et des groupes de pays se détachent, pouvant se rattacher à l'Allemagne, l'Italie et la France. En reprenant ici la même méthodologie pour les cycles courts, on obtient des résultats analogues.

En utilisant des modèles univariés, le cycle court apparaît spontanément dans huit des dix pays étudiés (excepté l'Espagne et la Finlande) en plus du cycle long. La période des cycles courts est très homogène et fluctue entre 2,6 et 3,7 ans (Tableau 3). Un premier test permet de vérifier au seuil de 5 % que tous les cycles courts, à l'exception de l'Autriche, ne sont pas systématiquement nuls (test 1). De plus, l'hypothèse que ces cycles sont des bruits blancs est rejetée pour tous les pays, ce qui montre qu'ils comportent une certaine régularité (test 3). Cependant, cette régularité n'est pas aussi forte dans tous les pays. Le test 2 fait apparaître trois types de pays :

- ceux dont la régularité est faible ; il s'agit de la Belgique et des Pays-Bas (dont le cycle n'est pas du tout déterministe) ;
- ceux dont la régularité est moyenne (France, Italie, Grèce) ; ils comportent une composante purement déterministe (forte W stat), mais cette dernière n'explique pas une forte part de la variance du cycle (faible R^2) ;
- ceux dont la régularité est très forte ; il s'agit de l'Allemagne, du Portugal (dont les cycles comportent une composante purement déterministe et qui explique une forte part de la variance du cycle) et de l'Autriche, dont le cycle est purement déterministe (de type sinusoïdal, sans innovations).

Tableau 3 : Caractéristiques des cycles courts nationaux

		Allemagne	France	Italie	Pays-Bas	Belgique	Autriche	Grèce	Portugal
Période du cycle (années)		3,7	2,8	3,0	2,6	2,8	3,0	3,0	3,0
Test 1 : « le cycle n'est pas significatif »	*t-stat*	3,0**	2,4*	7,5**	4,3**	6,4**	1,3	4,6**	3,4**
Test 2 : « le cycle n'est pas du tout déterministe »	*W stat*	462,8**	9,3**	30,0**	1,8	3,5	∞**	23,6**	439,0**
	R^2 (en %)	73	5	15	1	2	100	12	72
Test 3 : « le cycle est un bruit blanc »		11,77**	10,99**	10,35**	9,58**	10,34**	11,29**	10,13**	11,22**
Coefficient de corrélation entre le cycle court et...									
… la contribution de la variation des stocks		0,52	0,42	0,31	n.d.	0,33	-0,19*	n.d.	0,25*
… l'enquête de conjoncture sur les stocks	Période complète *(1)*	0,31	0,49	0,54	0,29	0,57	0,31	n.d.	0,33
	1972-1982	0,65	0,69	0,67	0,45	0,76	n.d.	n.d.	n.d.
	1993-2002	0,86	0,69	0,56	0,66	0,66	0,70	n.d.	0,65

(1) Les données d'enquêtes sont disponibles pour tous les pays (sauf la Grèce) jusqu'en 2002:3. Le début de la période est 1960:1 pour l'Allemagne, 1967:4 pour la France, l'Italie et la Belgique, 1971:4 pour les Pays-Bas, 1985:1 pour l'Autriche, 1987:1 pour le Portugal (sources : Datastream).

Légende : concernant le cycle court français, avec une probabilité d'erreur de 5%, le test 1 rejette la nullité du cycle à tout instant *t* (en revanche, la nullité n'est pas rejetée au seuil de 1%) ; si on le régresse sur un cycle purement sinusoïdal de même période, le R^2 de la régression vaut 0,05 et le test 2 rejette au seuil 1 % la nullité du coefficient de ce cycle sinusoïdal (cela indique donc une certaine régularité du cycle court français, sans pour autant témoigner d'un caractère purement déterministe du cycle court) ; le test 3 rejette au seuil 1 % l'hypothèse que le cycle est un bruit blanc.

(** test rejeté au seuil 1 % ; * test rejeté au seuil 5 %)

Sources : bases Datastream, Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Cette typologie est confirmée par l'allure de cycles courts (cf. Annexe).

Le caractère très régulier du cycle court dans certains pays soulève la question de savoir s'ils ne sont pas de pures créations induites par la modélisation choisie. Un argument semble rejeter ce soupçon d'un artefact statistique : pour les différents pays européens, il y a aussi, à l'instar de l'agrégat européen, des liens entre cycles long et court et, respectivement, fluctuations de l'investissement et des variations de stocks. Concernant le cycle long, pour tous les pays il s'établit un lien net ou même très fort avec les fluctuations de l'investissement, à l'exception de l'Autriche. Concernant le cycle court, même si le lien aux variations de stocks n'est pas toujours manifeste, il existe toujours une corrélation, parfois très forte, entre cycle court et enquête d'opinion sur le niveau des stocks (Tableau 3)[12]. Une segmentation de la période étudiée permet même de faire apparaître deux types de régimes. Dans les périodes 1972-1982 et 1993-2002, la corrélation est très élevée. Elle correspond justement aux moments où les cycles courts sont soumis à d'amples fluctuations. En revanche, sur la période 1983-1992, aucun coefficient de corrélation n'est significatif. Cela correspond à une période pendant laquelle les cycles courts sont plus faibles, plus erratiques et, on l'a vu, très peu significatifs statistiquement.

[12] Pour mener cette comparaison entre cycles courts nationaux et dynamique des stocks, il semble préférable d'utiliser des enquêtes sur les stocks, plutôt que des variations de stocks issus de comptabilité nationale. En effet, certains pays ne publient pas de séries de variations de stocks. D'autres les publient, mais il subsiste parfois le doute que le poste variation de stock de la comptabilité nationale soit tout simplement calculé par solde des autres composantes du PIB, et reflète autant les erreurs de mesure que la dynamique des stocks stricto sensu. Ainsi, pour certains, pays, il n'existe pas de lien apparent entre cycle court et contribution des variations de stocks (cf. tableau 3).

Tableau 4 : Corrélations entre les cycles courts nationaux et le cycle court européen agrégé

	All.	France	Italie	P-B.	Belgique	Autriche	Grèce	Portugal
Retard 3	0,02**	0,10**	0,17*	0,12**	-0,08**	0,14**	- 0,50	0,14**
Retard 2	0,31	0,40	0,52	0,35	0,31	0,35	- 0,33	0,37
Retard 1	0,54	0,59	0,76	0,48	0,62	0,47	- 0,07**	0,51
Retard 0	0,67	0,61	0,81	0,46	0,76	0,46	0,22	0,52
Avance 1	0,68	0,44	0,60	0,28	0,65	0,33	0,43	0,39
Avance 2	0,55	0,13**	0,22	0,01**	0,37	0,11**	0,53	0,15*
Avance 3	0,33	- 0,21	- 0,21	- 0,26	0,03**	- 0,14**	0,52	- 0,13**

Légende : * coefficient non significatif au seuil 1% ; ** coefficient non significatif au seuil 5%.

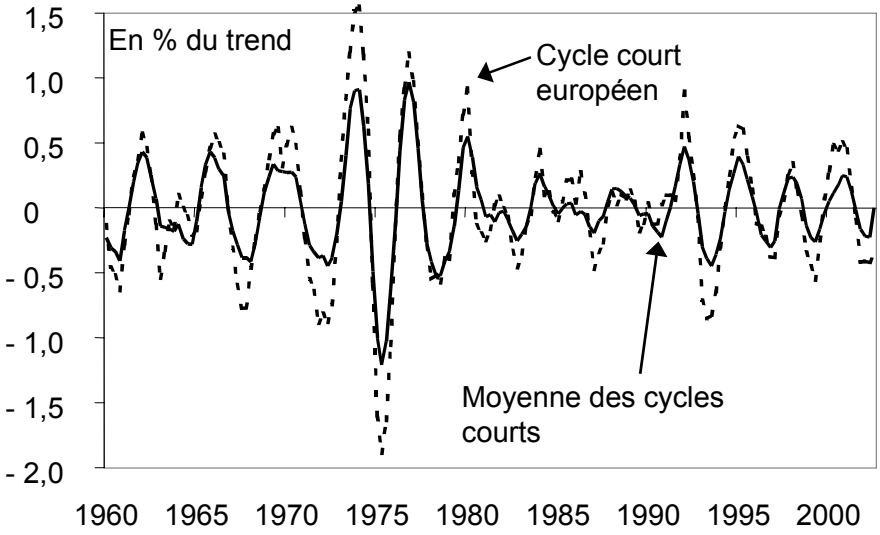
Sources : Bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Les cycles courts nationaux sont généralement synchronisés et fortement corrélés au cycle court du PIB européen agrégé, sauf en Grèce où il montre un retard de deux trimestres (Tableau 4). Ces résultats montrent une globale similitude des mouvements conjoncturels de court terme au sein de la zone euro et justifie l'analyse effectuée précédemment sur le PIB agrégé de la zone euro : les pays connaissant des conjonctures semblables, les cycles obtenus par décomposition du PIB européen agrégé, loin d'être des artefacts statistiques, ont toutes les chances de correspondre à une dynamique économique commune. Ce constat est confirmé par le fait que la moyenne des cycles courts nationaux est très proche du cycle court du PIB européen agrégé (Figure 7-A)[13].

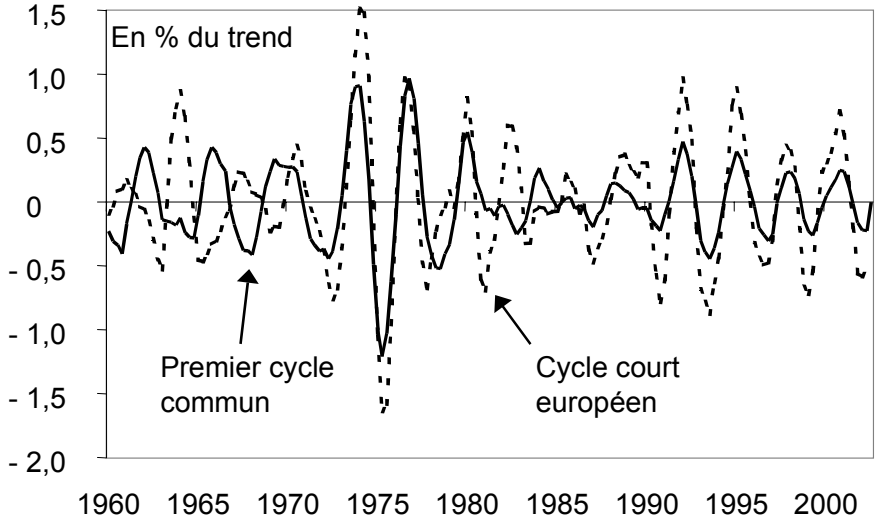
[13] Il s'agit d'une moyenne pondérée par la part du PIB de chaque pays dans le PIB européen. Le fait qu'une moyenne simple donne presque les mêmes résultats montre que les petits pays concourent tout autant au cycle commun européen que les grands.

Figure 7 : Cycle court du PIB européen

A – Comparaison avec la moyenne des cycles courts nationaux



B – Comparaison avec le premier cycle commun



Sources : bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

4. Pays « latins », pays « germaniques » et spécificité française

Malgré leur ressemblance, les cycles des pays de la zone euro ne sont pas réductibles à une dynamique unique et des disparités nationales subsistent. Une modélisation multivariée des dix séries de PIB nationaux permet de mettre en évidence des « cycles communs » à ces dix séries. En réduisant à moins de dix le nombre de cycles qui généreront les dix cycles courts (par combinaison linéaire), on met en évidence les éléments constitutifs sous-jacents des cycles nationaux. Un certain nombre d'indicateurs[14] signalent qu'il est possible de réduire à trois ces « cycles communs » sans trop affecter la qualité de la modélisation et sans trop dénaturer chacun des cycles courts nationaux[15]. Ces cycles communs sont interprétés dans la section 4.1 et utilisés dans la section 4.2 pour étudier la synchronisation des cycles au sein de la zone euro.

4.1. Interprétation des cycles communs

Comment interpréter ces trois cycles communs (Figure 8) ? Le Tableau 5 donne pour chaque pays les coordonnées de son cycle court dans la base constituée par les trois cycles communs. Ces coordonnées sont aussi les coefficients de corrélation entre cycles nationaux et cycles communs :

- Le premier cycle commun, qui explique 49 % de la variance totale des cycles, constitue une composante commune européenne symétrique. Elle est positivement corrélée à tous les cycles nationaux, souvent fortement. Son allure est

[14] Des tests statistiques permettant de déterminer jusqu'à quel point il est possible de réduire le nombre de cycles communs sont à l'étude. Ne les ayant pas encore validés, on utilise des indicateurs ad hoc (voir le Chapitre I pour une présentation plus détaillée dans le cas des cycles longs) : l'évolution de la somme des écarts-type des innovations des dix cycles courts nationaux en fonction du nombre de facteurs communs gouvernant ces cycles ; l'évolution de la somme des huit coefficients de corrélation entre cycles courts nationaux respectivement issus des modèles univariés et multivariés en fonction du nombre de facteurs communs retenus dans la modélisation multivariée. Ces deux indicateurs montrent un palier significatif quand on passe de trois à deux cycles communs.

[15] Dans cette modélisation multivariée, seuls les cycles courts ont été contraints pour obtenir des cycles communs. Aucune restriction n'a été imposée sur les cycles longs ou les tendances. Cependant, il est possible de contraindre à la fois les cycles courts et les cycles longs à trois cycles communs chacun sans dégrader les indicateurs de qualité retenus (cela les améliore plutôt), et en ne modifiant que très marginalement les cycles obtenus ici. Cette constatation ouvre des possibilités pour des recherches ultérieures.

proche du cycle court européen identifié à partir du PIB européen agrégé (Figure 7-B). Leur coefficient de corrélation vaut 0,71. C'est une autre confirmation que l'on peut parler d'un cycle court européen sous-jacent aux évolutions conjoncturelles de court terme de tous les pays ou presque de la zone euro. Cependant, ce cycle commun concerne plus particulièrement un groupe de pays (France, Italie, Espagne, Belgique, Finlande, Portugal) que l'on dénommera « latins » par commodité. Le fait que l'Italie se caractérise par un cycle court d'une amplitude particulièrement élevée (c'est le seul pays dont le cycle court est plus important que le cycle long) contribue à expliquer que le cycle européen surpondère les pays « latins ».

– Le deuxième cycle commun (32 % de la variance totale) concerne en revanche essentiellement les autres pays de la zone (Allemagne, Pays-Bas, Autriche, Grèce). On aboutit donc à un partage de la zone en deux groupes qui correspondent presque exactement au pays « latins » et « germaniques » mis en évidence pour les cycles longs dans le Chapitre I. Les affinités géographiques qui lient les pays de la zone euro pour les mouvements de moyen terme se retrouvent ici dans les mouvements de court terme.

– Le troisième cycle commun oppose la France au reste du groupe de pays « latins ». On retrouve à nouveau la spécificité française qui était apparue pour les cycles longs. Malgré tout, le cycle français est plus corrélé au premier cycle commun, de nature européenne, qu'au troisième, indicateur de certaines spécificités propres à la France.

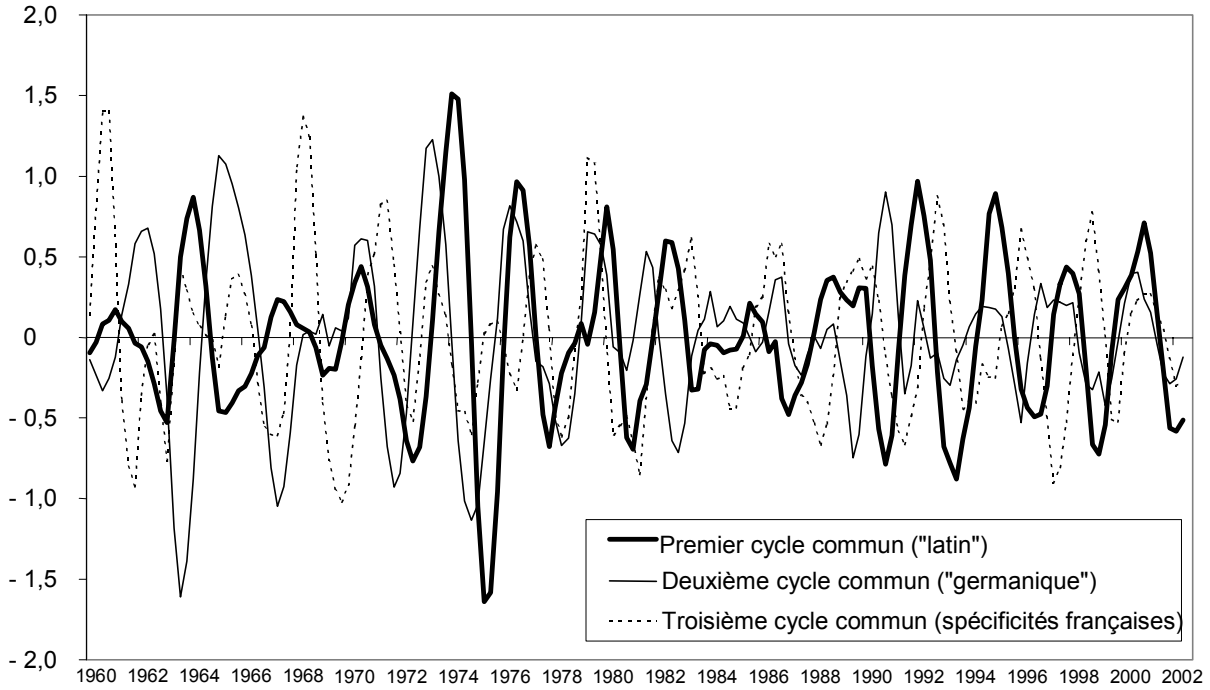
Les cycles courts des pays européens semblent donc s'articuler en groupes autour de trois pays : l'Allemagne, l'Italie et la France.

Tableau 5 : Coordonnées des cycles courts nationaux issus du modèle multivarié sur les trois axes principaux (ou cycles communs)

	All.	Fra.	Ita.	Esp.	P-B.	Bel.	Aut.	Fin.	Gre.	Por.
CC1	0,36	0,85	0,95	0,92	0,43	0,87	0,46	0,84	0,50	0,87
CC2	0,93	-0,06**	0,00**	- 0,20	0,89	0,34	0,87	0,50	0,86	0,48
CC3	0,04**	0,52	-0,33	- 0,35	0,14**	-0,35	-0,16*	-0,19	0,00**	-0,10**

Légende : * coefficient non significatif au seuil 1% ; ** coefficient non significatif au seuil 5% ; les trois cycles communs sont ici dénommés CC1, CC2 et CC3.
Sources : Bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

Figure 8 : Cycles courts communs du modèle multivarié européen



Sources : bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.

4.2. Vers une synchronisation ?

L'allure générale des cycles communs (Figure 8) montre que les cycles courts ont connu une forte amplitude dans les années 1970 avant de s'affaiblir dans les années 1980 pour enfin retrouver une amplitude conséquente dans les années 1990. Une certaine tendance à la synchronisation des trois cycles courts apparaît depuis 1999, c'est-à-dire depuis l'unification monétaire de la zone, laissant penser que les cycles en zone euro pourraient se distinguer plus par leur amplitude que par leur datation (on observe un phénomène analogue pour les cycles longs depuis 1997).

Les cycles courts « latin » et « germanique », assez bien synchronisés depuis 1992, montrent une opposition de phase très marquée en 1982 et en 1990-1991, date de la réunification allemande. Les chocs générant ces deux cycles sont restés relativement opposés durant toute la décennie 1980. En outre, le cycle court « germanique » a connu une avance sensible (environ trois trimestres) sur le cycle « latin » lors du premier choc pétrolier, atteignant un pic dès le deuxième trimestre 1973 (contre le premier trimestre 1974) et un creux au quatrième trimestre 1974 (contre le deuxième trimestre 1975).

Le troisième cycle court est plus difficile à interpréter en soi, car il ne correspond vraiment à la conjoncture économique d'aucun pays en particulier. Il vaut par son existence, montrant que la dynamique conjoncturelle courte française, en particulier, n'est pas réductible à la dynamique allemande ni à l'italienne. Il est donc porteur de spécificités nationales, dont la cohérence temporelle n'est pas acquise. Cependant, il informe, par son amplitude et son caractère synchrone ou non avec les deux autres cycles, sur les périodes de renforcement ou d'affaiblissement des spécificités nationales.

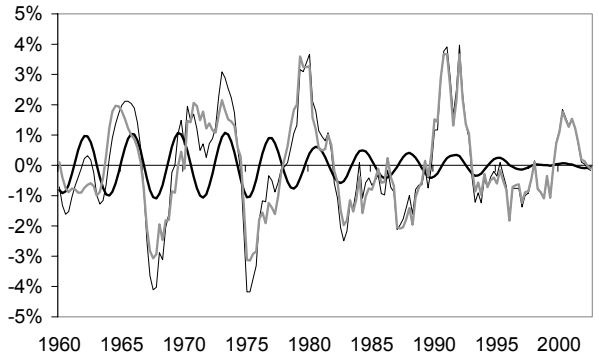
5. Conclusion

La mise en évidence d'un cycle économique court, de l'ordre de trois ans, lié aux variations de stocks, en plus du cycle plus long, d'ordre décennal, généralement étudié par les économistes, souligne un certain nombre de précautions à prendre tant dans les domaines de l'analyse conjoncturelle que des politiques économiques. En effet, le retournement du cycle court, s'il est détecté et pris à tort pour un retournement du cycle global, pourrait aboutir à des décisions inadaptées si l'on tient compte des délais habituels de l'impact des politiques économiques sur la situation économique. Cela plaide pour l'utilisation d'un scénario de cadrage de moyen terme lors de l'interprétation des indicateurs habituels de l'analyse conjoncturelle. Du point de vue opératoire, dans la mesure où des méthodes plus simples et plus communément utilisées (les filtres passe-bande) fournissent, comme nous l'avons vu, des résultats très ressemblants, ces méthodes permettraient de s'affranchir de la mise en œuvre assez lourde que supposent les modèles à composantes inobservables. De même, la caractérisation de mouvements conjoncturels différenciés au sein de l'espace économique de la zone euro, malgré une composante européenne commune indéniable, tant à court qu'à moyen-long terme, laisse entendre qu'une juste répartition des rôles est à trouver entre la politique monétaire qui est commune à la zone et les politiques budgétaires nationales. La bonne coordination des instances concernées passe certainement par un suivi de l'évolution de la composante commune européenne d'une part et des composantes plus spécifiques d'autre part.

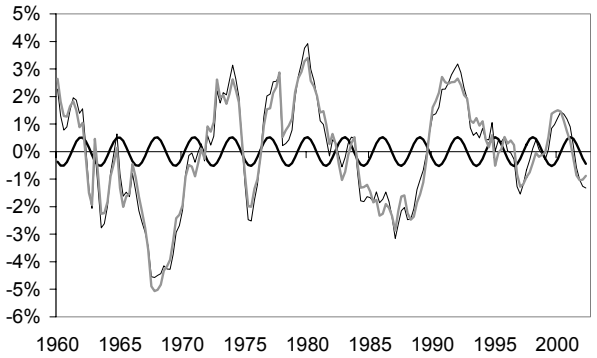
La méthodologie utilisée ici (modèles à composantes inobservables) n'incorpore pas explicitement les décalages de phase entre les cycles et ne permet pas d'évaluer précisément la convergence des conjonctures des pays européens au cours du temps. Même si certains signes tendent à montrer que les fluctuations de courtes périodes sont de plus en plus synchrones au sein de la zone euro, des recherches plus approfondies sur l'évolution temporelle de la synchronisation et du poids du principal facteur commun restent à mener et font l'objet du prochain chapitre. Pour ne pas alourdir excessivement le modèle utilisé, cet approfondissement de la dynamique de la convergence est réalisé au prix d'une application du modèle par couple de pays et avec un seul cycle global.

Annexe :
Les cycles courts et longs des pays de la zone euro

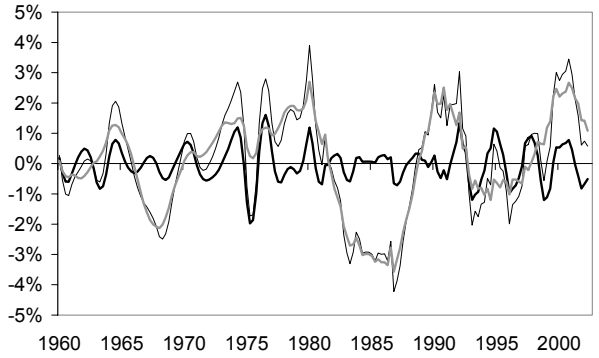
A - Allemagne



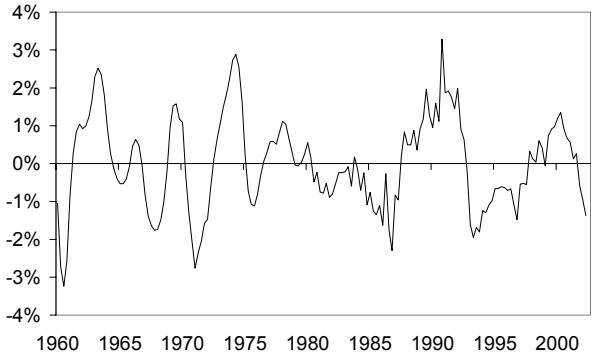
B – Autriche



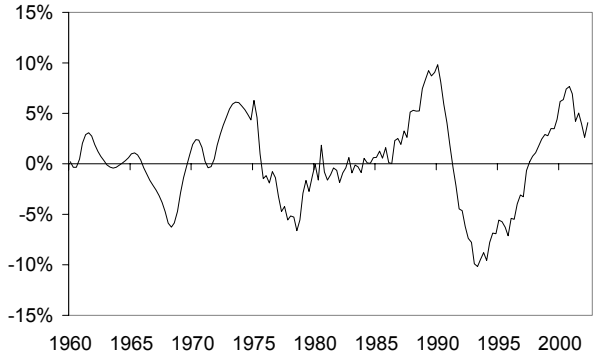
C – Belgique



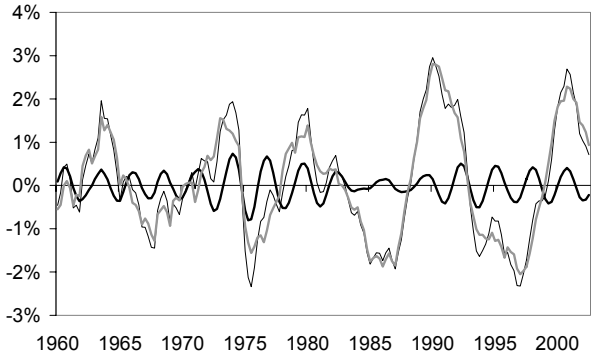
D - Espagne



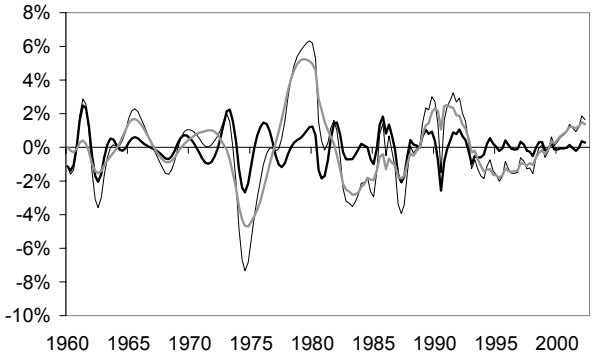
E - Finlande



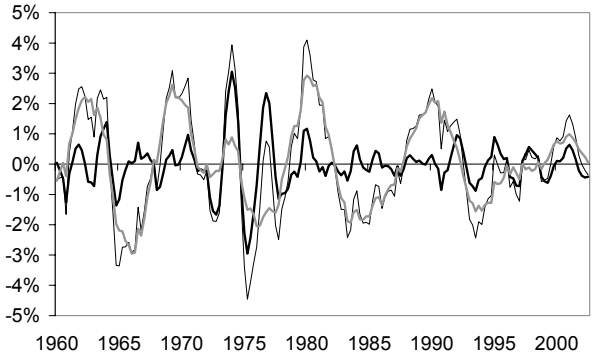
F - France



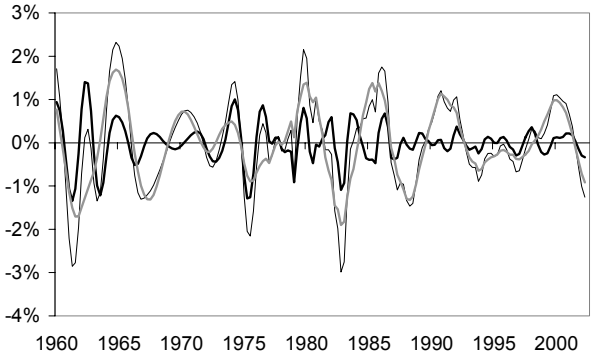
G - Grèce



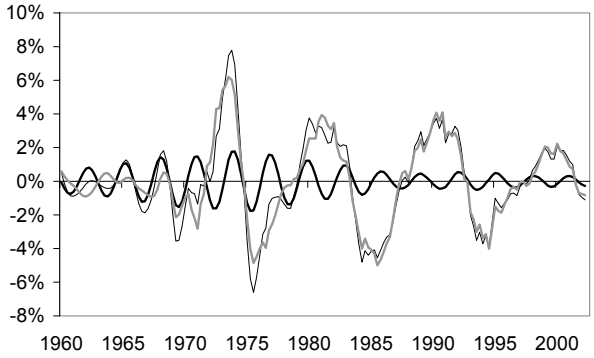
H - Italie

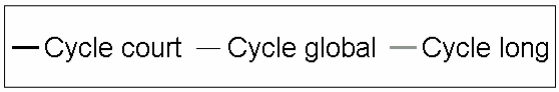


I - Pays-Bas



J - Portugal





En % du trend

Source : bases Euro-Indicators de Eurostat et BSDB de l'OCDE, calculs des auteurs.
Note : dans les cas de l'Espagne et de la Finlande, la décomposition du cycle global en un cycle long et un cycle court n'a pas été identifiée.

Chapitre III
Modèle de convergence stochastique entre cycles économiques

1. Introduction

Depuis l'article fondateur de Mundell (1961) sur la théorie des zones monétaires optimales, le degré de convergence cyclique au sein d'un groupe de pays est devenu un critère essentiel pour évaluer si une union monétaire est réalisable. Notamment, l'absence de convergence cyclique requiert un rôle accru de la coordination des politiques budgétaires et de la mobilité des facteurs de production.

De nombreuses approches sont envisageables pour analyser la convergence entre des cycles. Par exemple, pour juger si le Royaume-Uni et la zone euro ont ou non convergé, le Trésor du Royaume-Uni prend en compte quatre grandeurs distinctes (HM Treasury, 2003) : la proximité des principales variables économiques sur la période récente ; le degré de convergence cyclique pendant les dernières décennies, de manière à apprécier le risque de divergence future (Artis et Zhang, 1997) ; des facteurs structurels, comme la structure comparée de la balance commerciale, l'asymétrie en terme de production pétrolière ou les différences de comportement sur les marchés immobiliers ; des facteurs endogènes comme les effets de renforcement du commerce intra-zone engendrés par l'intégration dans une zone monétaire (Rose, 1999).

Les études empiriques qui se fondent uniquement sur l'analyse de coefficients de corrélation par sous-période dans l'échantillon observé, telles Artis et Zhang (1997), Angeloni et Dedola (1999) ou Wynne et Koo (2000), ont généralement établi qu'une convergence accrue a eu lieu entre les cycles de la zone euro durant la période du Système Monétaire Européen (SME). Belo (2001) a confirmé l'existence de ce mouvement de convergence sur des données annuelles allant de 1960 à 1999. Mais il a également mis en évidence une avance persistante du cycle du Royaume-Uni relativement au cycle de la zone euro, ainsi qu'une forte association entre ces cycles après correction de cette avance. En suivant l'approche de la convergence historique des cycles économiques, nous allons tenter avec ce chapitre[1] d'améliorer ces analyses de la corrélation par sous-période en modélisant la dynamique de la convergence avec des *time-varying parameters*, appelés ici paramètres évolutifs (voir plus bas).

[1] Ce chapitre est tiré de Lemoine (2005).

Comme dans les chapitres précédents, les cycles de croissance de plusieurs pays sont modélisés dans ce chapitre avec des modèles à composantes inobservables (MCI) multivariés. Cette approche permet de distinguer les chocs transitoires des chocs permanents et cette distinction s'avère utile pour les choix de politique économique. La définition du cycle de croissance est encore retenue pour ce chapitre, dans la mesure où l'identification des chocs transitoires est nécessaire pour étudier leur symétrie dans une zone candidate à l'union monétaire.

Comme l'a montré Belo (2001), le décalage de phase entre les cycles économiques de plusieurs pays peut changer le diagnostic établi au sujet de la corrélation. Rünstler (2004) étend les modèles MCI, de manière à prendre en compte de tels décalages de phase et à mesurer des coefficients de corrélation ajustés de la phase. Cette extension est présentée dans la section 2.1 et sera utilisée dans la suite du chapitre.

Dans la recherche récente sur les cycles internationaux (Kose, Prasad et Terrones, 2003, Stock et Watson, 2003 et Bordo et Helbling, 2003), le degré d'association entre les cycles économiques d'un groupe de pays est mesurée comme la part de variance expliquée par un facteur commun, identifié dans diverses versions des modèles à facteurs (modèles initialement développés par Stock et Watson, 1991). La pertinence d'une telle définition de l'association dans un modèle multivarié nous conduit à reformuler le modèle de Rünstler dans un cadre multivarié à facteur commun.

La convergence cyclique est généralement étudiée en appliquant des indicateurs *ad hoc* (par exemple de simples coefficients de corrélation dans Artis et Zhang, 1997), sur différentes sous-périodes de l'échantillon. Peu de modèles ont été développés pour étudier les dynamiques de la convergence cyclique. Récemment, Koopman et Azevedo (2004) ont proposé un modèle à composantes inobservables multivarié qui tente d'incorporer de telles dynamiques : la convergence est définie par la réduction et l'augmentation progressives, respectivement, du décalage de phase et de la corrélation ajustée entre les cycles. Ils ont modélisé ces dynamiques en étendant le modèle de Rünstler (2004) avec des fonctions logistiques. Mais les fonctions logistiques étant monotones, elles n'autorisent pas des mouvements de convergence et de divergence qui auraient lieu successivement. Pourtant, chaque point de retournement engendre une possible divergence, certains pays pouvant par exemple avoir commencé leur reprise, pendant que les autres restent dans une profonde récession.

De telles divergences récurrentes nécessitent un modèle stochastique, par exemple de type marche aléatoire, pour les coefficients de décalage de phase et de corrélation ajustée. Les modèles de régression avec des paramètres à évolution stochastique ont initialement été développés par Cooley et Prescott (1976). Dans le cadre des modèles à composantes inobservables, un modèle à covariance stochastique est proposé par Harvey, Ruiz et Shepard (1994). Boone (1997) utilise des régressions à paramètres évolutifs (de *time-varying parameter*, en anglais) pour mesurer la convergence des chocs d'offre et de demande dans un modèle SVAR. Engle (2002) formalise une telle dynamique de la corrélation conditionnelle dans un modèle multivarié conditionnellement hétéroscédastique à volatilité auto-régressive généralisée (GARCH). Même s'ils ne prennent pas en compte les décalages de phase, Hallett et Richter (2004) proposent une approche intéressante de la convergence entre les cycles américains et européens : ils utilisent des modèles TVP pour étudier l'évolution de la cohérence (un concept proche de la corrélation dans le domaine des fréquences).

Dans ce chapitre, un nouveau modèle bivarié est proposé, le *Modèle de convergence cyclique stochastique* (MCCS), dans lequel le décalage de phase et la corrélation ajustée entre deux cycles suivent des dynamiques de type marche aléatoire. Contrairement à la spécification en fonction logistique retenue par Koopman et Azevedo (2004), les processus de type marche aléatoire autorisent des mouvements successifs de convergence et de divergence. Ce modèle étant non-linéaire, une version locale du filtre de Kalman étendu itératif (Maybeck, 1982) est utilisée pour son estimation.

La prochaine partie décrit les modèles à composantes inobservables avec décalage de phase, le modèle MCCS et sa procédure d'estimation. La procédure est ensuite évaluée sur des données simulées dans la partie 3. Le modèle MCCS est appliqué dans la partie 4 aux cycles du Royaume-Uni et de la zone euro entre 1960:1 et 2003:1 pour tenter de répondre au premier test proposé par le Chancelier de l'Échiquier sur l'entrée du Royaume-Uni dans la zone euro. Enfin, cette analyse de la convergence du Royaume-Uni est complétée dans la même partie par une comparaison avec la convergence du cycle français vers le cycle allemand.

2. Modèle de convergence cyclique stochastique

Avant de proposer le nouveau modèle de convergence cyclique stochastique (MCCS) dans la section 2.2, la section 2.1 décrit le modèle dont il est issu : le modèle bivarié de cycles stochastiques avec décalage de phase.

2.1. Modèle bivarié de cycles stochastiques avec décalage de phase

Pour modéliser la dynamique cyclique d'un vecteur y_t de séries temporelles stationnaires en prenant en compte d'éventuels décalages de phase, Rünstler (2004) a développé le *modèle multivarié de cycles stochastiques avec décalage de phase*, qu'on désignera par la suite comme le modèle MR. Ce modèle constitue une extension du modèle multivarié de Harvey et Koopman (1997) décrit dans le Chapitre I et qu'on appellera dans ce chapitre le modèle MHK.

Nous retenons ici la reformulation de ce modèle proposée dans Koopman et Azevedo (2004), en tant que modèle à facteur commun[2]. Ce modèle reformulé est statistiquement équivalent au modèle initial de Rünstler, c'est-à-dire que les deux modèles ont la même fonction d'autocovariance. Une telle formulation a l'intérêt de distinguer les chocs communs des chocs spécifiques et permettrait de généraliser notre approche dans des cas multivariés de dimension supérieure à deux.

L'objectif de cette section est simplement de décrire les principales propriétés du modèle MR. Les démonstrations de ces propriétés sont fournies dans Rünstler (2004) et Koopman et Azevedo (2004).

Description du modèle

Le cas bivarié stationnaire (sans tendance) est suffisant pour l'analyse menée dans ce chapitre. Chaque série $y_{i,t}$ peut être décomposée en une composante cyclique commune (définie à partir du vecteur $\bar{\psi}_t^c$), une composante cyclique spécifique (définie à partir du vecteur $\bar{\psi}_{i,t}^*$) et une composante irrégulière ($\varepsilon_{i,t}$).De la même manière que dans le modèle MHK, la dynamique des vecteurs $\bar{\psi}_t^c$ et $\bar{\psi}_{i,t}^*$ est décrite par des équations autorégressives

[2]Les modèles à facteur étaient initialement utilisés dans un cadre SVAR (Stock et Watson, 1991).

d'ordre 1. Pour i = 1,2 et t = 1, …, n, les équations de mesure et d'état s'écrivent comme suit :

$$\begin{cases} \boldsymbol{y}_{i,t} = \boldsymbol{a}_i \left[\cos(\lambda\xi_i) \quad \sin(\lambda\xi_i)\right]\overline{\psi}_t^c + \left[1 \quad 0\right]\overline{\psi}_{i,t}^* + \varepsilon_{i,t} \\ \overline{\psi}_t^c = \phi \boldsymbol{T}_\lambda \overline{\psi}_{t-1}^c + \overline{\kappa}_t^c \\ \overline{\psi}_{i,t}^* = \phi \boldsymbol{T}_\lambda \overline{\psi}_{i,t-1}^* + \overline{\kappa}_{i,t}^* \end{cases} \tag{1}$$

avec

$$\overline{\psi}_t^c = \begin{bmatrix} \psi_t^c \\ \psi_t^{c+} \end{bmatrix}, \overline{\psi}_{i,t}^* = \begin{bmatrix} \psi_{i,t}^* \\ \psi_{i,t}^{*+} \end{bmatrix}, \overline{\kappa}_t^c = \begin{bmatrix} \kappa_t^c \\ \kappa_t^{c+} \end{bmatrix}, \overline{\kappa}_{i,t}^* = \begin{bmatrix} \kappa_{i,t}^* \\ \kappa_{i,t}^{*+} \end{bmatrix} \text{ et } \boldsymbol{T}_\lambda = \begin{bmatrix} \cos\lambda & \sin\lambda \\ -\sin\lambda & \cos\lambda \end{bmatrix}.$$

Les processus $\varepsilon_{i,t}$, $\kappa_{i,t}^c$, $\kappa_{i,t}^{c+}$, $\kappa_{i,t}^*$ et $\kappa_{i,t}^{*+}$ sont des bruits blancs gaussiens mutuellement indépendants à toute date t et d'écarts-types $\sigma_{\varepsilon,i}$, $\sigma_{\kappa,c}$, $\sigma_{\kappa,c}$, $\boldsymbol{h}_i$ et $\boldsymbol{h}_i$. Comme dans le Chapitre I, les paramètres $\lambda \in [0;\pi]$ et $\phi \in [0;1[$ sont la fréquence et le facteur d'amortissement. Ils prennent la même valeur pour les deux séries $y_{i,t}$. Les paramètres a_i et ξ_i sont respectivement le poids et la phase associée à la composante cyclique commune de chaque série $y_{i,t}$.

La principale différence entre ce modèle MR et le modèle MHK réside dans la présence des paramètres de phase ξ_i : lorsque $\xi_1 = \xi_2 = 0$, le décalage de phase disparaît et le modèle MR ne diffère plus du modèle MHK. Grâce à la combinaison de ψ_t^c et ψ_t^{c+} pondérée par les poids $\cos(\lambda\xi_i)$ et $\sin(\lambda\xi_i)$, les innovations de chaque composante cyclique se propagent avec un retard égal à ξ_i. Le décalage de phase entre les composantes cycliques est donc mesuré par $(\xi_2-\xi_1)$. Les fonctions $\cos(\lambda\xi_i)$ et $\sin(\lambda\xi_i)$ étant périodiques de période $2\pi/\lambda$, les phases ξ_i et $(\xi_i+2\pi/\lambda)$ ont le même effet dans le modèle. Pour identifier les phases ξ_i, il est nécessaire[3] de supposer que les poids sont positifs ($a_i \geq 0$) et que $-\pi < \lambda\xi_i < \pi$.

Caractérisation de la relation entre les séries

La relation entre les dynamiques cycliques des deux séries $y_{i,t}$ est caractérisée par leur décalage de phase $\xi_2 - \xi_1$ et par leurs poids (a_1,a_2). Cette relation entre les cycles peut

[3] De simples identités trigonométriques permettent de montrer que, lorsque les poids a_i sont positifs ou négatifs, cette contrainte est équivalente à celles $(-\pi/2 < \lambda\xi_i < \pi/2)$ supposées par Koopman et Azevedo (2004).

être caractérisée de façon équivalente par le décalage de phase $\xi_2 - \xi_1$ et la *corrélation ajustée* ρ qui est calculée avec la formule suivante :

$$\rho = \frac{\boldsymbol{a}_1 \boldsymbol{a}_2}{\sqrt{\left(\boldsymbol{a}_1^2 + \boldsymbol{h}_1^2 / \sigma_{\kappa,c}^2\right)\left(\boldsymbol{a}_2^2 + \boldsymbol{h}_2^2 / \sigma_{\kappa,c}^2\right)}} \tag{2}$$

La validité de $0 \leq \rho \leq 1$ est toujours vérifiée. La corrélation ρ est désignée ici sous le nom de corrélation ajustée, parce que, comme nous le verrons plus loin, elle relie en fait la série $y_{1,t}$ à la série $y_{2,t}$ corrigée de son décalage de phase, c'est-à-dire décalée de *ent*(ξ_2) unités de temps[4]. La corrélation entre les séries $y_{1,t}$ et $y_{2,t}$, qu'on appellera *corrélation contemporaine*, est alors égale à $\rho\cos(\xi_2 - \xi_1)$. Comme l'explique Rünstler (2004), le décalage de phase et la corrélation ajustée ont pour équivalent dans le domaine des fréquences des concepts proches de la phase et de la cohérence. Mais, comme le montrent Harvey et Trimbur (2003), l'approche fondée sur les modèles évite de possibles distorsions de l'approche fondée sur les filtres.

Distinguer une série d'intérêt d'une série de référence

Pour que le modèle soit identifiable, on impose les conditions de normalisation ($\boldsymbol{a}_1 = 1,\ \xi_1 = 0,\ \boldsymbol{h}_1 = 0$) et les décompositions du modèle (1) se réécrivent alors :

$$\begin{cases} \boldsymbol{y}_{1,t} = \psi_t^c + \varepsilon_{1,t} \\ \boldsymbol{y}_{2,t} = \boldsymbol{a}_2 \left[\cos(\lambda\xi_2) \quad \sin(\lambda\xi_2)\right] \overline{\psi}_t^c + \left[1 \quad 0\right] \overline{\psi}_{2,t}^* + \varepsilon_{2,t} \end{cases}$$

Ces contraintes signifient que la première série $y_{1,t}$ ne possède pas de composante spécifique $\psi_{1,t}^*$ et se réduit au cycle commun ψ_t^c, auquel s'ajoute une composante irrégulière $\varepsilon_{1,t}$. Les deux séries jouent donc des rôles différents dans le modèle : par convention, une *série d'intérêt* est distingué d'une *série de référence*. Les propriétés de la série d'intérêt sont étudiées en comparaison à la série de référence. La relation entre les deux séries est caractérisée par deux principales propriétés : le décalage de phase ξ_2 et le poids a_2. Le décalage de phase est le retard relativement au cycle de référence. Le poids a_2 est plus difficile à interpréter directement, mais est lié à la corrélation ajustée ρ. De

[4] Pour un réel x, la fonction partie entière *ent* renvoie le plus grand entier inférieur à x.

manière équivalente, la relation peut en effet être caractérisée par le décalage de phase ξ_2 et la corrélation ajustée ρ qui s'écrit alors :

$$\rho = a_2 / \sqrt{a_2^2 + h_2^2 / \sigma_{\kappa,c}^2}\,. \tag{3}$$

Conditions pour identifier le décalage de phase

L'expression de la fonction d'autocovariance des séries $y_{i,t}$ permet de déterminer sous quelles conditions le décalage de phase est identifiable et de vérifier que la covariance entre les deux séries est alors maximale lorsque la seconde série est décalée de *ent*(ξ_2) unités de temps. Pour chaque décalage $\tau = 1, 2, \ldots$, la fonction d'autocovariance des séries $y_{i,t}$ s'écrit[5]

$$\Gamma(\tau) = \frac{\phi^{|\tau|}}{1-\phi^2}\begin{bmatrix} \sigma_{\kappa,1}^2 \cos(\lambda\tau) & \rho\sigma_{\kappa,1}\sigma_{\kappa,2}\cos\left[\lambda(\tau+\xi_2)\right] \\ \rho\sigma_{\kappa,1}\sigma_{\kappa,2}\cos\left[\lambda(\tau-\xi_2)\right] & \sigma_{\kappa,2}^2\cos(\lambda\tau) \end{bmatrix} \tag{4}$$

Si $\phi = 0$, $\lambda = 0$, $\lambda = \pi$ ou $\rho = 0$, l'autocovariance ne dépend pas de ξ_2 et le décalage de phase ξ_2 n'est pas identifiable. Si l'on suppose au contraire que les *conditions d'identification* ($0 < \phi < 1, 0 < \lambda < \pi, 0 < \rho$) sont vérifiées, la covariance croisée entre les séries $y_{1,t}$ et $y_{2,t-\tau}$ est maximale lorsque $\tau = ent(\xi_2)$.

Cas du cycle commun

Deux séries partagent un cycle commun (au sens de Engle et Kozicky, 1993) lorsque : une combinaison linéaire des deux séries $y_{i,t}$ est égale à un bruit blanc ; les cycles des deux séries $y_{i,t}$ ne diffèrent que par leur amplitude. Ce cas de figure se présente dans le modèle MR, lorsque la synchronisation est parfaite avec des chocs parfaitement communs. La synchronisation parfaite nécessite l'absence de décalage de phase ($\xi_2 = 0$). Les chocs sont parfaitement communs en l'absence de cycle spécifique ($h_2 = 0$) et ceci équivaut à avoir une corrélation ajustée égale à un ($\rho = 1$). Cette caractérisation de la convergence cyclique présente l'inconvénient de porter sur l'ensemble de la période d'estimation, alors qu'on pourrait imaginer que les cycles ne soient pas parfaitement convergents à une époque et le deviennent par la suite.

---

[5] Le calcul de la fonction d'auto-covariance est fourni par Rünstler (2004).

2.2. Modèle à convergence cyclique stochastique (MCCS)

Le précédent modèle bivarié de type MR (soit le modèle à cycles stochastiques avec décalage de phase reformulé à l'aide d'un facteur commun) est étendu dans cette section avec pour objectif d'y incorporer la dynamique de la convergence.

Description du modèle

Relativement au modèle MR, l'extension du modèle MCCS consiste à remplacer les paramètres de phase ξ_i et de poids a_i par les paramètres évolutifs (de l'anglais *time-varying*) de *tv-phase* $\xi_{i,t}$ et de *tv-poids* $a_{i,t}$. Ces tv-paramètres sont des processus de type marche aléatoire, ce qui a l'intérêt (comme nous allons le montrer par la suite) d'autoriser des mouvements successifs de convergence et de divergence. Cette extension diffère donc de celle de Koopman et Azevedo (2004), où seules des évolutions globalement convergente ou divergente sont modélisées. Le *Modèle à convergence cyclique stochastique* (MCCS) s'écrit de la manière suivante :

$$\begin{cases} \boldsymbol{y}_{i,t} = \boldsymbol{a}_{i,t}\left[\cos(\lambda\xi_{i,t}) \quad \sin(\lambda\xi_{i,t})\right]\overline{\psi}_t^c + \left[1 \quad 0\right]\overline{\psi}_{i,t}^* + \varepsilon_{i,t} \\ \overline{\psi}_t^c = \phi\boldsymbol{T}_\lambda\overline{\psi}_{t-1}^c + \overline{\kappa}_t^c \\ \overline{\psi}_{i,t}^* = \phi\boldsymbol{T}_\lambda\overline{\psi}_{i,t-1}^* + \overline{\kappa}_{i,t}^* \\ \boldsymbol{a}_{i,t} = \boldsymbol{a}_{i,t-1} + \gamma_{i,t} \\ \xi_{i,t} = \xi_{i,t-1} + \delta_{i,t} \end{cases} \tag{5}$$

$\varepsilon_{i,t}$, κ_t^c, κ_t^{+c}, $\kappa_{i,t}^*$, $\kappa_{i,t}^{+*}$, $\gamma_{i,t}$ et $\delta_{i,t}$ sont des bruits blancs gaussiens indépendants d'écarts-types $\sigma_{\varepsilon,i}, \sigma_{\kappa,c}, \sigma_{\kappa,c}, h_i, h_i, \sigma_{\gamma,i}$ et $\sigma_{\delta,i}$. Les tv-paramètres doivent vérifier $-\pi < \lambda\xi_{i,t} < \pi$ et $\boldsymbol{a}_{i,t} \geq 0$. Les conditions de normalisation deviennent ($a_{1,t}$ = 1, $\xi_{1,t}$ = 0 et h_1 = 0), ce qui revient à faire jouer aux séries $y_{1,t}$ et $y_{2,t}$ les rôles respectifs de série de référence et de série d'intérêt.

Caractérisation de la convergence cyclique

La *convergence cyclique* entre les deux séries est caractérisée à la date t par la tv-phase $\xi_{2,t}$ et le tv-poids $a_{2,t}$. Comme dans le modèle MR, la tv-corrélation ajustée (ρ_t) se déduit de la relation :

$$\rho_t = a_{2,t} / \sqrt{a_{2,t}^2 + h_2^2 / \sigma_{\kappa,c}^2} \tag{6}$$

La convergence cyclique peut donc être caractérisée de manière équivalente par la tv-phase $\xi_{2,t}$ et la tv-corrélation ajustée ρ_t. Cette caractérisation présente l'intérêt d'utiliser la tv-corrélation ρ_t dont les valeurs sont plus faciles à interpréter que celles du tv-poids $a_{2,t}$.. On parle de période de convergence (ou de divergence dans le cas contraire), lorsque la tv-phase $\xi_{2,t}$ diminue et le tv-poids $a_{2,t}$ augmente. Il peut également exister des périodes contradictoires, où les tv-paramètres $\xi_{2,t}$ et $a_{2,t}$ augmentent (ou diminuent) simultanément. Les tv-paramètres étant modélisés à partir de marches aléatoires, leur évolution n'est pas monotone et différents types de périodes peuvent s'enchaîner de façon aléatoire, sans qu'il y ait obligatoirement de mouvement régulier de convergence ou de divergence comme dans le modèle de Koopman et Azevedo (2004).

Conditions pour identifier la tv-phase

L'expression de la fonction d'autocovariance des séries $y_{i,t}$ permet de déterminer sous quelles conditions la tv-phase ($\xi_{2,t}$) est identifiable. Pour le modèle MCCS, la fonction d'autocovariance[6] des cycles pour un retard $\tau = 1, 2, ...,$ à une date $t > \tau$, conditionnellement à une réalisation des séries temporelles de tv-corrélation $\rho_{1:t} = [\rho_1, ..., \rho_t]'$ et de tv-phase $\xi_{1:n} = [\xi_{2,1}, ..., \xi_{2,n}]'$, s'écrit

$$\Gamma_{a,\xi}(\tau;t) = \frac{\phi^{|\tau|}}{1-\phi^2}\begin{bmatrix} \sigma_{\kappa,1}^2 \cos(\lambda\tau) & \tilde{\rho}_{\tau,t}\sigma_{\kappa,1}\sigma_{\kappa,2}\cos\left[\lambda(\tau+\xi_{2,t})\right] \\ \tilde{\rho}_{\tau,t}\sigma_{\kappa,1}\sigma_{\kappa,2}\cos\left[\lambda(\tau-\xi_{2,t-\tau})\right] & \sigma_{\kappa,2}^2\cos(\lambda\tau) \end{bmatrix}, \qquad (7)$$

avec $\tilde{\rho}_{\tau,t}$ le lissage exponentiel (de paramètre ϕ^2) de $\rho_{t-\tau}$ ou de ρ_t selon le signe de τ :

$$\tilde{\rho}_{\tau,t} = \begin{cases} (1-\phi^2)\sum_{i=0}^{t-\tau}\phi^{2i}\rho_{t-\tau-i} & \text{si } \tau > 0 \\ (1-\phi^2)\sum_{i=0}^{t}\phi^{2i}\rho_{t-i} & \text{si } \tau < 0 \end{cases}.$$

A la date *t,* si $\phi = 0$, $\lambda = 0$, $\lambda = \pi$ ou ($\rho_1 = \ldots = \rho_t = 0$), la matrice d'autocovariance $\Gamma_{\rho,\xi}(\tau,t)$ ne dépend pas de $\xi_{2,t}$ et le décalage de phase $\xi_{2,t}$ n'est pas identifiable. Si l'on suppose au contraire que les *conditions d'identification* $\phi > 0$, $0 < \lambda < \pi$ et ($\rho_t > 0$, $\forall t$)

[6] Le calcul de l'expression de l'auto-covariance est fournie dans l'annexe A.

sont vérifiées, la covariance croisée entre les séries $y_{1,t}$ et $y_{2,t-\tau}$ est maximale lorsque $\tau = ent(\xi_{2,t})$ et ces conditions sont donc supposées vérifiées par la suite.

Cas de la convergence parfaite entre les cycles à la date *t*

Le cas de la convergence parfaite entre les cycles à la date *t* est définie dans ce chapitre par les deux conditions suivantes : la synchronisation parfaite ($\xi_{2,t} = 0$) avec des chocs parfaitement communs ($\rho_t = 1$). Dans le cas d'une synchronisation parfaite et permanente, le décalage de phase est supposé constant ($\sigma_{\delta,2} = 0$) et égal à zéro ($\xi_{2,0} = 0$). Dans le cas des chocs parfaitement communs à toute date *t*, la corrélation est supposée constante et égale à un ($\rho_t = 1$ pour tout *t*), ce qui est équivalent à supposer que les chocs spécifiques ont une variance nulle ($h_2 = 0$). Enfin, lorsque, à toute date *t*, la synchronisation est parfaite ($\sigma_{\delta,2} = 0,\ \xi_{2,0} = 0,$) avec des chocs parfaitement communs ($h_2 = 0$) et un poids constant ($\sigma_{\gamma,2} = 0$), les cycles sont globalement convergents : c'est le cas du cycle commun qui a déjà été décrit pour le modèle MR dans la section 2.1.

2.3. Méthode d'estimation

Avant de présenter la méthode d'estimation pour le modèle MCCS, nous présentons des transformations menées en amont pour faciliter l'estimation. Les données sont pré-filtrées pour limiter le nombre de paramètres du modèle MCCS et on transforme les paramètres avant de les estimer pour que les paramètres estimés soient bien dans leur domaine de définition.

Filtrage des données

La problématique étudiée dans ce chapitre (la convergence cyclique) ne concernant pas directement la décomposition tendance/cycle et la question de la décomposition étant abordée dans les chapitres I, II et IV, les éventuelles tendances et composantes irrégulières des séries étudiées $x_{i,t}$ et $x_{2,t}$ sont retirées à l'aide d'un filtre passe-bande. L'intérêt de

cette étape préliminaire est de diminuer le nombre de paramètres à estimer par la suite[7], ce qui peut faciliter la convergence de la procédure d'estimation.

Pour retirer la tendance et la composante irrégulière, nous utilisons le filtre passe-bande HP décrit dans le Chapitre II :

$$y_{i,t} = HP_{\alpha}(x_{i,t} - HP_{\beta}(x_{i,t})) \tag{8}$$

avec HP l'opérateur qui lisse une série x avec un filtre de Hodrick-Prescott. Le choix des paramètres α et β dépend de la bande de fréquences qu'on veut conserver. Ils sont déterminés avec la formule fournie par Iacobucci et Noullez (2005). Il est montré dans le Chapitre II pour la série de PIB de la zone euro que cette décomposition ne diffère pas trop de celle issue d'un modèle à composantes inobservables.

Transformation des paramètres

Le vecteur de paramètres du modèle MCCS, noté $p = \left[\phi, \lambda, h_2, \sigma_{\kappa,c}, \xi_{2,0}, \sigma_{\delta,2}, \theta_{2,0}, \sigma_{\gamma,2}\right]'$, contient[8] : le facteur d'amortissement (ϕ), la fréquence (λ), les écarts-types spécifique et commun (h_2, $\sigma_{k,c}$), les paramètres de la tv-phase ($\xi_{2,0}, \sigma_{\delta,2}$) et les paramètres du tv-poids ($a_{2,0}, \sigma_{\gamma,2}$). Les paramètres p et $(\xi_{2,t}, a_{2,t})$ sont transformés, de manière à faciliter leur estimation et à prendre en compte les contraintes. Les paramètres transformés, notés $\theta_p = \left[\theta_\phi, \theta_\lambda, \theta_h, \theta_{\kappa,c}, \theta_{\xi,0}, \theta_\delta, \theta_{a,0}, \theta_\gamma\right]'$ sont liés aux paramètres p par la formule suivante :

$$\phi = \frac{|\theta_\phi|}{\sqrt{1+\theta_\phi^2}}, \lambda = \frac{2\pi}{2+|\theta_\lambda|}, h_2 = \theta_h, \sigma_{\kappa,c} = \theta_{\kappa,c},$$
$$\xi_{2,0} = \frac{2+|\theta_\lambda|}{2\pi}\theta_{\xi,0}, \sigma_{\delta,2} = \frac{2+|\theta_\lambda|}{2\pi}\frac{\theta_\delta}{\sqrt{n}}, a_{2,0} = \theta_{a,0}, \sigma_{\gamma,2} = \frac{\theta_\gamma}{\sqrt{n}}.$$

et les tv-paramètres transformés, notés $(\theta_{\xi,t}, \theta_{a,t})$, sont liés aux tv-paramètres $(\xi_{2,t}, a_{2,t})$ par la formule suivante :

---

[7] Si les composantes inobservables $\mu_{i,t}$ de type "tendance localement linéaire" et les composantes irrégulières $\varepsilon_{i,t}$ n'étaient pas retirés avant l'estimation, six écarts-types supplémentaires ($\sigma_{\eta,i}$, $\sigma_{\zeta,i}$, $\sigma_{\varepsilon,i}$ pour i = 1,2) devraient être estimés (voir Chapitre I).

[8] Le vecteur p ne contient pas les écarts-types $\sigma_{\varepsilon,i}$ des irréguliers $\varepsilon_{i,t}$ parce que les composantes irrégulières sont filtrées des séries étudiées.

$$\xi_{2,t} = \frac{2+|\theta_\lambda|}{2\pi}\theta_{\xi,t}, a_{2,t} = \theta_{a,t}.$$

Avec ces transformations, le facteur d'amortissement (ϕ) et la fréquence (λ) sont obligatoirement dans les intervalles $]0;1[$ et $]0;\pi[$. En utilisant des paramètre d'écart-types (h_2, $\sigma_{\kappa;c}$, $\sigma_{\delta,2}$, $\sigma_{\gamma,2}$), les variances sont obligatoirement positives.

Des transformations ont également été retenues pour rendre les paramètres indépendants les uns des autres. Ces transformations permettent de mener dans la section 3 des analyses de sensibilité de la méthode d'estimation, en faisant varier chaque paramètre toute chose égale par ailleurs. Sans ces transformations, la valeur de la fréquence λ aurait des répercussions sur l'intervalle où devrait se situer la tv-phase $\xi_{2,\boldsymbol{t}}$ et la taille d'échantillon n influencerait les variances de $\xi_{2,\boldsymbol{t}}$ et $\boldsymbol{a}_{2,\boldsymbol{t}}$, qui pourraient alors sortir de leur domaine de définition. La contrainte que doit vérifier la tv-phase $\xi_{2,\boldsymbol{t}}$ est simplifiée en rapportant ses paramètres ($\xi_{2,0}$ et σ_δ) à la fréquence λ : elle devient alors $-\pi < \theta_{\xi,t} < \pi$, au lieu de $-\pi < \lambda\xi_{\boldsymbol{i},\boldsymbol{t}} < \pi$. De plus, les écarts-types $\sigma_{\delta,2}$ et $\sigma_{\gamma,2}$ sont rapportés à la racine carrée de la taille de l'échantillon ($\sqrt{n}$). Cette transformation, utilisée par Stock et Watson (1998), permet de définir directement l'ordre de grandeur des variances de $\theta_{\xi,t}$ et $\theta_{a,t}$ (au lieu de celles de leurs innovations) avec les paramètres θ_δ et θ_γ.

Estimation du modèle

La difficulté à estimer le modèle MCCS pour les séries filtrées $y_{1,t}$ et $y_{2,t}$, provient de la transformation non-linéaire des tv-paramètres $\theta_{\xi,t}$ et $\theta_{a,t}$ dans l'équation de mesure. Le modèle ne peut donc pas être écrit en tant que modèle espace-état linéaire et le filtre linéaire de Kalman ne peut pas être directement appliqué pour obtenir les estimateurs du maximum de vraisemblance. Pour estimer les tv-paramètres $(\theta_{\xi,t}, \theta_{a,t})$, nous avons donc développé et programmé sous Eviews une version locale du filtre de Kalman étendu itératif (décrit dans l'annexe B et noté IEKF). Cette méthode approchée, proposée dans

Maybeck (1982), présente l'intérêt d'être simple à mettre en œuvre, même si d'autres méthodes plus précises ont été développées depuis[9].

L'équation de mesure est linéairement approximée à chaque étape autour des estimateurs de l'étape précédente. La procédure est initialisée en fixant des tv-paramètres égaux à la phase et au poids estimés dans un modèle MR. La procédure est itérée en appliquant des filtres de Kalman à initialisation diffuse[10] à chaque étape k, jusqu'à ce que les estimateurs soient stabilisés, c'est-à-dire jusqu'à ce que l'erreur de l'itération $e^{(k)}$ soit inférieure à une valeur donnée. L'erreur de l'itération $e^{(k)}$ est calculée à partir des variances des écarts entre les estimateurs de l'itération courante k et de l'itération précédente (k-1). Les tv-paramètres $(\theta_{\xi,t}, \theta_{a,t})$ sont contraints à chaque itération k à vérifier les inégalités ($-\pi < \theta_{\xi,t} < \pi$ et $\theta_{a,t} > 0$). Les paramètres θ_p sont estimés avec un algorithme EM, où l'étape E utilise la procédure IEKF.

[9] Durbin et Koopman (2001) recommandent d'estimer un modèle non linéaire en recourant à des techniques d'échantillonnage d'importance. Cette amélioration est laissée pour des recherches futures. Les techniques utilisées ici reposent principalement sur le filtre de Kalman et l'agorithme EM qui sont présentés dans le Chapitre annexe.

[10] L'initialisation diffuse consiste à affecter une incertitude très forte autour de la valeur initiale des variables d'état non stationnaires. Voir Durbin et Koopman (2001) pour plus de détails.

3. Résultats des simulations

Le modèle non-linéaire MCCS étant estimé par une méthode approchée, fondée sur la procédure IEKF (voir section 2.3), les propriétés numériques de la procédure d'estimation sont analysées dans cette partie pour des séries simulées. Après une brève présentation de la méthode de simulation (section 3.1), les principaux résultats sont détaillés pour le cas de référence dans la section 3.2. L'influence des paramètres retenus est étudiée dans la section 3.3.

3.1. Méthode de simulation

Pour un vecteur θ_p donné de paramètres et pour j = 1, …, N, l'algorithme de simulation est défini par les étapes suivantes :

– Les innovations $\left(\kappa_t^{c[j]}, \kappa_t^{+c[j]}, \kappa_{2,t}^{*[j]}, \kappa_{2,t}^{+*[j]}, \delta_{2,t}^{[j]}, \gamma_{2,t}^{[j]}\right)$ sont simulées selon des distributions gaussiennes indépendantes.

– Les séries $\left(y_{1,t}^{[j]}, y_{2,t}^{[j]}\right)$ sont générées au sein d'un modèle MCCS avec les innovations calculées dans l'étape précédente.

– IEKF est appliqué à $\left(y_{1,t}^{[j]}, y_{2,t}^{[j]}\right)$ et fournit les estimateurs $\left(\hat{\theta}_{\xi,t}^{[j]}, \hat{\theta}_{\xi,t}^{[j]}\right)$ des tv-paramètres. L'algorithme EM fournit les estimateurs $\hat{\theta}_p^{[j]}$ des paramètres.

– Le ratio des *root mean square errors* (RRMSE) est calculé avec la formule ci-dessous pour chaque estimateur $\hat{x}_t^{[j]}$ d'un tv-paramètres, relativement aux vraies valeurs $x_t^{[j]}$:

$$\boldsymbol{RRMSE}^{[j]}(x) = \frac{\sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_{t=1}^{n}\left(x_t^{[j]} - \hat{x}_t^{[j]}\right)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_{t=1}^{n}\left(x_t^{[j]} - \mu_{x,n}^{[j]}\right)^2}}, \text{ avec } \mu_{x,n}^{[j]} = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} x_t^{[j]}$$

pour $x = \xi_2, a_2$. L'erreur-type de chaque estimateur $\hat{x}_t^{[j]}$ est rapportée à l'écart-type de chaque tv-paramètre $x_t^{[j]}$. Lorsque $RRMSE^{[j]}(x) > 1$, la variance du tv-paramètre x_t n'est pas expliquée du tout.

La médiane $\hat{\theta}_p$ des estimateurs $\left(\hat{\theta}_{\boldsymbol{p}}^{[j]}\right)_{1\le \boldsymbol{j}\le \boldsymbol{N}}$ est calculée pour N tirages (avec $x=\xi_2, a_2$). La médiane $RRMSE(x)$ se fonde quant à elles sur les N statistiques $\left(\boldsymbol{RRMSE}^{[j]}(\boldsymbol{x})\right)_{1\le \boldsymbol{j}\le \boldsymbol{N}}$. Le critère du RRMSE est toujours positif. Pour un tv-paramètre donné (x), l'estimateur ($\hat{x}$) est plus précis lorsque le RRMSE est plus faible. Un estimateur correct de x devrait connaître un RRMSE inférieur à 1, dans la mesure où le contraire signifierait que la variance du tv-paramètre x n'est généralement pas expliquée du tout.

3.2. Résultats des simulations dans le cas de référence

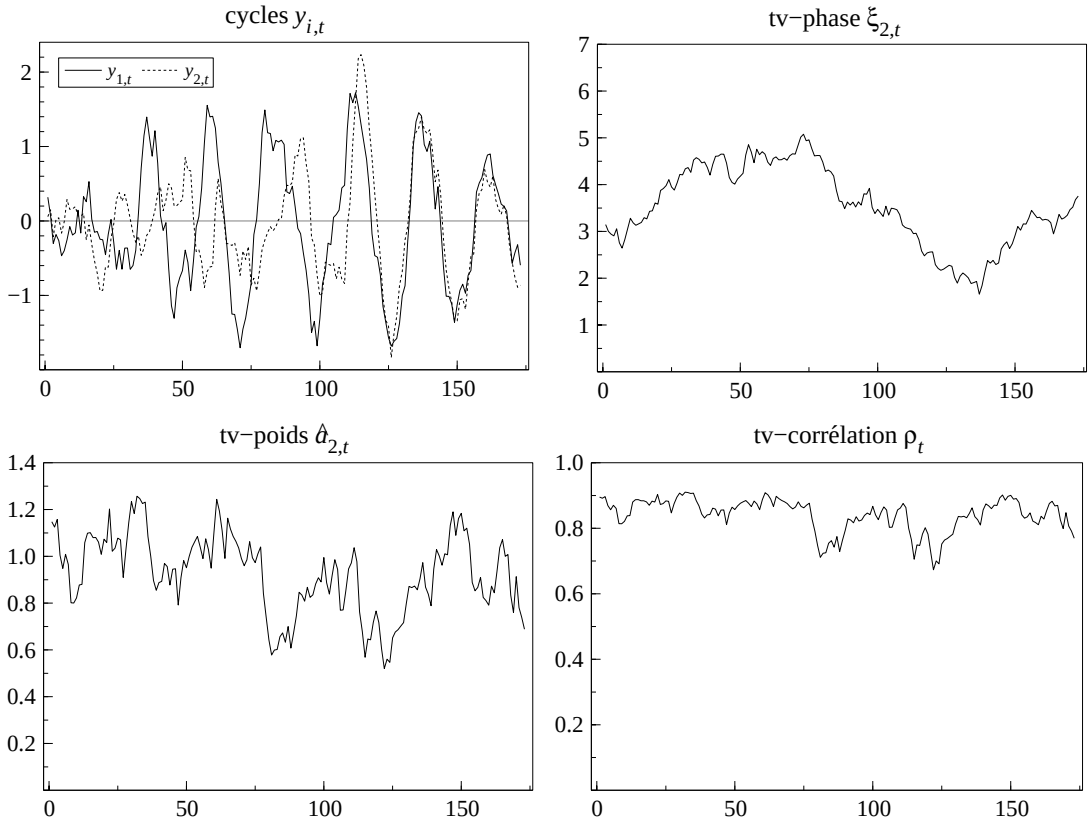
Dans le cas de référence (cas 1), le vecteur des paramètres p est fixée avec sa valeur estimée dans la partie 4, pour les cycles du Royaume-Uni et de la zone euro. Dans la simulation, les cycles commun et spécifique ont pour facteur d'amortissement ($\phi = 0,97$), pour fréquence ($\lambda = 0,28$) et pour écarts-types de leurs innovations ($\sigma_{\kappa,c} = 0,21$ et $h_2 = 0,12$). La tv-phase et le tv-poids ont pour valeurs initiales ($\xi_{2,0} = 3,74, a_{2,0} = 2,25$) et pour écarts-types de leurs innovations ($\sigma_{\delta,2} = 0,15, \sigma_{\gamma,2} = 0,08$). Le vecteur des paramètres transformés se déduit des valeurs précédentes :

$$\theta_p = \left[4\ 20{,}44\ 0{,}12\ 0{,}21\ 0{,}88\ 0{,}56\ 1{,}25\ 1{,}05\right]'.$$

Dans le cas de référence, la taille de l'échantillon est la même que dans la partie 4 (n=173). Le nombre de simulations est fixé à $N = 2000$. Pour donner une idée des réalisations possibles des séries temporelles impliquées dans le modèle (les cycles et les tv-paramètres), celles-ci sont représentées sur les graphiques de la Figure 1 pour un tirage choisi à titre d'exemple parmi les N tirages du cas de référence.

Les résultats de la procédure d'estimation sont présentés dans le Tableau 1. Les estimateurs de la fréquence ($\hat{\theta}_\lambda = 20,13$) et de l'écart-type des innovations communes ($\hat{\theta}_{\kappa,c} = 0,20$) sont proches des vraies valeurs (20,44 et 0,21), alors que le facteur d'amortissement ($\theta_\phi = 4$) est légèrement sous-estimé ($\hat{\theta}_\phi = 3,51$) et que l'écart-type des innovations spécifiques ($\theta_h = 0,12$) est légèrement sur-estimé ($\hat{\theta}_h = 0,15$).

Figure 1 : Exemple de cycles et de tv-paramètres simulés avec un modèle MCCS (cas 1)



Légende : sont présentés les estimations des cycles ($y_{i,t}$) et des paramètres évolutifs ($\xi_{2,t}$, $a_{2,t}$, ρ_t).
Source : calculs de l'auteur.

Tableau 1 : Paramètres et RRMSE du modèle MCCS pour différentes tailles d'échantillon

Numéro du cas	Taille de l'échantillon	Paramètres estimés								RRMSE	
		$\hat{\theta}_{\phi}$	$\hat{\theta}_{\lambda}$	$\hat{\theta}_{h}$	$\hat{\theta}_{\kappa,c}$	$\hat{\theta}_{\xi,0}$	$\hat{\theta}_{\delta}$	$\hat{\theta}_{a,0}$	$\hat{\theta}_{\gamma}$	$\theta_{\xi,t}$	$\theta_{a,t}$
Cas 1	173	3,51	20,13	0,15	0,20	0,90	0,09	1,22	0,28	0,43	0,26
Cas 1 a	100	3,27	20,05	0,15	0,20	0,90	0,09	1,20	0,30	0,61	0,35
Cas 1 b	500	3,81	20,22	0,14	0,21	0,90	0,05	1,24	0,22	0,27	0,16
Valeur des paramètres		4.00	20,44	0,12	0,21	0,88	0,56	1,25	1,05	–	–

Légende : sont présentées les estimations des paramètres transformés θ_p et les critères RRMSE associés aux versions transformées ($\theta_{\xi,t}$, $\theta_{a,t}$) des paramètres évolutifs.
Source : calculs de l'auteur.

Les valeurs initiales des tv-paramètres ($\theta_{\xi,0}, \theta_{a,0}$) sont estimées correctement, mais les écarts-types de leurs innovations ($\theta_\delta = 0,56$ et $\theta_\gamma = 1,05$) sont généralement sous-estimés ($\hat{\theta}_\delta = 0,09$ et $\hat{\theta}_\gamma = 0,28$). Ceci peut être relié au problème du *pile-up* : dans les modèles à paramètres évolutifs, lorsque la variance d'un tv-paramètre (θ_δ ou θ_γ) est faible relativement à celle des résidus (θ_h), son estimateur du maximum de vraisemblance est biaisé vers le bas et a une probabilité strictement positive de dégénérer vers zéro (Stock et Watson, 1998). Dans le cas présent, ceci conduit à sous-estimer la variation du degré de synchronisation et de symétrie entre les cycles étudiés. Ce problème est traité ici en recourant à une initialisation diffuse des tv-paramètres. Stock et Watson (1998) ont en effet montré que l'initialisation diffuse limite ce biais.

D'après l'équation (6), la valeur de la corrélation ajustée à la date t = 0 se déduit de $\hat{\theta}_{\kappa,c}$, $\hat{\theta}_h$ et $\hat{\theta}_{a,0}$ à l'aide de la relation

$$\hat{\rho}_0 = \hat{a}_{2,0} / \sqrt{\hat{a}_{2,0}^2 + \hat{h}_2^2 / \hat{\sigma}_{\kappa,c}^2} \tag{9}$$

et elle vaut 0,85, alors que la vraie valeur (ρ_0) est égale à 0,91. Cette sous-estimation est principalement causée par la sur-estimation de l'écart-type (h_2) de l'innovation spécifique.

Pourtant, les deux RRMSE étant inférieur à un, la procédure IEKF fournit des estimateurs satisfaisants des tv-paramètres. L'estimateur du tv-poids s'avère moins précis que celui de la tv-phase (avec un RRMSE égal à 0,26 contre 0,43).

L'influence de la taille de l'échantillon sur les résultats est analysée en fixant une plus petite et une plus grande valeur ($\underline{n} = 100$ et $\overline{n} = 500$) pour la taille d'échantillon. Un plus grand échantillon (cas 1b) permet d'améliorer les estimateurs du facteur d'amortissement ($\hat{\theta}_\phi$), de la fréquence ($\hat{\theta}_\lambda$), de l'écart-type des innovations des cycles ($\hat{\theta}_h$ and $\hat{\theta}_{\kappa,c}$) et de la valeur initiale du tv-poids ($\hat{\theta}_{a,0}$). De plus, les estimateurs des tv-paramètres ($\hat{\theta}_{\xi,t}$ et $\hat{\theta}_{a,t}$) sont plus précis que dans le cas de référence (les RRMSE sont plus faibles). Cependant, le problème du *pile-up* devient plus sérieux : les écarts-types des tv-paramètres ($\hat{\theta}_\delta$ et $\hat{\theta}_\gamma$) sont davantage sous-estimés que dans le cas de référence. Pour un échantillon plus petit (cas 1a), sans surprise, les résultats sont opposés.

3.3. Analyse de sensibilité

Pour étudier la sensibilité des résultats des simulations à chaque paramètre spécifique, les éléments du vecteur $\theta_{\mathbf{p}}$ ont été changés individuellement et seize autres vecteurs de paramètres sont ainsi définis. Chaque paramètre a été fixé à des valeurs ($\underline{\theta}_{\boldsymbol{p}} = 0,5 \times \theta_{\boldsymbol{p}}$ et $\overline{\theta}_p = 1,5 \times \theta_p$) plus basse et plus haute que la valeur de référence (θ_p), en gardant les autres paramètres égaux à leur valeur de référence. La procédure IEKF est appliquée à N = 2 000 tirages, pour chaque cas l (l = 1 à 17). Les paramètres estimés et les RRMSE sont reportés dans le Tableau 2.

Logiquement, lorsque les paramètres sont fixés à des valeurs plus hautes que les valeurs de référence (cas 3, 5, 7, 9, 11, 13, 15 et 17), les résultats sont opposés à ceux obtenus avec les valeurs plus basses.

Dans les cas 2, 5, 7, 8 et 14, les paramètres sont fixés près des bornes du domaine de définition défini par les conditions $\phi > 0$, $0 < \lambda < \pi$ et ($\rho_t > 0, \ \forall t$). Dans les cas 2 et 5, le facteur d'amortissement ϕ et la fréquence λ sont plus proches de zéro que dans le cas de référence. Dans les cas 7, 8 et 14, on déduit de (12) que la valeur initiale ρ_0 de la tv-corrélation est plus proche de 0 que dans le cas de référence. Comme cela a été montré dans la partie 2.2, les conditions d'identification sont nécessaires pour identifier la tv-phase $\xi_{2,t}$. En choisissant de tels paramètres, l'estimation de la tv-phase transformée $\theta_{\xi,t}$ est donc plus difficile et son RRMSE est plus mauvais que dans le cas de référence. Pour les mêmes cas, les RRMSE du tv-poids transformé $\theta_{a,t}$ sont généralement plus mauvais que dans le cas de référence.

Dans le cas 12, pour la tv-phase transformée $\theta_{\xi,t}$, l'écart-type transformé θ_δ des innovations est fixé à une valeur plus faible $\underline{\theta}_\delta$. Le problème du *pile-up* est en conséquence renforcé et l'écart-type estimé $\hat{\theta}_\delta$ est davantage biaisé vers zéro que dans le cas de référence. L'estimateur $\hat{a}_{2,0}$ de la valeur initiale devient légèrement biaisé vers le haut. Les estimateurs des autres paramètres ne sont pas détériorés. Dans la mesure où l'estimateur $\hat{\theta}_{\xi,t}$ de la tv-phase transformée est presque constant au cours du temps, son RRMSE (0,92) est plus mauvais que dans le cas de référence et s'approche de la valeur 1. Pour le tv-poids transformé $\theta_{a,t}$, le RRMSE est presque inchangé (0,25). Le cas 16 est très

similaire : si θ_γ est fixé à la valeur basse $\underline{\theta}_\gamma$, le problème du *pile-up* est renforcé pour le tv-poids transformé $\theta_{a,t}$ et son RRMSE est plus mauvais que dans le cas de référence.

En résumé, les estimateurs IEKF des tv-paramètres sont globalement corrects, dans la mesure où leur RRMSE sont inférieurs à un. Les résultats sont moins précis que dans le cas de référence (les RRMSE sont plus forts), particulièrement pour la tv-phase, lorsque les paramètres sont fixés près de leurs bornes (cas 2, 5, 7, 8 et 14). En raison du problème du *pile-up*, les résultats sont également détériorés, lorsque les innovations des tv-paramètres ont des écarts-types plus faibles que dans le cas de référence (cas 12 et 16).

Tableau 2 : Estimateurs des paramètres et des RRMSE du modèle MCCS pour 17 jeux de paramètres

Numéro du cas	Valeurs des paramètres								Paramètres estimés								RRMSE	
	θ_ϕ	θ_λ	θ_h	$\theta_{\kappa,c}$	$\theta_{\xi,0}$	θ_ε	$\theta_{\alpha,0}$	θ_γ	$\hat{\theta}_\phi$	$\hat{\theta}_\lambda$	$\hat{\theta}_h$	$\hat{\theta}_{\kappa,c}$	$\hat{\theta}_{\xi,0}$	$\hat{\theta}_\varepsilon$	$\hat{\theta}_{\alpha,0}$	$\hat{\theta}_\gamma$	$\theta_{\xi,t}$	$\theta_{\alpha,t}$
Cas 1	4,00	20,44	0,12	0,21	0,88	0,56	1,25	1,05	3,51	20,13	0,15	0,20	0,90	0,09	1,22	0,28	0,43	0,26
Cas 2	**2,00**	20,44	0,12	0,21	0,88	0,56	1,25	1,05	**1,99**	19,96	0,16	0,20	0,89	0,02	1,24	0,17	0,53	0,28
Cas 3	**6,00**	20,44	0,12	0,21	0,88	0,56	1,25	1,05	**4,55**	20,15	0,15	0,20	0,90	0,13	1,21	0,35	0,42	0,26
Cas 4	4,00	**10,13**	0,12	0,21	0,88	0,56	1,25	1,05	3,54	**10,11**	0,15	0,20	0,89	0,06	1,25	0,29	0,33	0,20
Cas 5	4,00	**30,39**	0,12	0,21	0,88	0,56	1,25	1,05	3,49	**30,04**	0,14	0,20	0,89	0,11	1,23	0,30	0,54	0,31
Cas 6	4,00	20,44	**0,06**	0,21	0,88	0,56	1,25	1,05	3,49	20,12	**0,11**	0,20	0,91	0,13	1,23	0,35	0,39	0,22
Cas 7	4,00	20,44	**0,18**	0,21	0,88	0,56	1,25	1,05	3,54	20,16	**0,20**	0,20	0,89	0,05	1,21	0,23	0,49	0,32
Cas 8	4,00	20,44	0,12	**0,11**	0,88	0,56	1,25	1,05	3,56	20,18	0,13	**0,10**	0,88	0,03	1,20	0,20	0,58	0,38
Cas 9	4,00	20,44	0,12	**0,32**	0,88	0,56	1,25	1,05	3,50	20,12	0,18	**0,30**	0,90	0,11	1,23	0,32	0,40	0,23
Cas 10	4,00	20,44	0,12	0,21	**0,44**	0,56	1,25	1,05	3,53	20,16	0,13	0,20	**0,51**	0,07	1,29	0,35	0,45	0,18
Cas 11	4,00	20,44	0,12	0,21	**1,32**	0,56	1,25	1,05	3,51	20,12	0,16	0,20	**1,29**	0,10	1,06	0,23	0,44	0,35
Cas 12	4,00	20,44	0,12	0,21	0,88	**0,28**	1,25	1,05	3,52	20,14	0,15	0,20	0,91	**0,01**	1,29	0,29	0,92	0,25
Cas 13	4,00	20,44	0,12	0,21	0,88	**0,84**	1,25	1,05	3,49	20,15	0,15	0,20	0,88	**0,18**	1,12	0,29	0,30	0,28
Cas 14	4,00	20,44	0,12	0,21	0,88	0,56	**0,63**	1,05	3,52	20,16	0,13	0,20	0,88	0,08	**0,58**	0,25	0,65	0,22
Cas 15	4,00	20,44	0,12	0,21	0,88	0,56	**1,88**	1,05	3,52	20,13	0,18	0,20	0,90	0,08	**1,88**	0,27	0,37	0,39
Cas 16	4,00	20,44	0,12	0,21	0,88	0,56	1,25	**0,53**	3,55	20,16	0,15	0,20	0,90	0,06	1,23	**0,10**	0,39	0,66
Cas 17	4,00	20,44	0,12	0,21	0,88	0,56	1,25	**1,58**	3,48	20,13	0,15	0,20	0,89	0,13	1,19	**0,47**	0,49	0,17

Légende : sont présentées les estimations des paramètres transformés θ_ϕ et les critères RRMSE associés aux versions transformées ($\theta_{\xi,t}$, $\theta_{\alpha,t}$) des paramètres évolutifs. Les paramètres modifiés relativement au cas de référence (cas 1) sont mis en gras, ainsi que leur estimateur associé.

Source : calculs de l'auteur.

4. Résultats empiriques

Après une brève description des données, les modèles estimés sont présentés et la convergence cyclique est décrite par ses deux composantes, la tv-phase et la tv-corrélation. Pour faciliter les interprétations, nous commentons les estimations de la tv-corrélation et non celles du tv-poids dont les graphiques sont uniquement fournis à titre d'information[11]. Dans la section 4.2, le modèle MCCS défini précédemment est utilisé pour apprécier si le premier critère d'entrée du Royaume-Uni dans la zone euro est validé, c'est-à-dire si le cycle du Royaume-Uni a convergé vers celui de la zone euro. Dans la section 4.3, la convergence cyclique du Royaume-Uni est comparée à celle d'un membre de la zone euro ayant une taille comparable, la France.

4.1. Description des données

Les séries de PIB proviennent de la base de données *Euro-indicateurs* d'Eurostat et ont été rétropolées jusqu'en 1960 avec la base de données *Business Sector Database* (BSDB) de l'OCDE. Les séries sont trimestrielles et sont exprimées en volume aux prix de 1995 de 1960:1 à 2003:1. Elles sont corrigées des variations saisonnières et, après une transformation logarithmique, leurs composantes tendancielle et irrégulière sont retirées à l'aide d'un filtre passe-bande HP (voir section 2.3) : les périodes inférieures à 1,5 et supérieures à 10 ans sont retirées en fixant les paramètres (α , β) à (1 , 1600). En raison de l'étape de filtrage de la tendance, les résultats doivent être interprétés prudemment en fin d'échantillon[12], c'est-à-dire de 2000:1 à 2003:1. L'estimation des modèles MCCS est réalisée avec des algorithmes et des routines programmés sous EViews.

4.2. Sur la convergence cyclique du Royaume-Uni et de la zone euro

Un modèle MCCS a été estimé en appliquant la procédure IEKF aux cycles du Royaume-Uni et de la zone euro (cas RU-ZE). Le cycle de la zone euro est choisi comme cycle de référence. Les paramètres et les tv-paramètres estimés sont reportés dans le

---

[11] D'après la section 2.2, de façon générale, le tv-poids et la tv-corrélation contiennent la même information sur la convergence à la date *t*, mais la tv-corrélation est plus facilement interprétable.

[12] Le filtre HP, comme d'autres méthodes univariées, fournit des estimateurs dont les révisions sont fortes en fin d'échantillon (Orphanides et Van Norden, 2002). Pour la zone euro, Rünstler (2002) a montré que les estimateurs du cycle fournis par des méthodes univariées, notamment le filtre HP, sont incertains au cours des trois dernières années de l'échantillon.

Tableau 3 et la Figure 2. En comparaison aux résultats des chapitres I et II, le facteur d'amortissement ϕ a une valeur habituelle pour des cycles du PIB. En revanche, la fréquence estimée λ implique une période plus courte de 22 trimestres, soit environ 6 ans.

Le modèle estimé permet bien de retrouver une avance du cycle du Royaume-Uni sur celui de la zone euro dans l'ensemble de l'échantillon. La tv-phase estimée est toujours positive et est en moyenne de 3 trimestres : ses valeurs sont plus basses au cours des années 1970, plus hautes au début des années 1980 et elles baissent ensuite jusqu'à 2 trimestres à la fin de l'échantillon. Les récessions du Royaume-Uni et de la zone euro ont été synchronisées dans les années 1970, en raison des grands chocs symétriques qu'ont constitués les chocs pétroliers. Au début des années 1980, la reprise au Royaume-Uni a précédé celle de la zone euro d'environ un an. Puis, le ralentissement de la zone euro (en 1993) a eu lieu presque un an et demi après celui du Royaume-Uni : ceci pourrait être lié à la réunification allemande qui a soutenu pendant un certain temps les investissements de l'Europe continentale. Enfin, après la forte croissance de la fin des années 1990, le Royaume-Uni et la zone euro ont connu ensemble un ralentissement en 2001. La synchronisation semble s'être renforcée à la fin des années 1990.

Mais la convergence cyclique est aussi caractérisée par l'évolution de la tv-corrélation. On remarque d'abord une forte chute de la tv-corrélation au cours des années 1960 qui est à interpréter avec précaution, dans la mesure où elle coïncide avec une période où les économies étaient très peu cycliques[13]. Une augmentation a lieu au cours des années 1970 avec les chocs pétrolier, puis la tv-corrélation reste assez stable à un haut niveau pendant les années 1980 (autour de 90%). Pourtant, au cours des années 1990, malgré la synchronisation des cycles, la tv-corrélation décroît jusqu'à 60% en 2003:1, le cycle du Royaume-Uni devenant particulièrement amorti par rapport à celui de la zone euro. Ceci peut être lié à des différences de politique budgétaire britannique : à partir de la fin des années 1990, le déficit public du Royaume-Uni a été contra-cyclique, ce qui n'a pas été le cas du déficit public de la zone euro (Barrel et Weale, 2003). Le gouvernement du Royaume-Uni suit la "règle d'or des finances publiques", selon laquelle l'Etat n'emprunte sur un cycle économique que pour financer l'investissement public, et les gouvernements de la zone euro suivaient une règle de déficit (définie par le Pacte de Stabilité et de

[13] Dans les années 1960, les cycles ont de faibles amplitudes, sont très irréguliers et peu corrélés (ρ_t faible), si bien que les paramètres évolutifs sont plus difficiles à estimer (voir section 3).

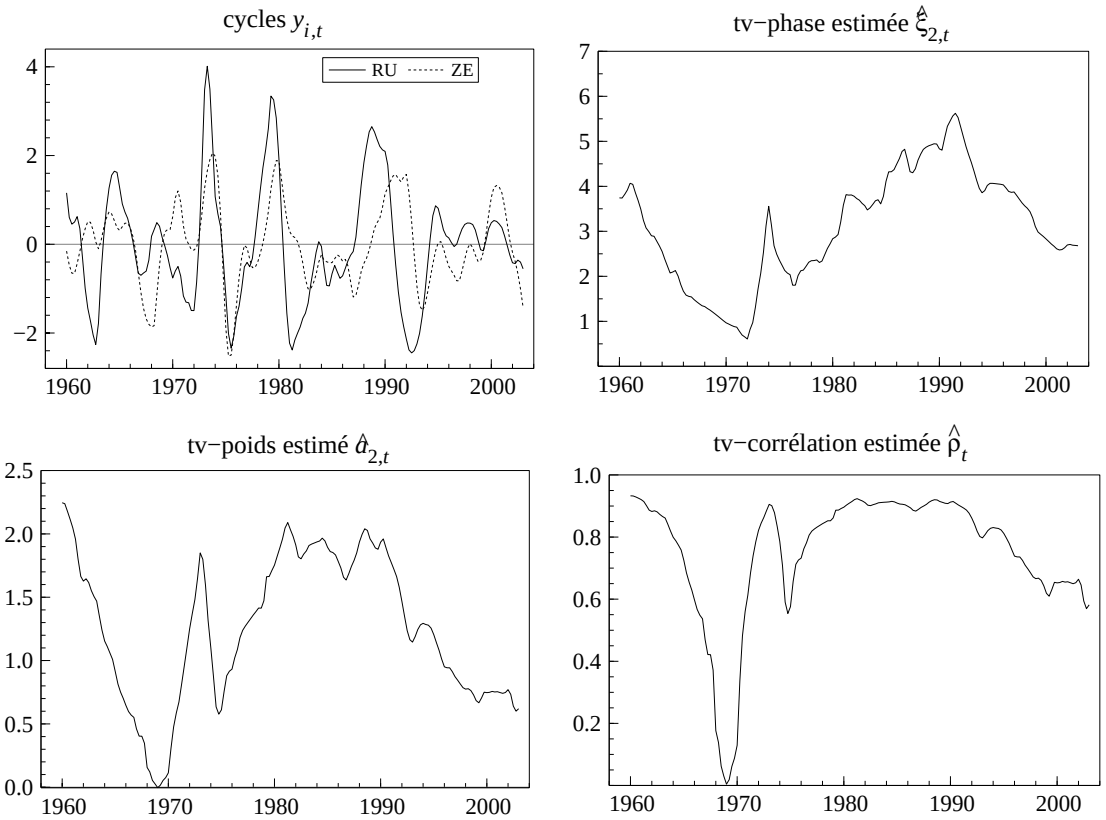
Croissance) qui ne prenait pas en compte la position au sein du cycle économique (cette règle a depuis été réformée en mars 2005). Il y aurait ainsi un effet stabilisateur de la politique budgétaire britannique.

Tableau 3 : Paramètres estimés pour RU-ZE

Données	$\hat{\phi}$	$\hat{\lambda}$	$\hat{h}_2$	$\hat{\sigma}_{\kappa,c}$	$\hat{\xi}_{2,0}$	$\hat{\sigma}_{\delta,2}$	$\hat{a}_{2,0}$	$\hat{\sigma}_{\gamma,2}$
RU–ZE	0,97	0,28	0,12	0,21	3,74	0,15	2,25	0,08

Légende : sont présentées les estimations des paramètres du vecteur *p*.
Source : Eurostat, OCDE, calculs de l'auteur.

Figure 2 : Résultats empiriques pour le modèle de RU-ZE



Légende : sont présentés les estimations des cycles ($y_{i,t}$) et des paramètres évolutifs ($\xi_{2,t}$, $a_{2,t}$, ρ_t).
Source : Eurostat, OCDE, calculs de l'auteur.

Jusqu'à la fin des années 1990, les résultats sont globalement cohérents avec ceux de Belo (2001) qui utilise une approche descriptive de la convergence cyclique, mais les résultats sont améliorés à la fin des années 1990. Belo (2001) montre avec une analyse par sous-période une avance persistante du cycle du Royaume-Uni relativement au cycle de la zone euro et une forte corrélation ajustée entre les deux cycles. En calculant des indicateurs en moyenne mobile sur des fenêtres de 12 ans, Belo ne détecte pas la baisse récente de la corrélation. Avec un échantillon de données annuelles allant de 1960 à 1999, de tels indicateurs deviennent impuissants pour détecter des variations qui auraient lieu après 1993 (12/2 = 6 ans avant la fin de l'échantillon).

S'ils utilisent une approche de la convergence cyclique similaire à la nôtre en intégrant des paramètres évolutifs dans des modèles MCI multivariés, Koopman et Azevedo (2004) ne détectent pas non plus la baisse de la corrélation qui est mise en évidence dans cette section. Dans le cas RU-ZE, Koopman et Azevedo estiment une hausse globale de la corrélation ajustée depuis 1970. Comme cela a déjà été expliqué, leur modèle n'autorise que des évolutions monotones de la phase et de la corrélation ajustée. Il ne permet donc pas de détecter une succession de mouvements de convergence et de divergence. Notre approche présente donc à la fois l'avantage de s'inscrire dans un modèle comme Koopman et Azevedo (2004) et d'être suffisamment souple pour détecter des retournements successifs dans le processus de convergence.

Concernant la question de l'entrée du Royaume-Uni dans la zone euro, le modèle MCCS estimé fournit des résultats ambivalents : une hausse de la synchronisation entre le Royaume-Uni et la zone euro mais aussi une baisse de la corrélation ajustée. L'entrée du Royaume-Uni nécessiterait donc la mise en œuvre d'une véritable coordination budgétaire, pour gérer la persistance des chocs asymétriques.

4.3. Comparaison avec le cas français

Une question supplémentaire abordée dans cette section consiste à analyser dans quelle mesure le processus de convergence du Royaume-Uni diffère de celui des pays de la zone euro. Une brève comparaison est conduite avec le cas français. Un biais pourrait perturber d'emblée une telle comparaison : contrairement à la France, le Royaume-Uni n'appartient pas à la zone euro. Cette différence pourrait engendrer une surestimation artificielle de la synchronisation et de la corrélation dans le cas de la France par rapport au cas du Royaume-Uni. De ce fait, le cycle de la zone euro n'est pas choisi comme cycle de

référence et est remplacé par le cycle allemand, qui est le plus grand pays de la zone euro et qui était l'ancre monétaire de la zone pendant la période du Système Monétaire Européen (SME, de 1979 à 1999). Deux modèles MCCS sont estimés : l'un pour le couple Royaume-Uni/Allemagne (RU-AL) et l'autre pour le couple France/Allemagne (FR-AL). Les paramètres estimés sont reportés dans le Tableau 4. Les cycles et les tv-paramètres estimés sont présentés dans la Figure 3.

Pour le cas RU-AL, les résultats sont très similaires à ceux du cas RU-ZE (section 4.2). Le cycle allemand est en effet la principale composante du cycle de la zone euro (*c.f.* Chapitre I). Mais la baisse de la tv-corrélation a tout de même lieu plus tard et est moins prononcée que dans le cas RU-ZE. La baisse de la tv-corrélation débute au milieu des années 1990 et atteint seulement 0,8 en 2003:1.

Dans le cas FR-AL, les tv-paramètres diffèrent fortement du cas RU-AL. La tv-phase est toujours plus faible pour FR-AL que pour RU-AL. Dans les années 1970, le cycle français avait généralement un retard de un ou deux trimestres relativement au cycle allemand. Une faible avance (de deux trimestres) est apparue au début des années 1990, en raison de la réunification, et cette avance a disparu au cours de la seconde moitié des années 1990.

La tv-corrélation est élevée dans les années 1970 (avec les chocs pétroliers). Une politique économique de relance, menée de façon isolée en France, a conduit à une chute de la tv-corrélation au début des années 1980. Depuis, la réorientation politique de la France en direction de l'Europe a engendré une convergence accrue, qui se manifeste par une hausse de la tv-corrélation jusqu'à 0,95 en 2003:1. Contrairement au Royaume-Uni, la France et l'Allemagne ont subi de fortes fluctuations économiques entre 1997 et 2003 et leurs gouvernements ont amplifié ces fluctuations en menant des politiques budgétaires pro-cycliques.

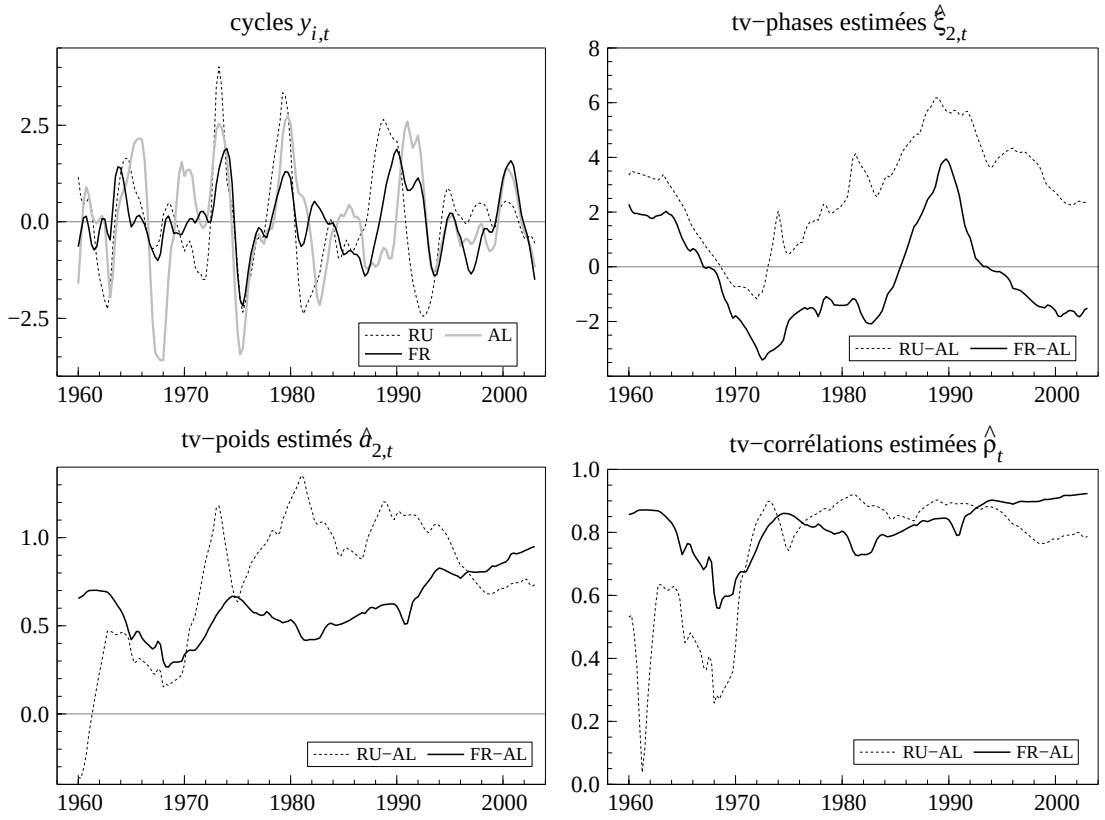
En terme de synchronisation et de corrélation, le degré de convergence entre les cycles français et allemand s'avère très fort depuis 1995, alors qu'une divergence est apparue entre le Royaume-Uni et l'Allemagne en ce qui concerne la corrélation.

Tableau 4 : Paramètres estimés pour RU-AL et FR-AL

Données	$\hat{\phi}$	$\hat{\lambda}$	$\hat{h}_2$	$\hat{\sigma}_{\kappa,c}$	$\hat{\xi}_{2,0}$	$\hat{\sigma}_{\delta,2}$	$\hat{a}_{2,0}$	$\hat{\sigma}_{\gamma,2}$
RU-AL	0,97	0,29	0,11	0,31	1,72	0,13	0,66	0,02
FR-AL	0,97	0,29	0,15	0,31	3,38	0,20	0,37	0,04

Légende : sont présentées les estimations des paramètres du vecteur *p*.
Source : Eurostat, OCDE, calculs de l'auteur.

Figure 3 : Résultats empiriques pour les modèles de RU-AL et FR-AL



Légende : sont présentés les estimations des cycles ($y_{i,t}$) et des paramètres évolutifs ($\xi_{2,t}$, $a_{2,t}$, ρ_t).
Source : Eurostat, OCDE, calculs de l'auteur.

5. Conclusion

Le modèle MCCS est une extension des modèles développés par Rünstler (2004) et Koopman et Azevedo (2004). La principale contribution de ce chapitre concerne l'aspect dynamique du modèle MCCS : le modèle formalise l'évolution stochastique de la relation entre deux cycles, qui est caractérisée par la tv-phase et la tv-corrélation ajustée. Une procédure d'estimation, le filtre de Kalman étendu itératif, a été développée et évaluée sur des données simulées et il s'est avéré que cette procédure fournit des estimateurs qui captent correctement la dynamique des paramètres évolutifs. Cependant, la variance des paramètres évolutifs est sous-estimée en raison du problème du *pile-up* qui se manifeste pour les régressions à paramètres évolutifs, comme l'ont montré Stock et Watson (1998). Ceci implique que notre procédure d'estimation ne permet pas de détecter des variations trop faibles des degrés de synchronisation et de symétrie. Une analyse de sensibilité a également montré que l'estimation de la tv-phase est moins précise quand les paramètres choisis pour simuler les données sont fixés près des bornes de leur domaine de définition. Ce problème devrait également se poser pour l'estimation des modèles de Rünstler (2004) et de Koopman et Azevedo (2004), mais l'évaluation de la procédure d'estimation n'a pas été menée dans ces articles.

Le chapitre comprend aussi des résultats empiriques. Les modèles MCCS sont appliqués aux cycles du Royaume-Uni, de la France, de l'Allemagne et au cycle de la zone euro agrégée, de 1960:1 à 2003:1. Pendant les années 1970, les chocs pétroliers ont engendré des récessions synchronisées avec de fortes corrélations. De 1980 à 1995, le Royaume-Uni a connu une certaine avance sur la zone euro, malgré des chocs très corrélés. Depuis le milieu des années 1990, le cycle du Royaume-Uni s'est considérablement amorti et devient progressivement plus synchronisé avec le cycle de la zone euro. Cet amortissement du cycle au Royaume-Uni pourrait être causé par une politique budgétaire qui serait devenue plus stabilisatrice. En conséquence, contrairement à la France, les deux critères ne sont pas validés simultanément : la synchronisation s'est améliorée, sans être encore parfaite ; après un renforcement de la corrélation ajustée dans les années 1970, celle-ci s'est détériorée au cours des années 1990. La récente baisse de la corrélation ajustée n'aurait pas pu être détectée avec les méthodologies employées dans Koopman et Azevedo (2004) ou Winne et Koo (2000). Cette divergence peut avoir d'importantes conséquences : si cela devait signifier que le risque de chocs asymétriques persiste, l'entrée

du Royaume-Uni dans la zone euro nécessiterait d'améliorer la coordination budgétaire de la zone euro. Mais, si cela correspondait à des différences de politique budgétaire, il conviendrait surtout que les règles budgétaires de la zone euro se rapprochent de celles du Royaume-Uni, afin de renforcer la convergence et de parvenir à une meilleure stabilisation dans la zone euro.

Même si ce modèle de convergence cyclique est apparu intéressant comme point de départ pour tester dans un cadre probabiliste la convergence stochastique de deux cycles économiques, plusieurs améliorations sont laissées pour des recherches ultérieures. La procédure d'estimation du modèle pourrait être rendue plus précise en recourant aux techniques d'échantillonnage d'importance. Notamment, ces techniques permettraient de simuler la distribution *a posteriori* des paramètres évolutifs et donc d'estimer des intervalles de confiance. Le modèle pourrait être appliqué pour une dimension multivariée supérieure à 2. Une explication des mouvements de convergence ou de divergence pourrait être recherchée en intégrant des variables exogènes, par exemple des indicateurs de politique économique (taux d'intérêt, taux de change, indicateurs budgétaires), dans le mécanisme de convergence.

Les applications empiriques du modèle confirment dans le cas particulier du couple franco-allemand le résultat des deux premiers chapitres : il existerait un mouvement commun qui pourrait être qualifié de cycle européen. Ce résultat est approfondi dans deux directions : les cycles français et allemand deviendraient de plus en plus synchronisés et corrélés sur la période récente ; sur cette même période, le Royaume-Uni se synchroniserait également, mais divergerait en terme de corrélation. La méthodologie pourrait être appliquée à d'autres pays, pour mettre en évidence les divergences conjoncturelles existant dans la zone et informer ainsi les décideurs politiques nationaux qui doivent, au sein de l'Eurogroupe, mettre en oeuvre la coordination budgétaire. Mais cette analyse, si elle complète les deux premiers chapitres en fournissant une information dynamique sur la convergence cyclique, conserve comme eux une portée limitée par les fortes révisions affectant le cycle en temps réel. Comme le montre le chapitre suivant, l'utilisation du cycle nécessite en effet de modéliser, de mesurer et, si possible, de réduire l'incertitude entourant l'écart de production. Afin d'obtenir un indicateur plus pertinent pour les politiques économiques, le concept d'écart de production qui incorpore, comme nous le montrerons, les tensions inflationnistes, sera substitué dans le prochain chapitre à la notion de cycle de croissance considérée jusqu'à présent comme objet d'analyse.

Annexe A : Autocovariance des séries d'un modèle MCCS

Nous déterminons dans cette annexe la fonction d'autocovariance du vecteur $[y_{1,t}\ y_{2,t}]$ dans un modèle MCCS. Pour simplifier les calculs, avant de rechercher cette fonction, le modèle MCCS est d'abord formulé comme un simple modèle multivarié et l'autocovariance des cycles bivariés $\overline{\psi}_{1,t}$ et $\overline{\psi}_{2,t-\tau}$ est calculée pour chaque retard $\tau = 1, 2 \ldots$

Forme multivariée simple d'un modèle MCCS

Le modèle MCCS de la section 2.2 est statistiquement équivalent (c'est à dire qu'il a la même fonction d'autocovariance) que le modèle suivant :

$$\begin{aligned} y_{1,t} &= [1,0]\overline{\psi}_{1,t} + \varepsilon_{1,t}, \\ y_{2,t} &= \left[\cos(\lambda\xi_{2,t}), \sin(\lambda\xi_{2,t})\right]\overline{\psi}_{2,t} + \varepsilon_{2,t}, \\ \overline{\psi}_{i,t} &= \phi T_{\lambda}\overline{\psi}_{i,t-1} + \overline{\kappa}_{i,t}, \end{aligned}$$

avec $\overline{\psi}_{1,t} = \left[\psi_{i,t}, \psi_{i,t}^{+}\right]'$ et $\overline{\kappa}_{i,t} = \left[\kappa_{i,t}, \kappa_{i,t}^{+}\right]'$. Les conditions initiales à la date $t = 0$ sont définies par $\overline{\psi}_{i,0} = \overline{\kappa}_{i,0}$. Les innovations $\kappa_t = \left[\kappa_{1,t}, \kappa_{2,t}\right]'$ et $\kappa_t^{+} = \left[\kappa_{1,t}^{+}, \kappa_{2,t}^{+}\right]'$ suivent des lois normales bivariées mutuellement indépendantes à toutes les dates et ont des matrices de covariance $\Sigma_{\kappa,t}$:

$$\begin{bmatrix} \kappa_{1,t} \\ \kappa_{2,t} \end{bmatrix} \sim \boldsymbol{NID}(0, \Sigma_{\kappa}), \begin{bmatrix} \kappa_{1,t}^{+} \\ \kappa_{2,t}^{+} \end{bmatrix} \sim \boldsymbol{NID}(0, \Sigma_{\kappa}), \text{ avec } \Sigma_{\kappa} = \begin{bmatrix} \sigma_{\kappa,1}^{2} & \rho_t\sigma_{\kappa,1}\sigma_{\kappa,2} \\ \rho_t\sigma_{\kappa,1}\sigma_{\kappa,2} & \sigma_{\kappa,2}^{2} \end{bmatrix}$$

Les innovations $\overline{\kappa}_{i,t}$ suivent des lois normales bivariées et ont des matrices 2×2 de covariance $\sigma_{\kappa,i}^{2} I_2$ (avec I_2 la matrice identité 2×2).

Comme préliminaire utile pour la suite, on montre dans ce modèle par récurrence pour chaque date t que :

$$E\left(\psi_{1,t}\psi_{2,t} \middle| \rho_{1:t}\right) = E\left(\psi_{1,t}^{+}\psi_{2,t}^{+} \middle| \rho_{1:t}\right) \tag{A-1}$$

sachant que cette relation est vraie pour $t = 0$:

$$E\left(\psi_{1,0}\psi_{2,0} \middle| \rho_{1:t}\right) = E\left(\kappa_{1,0}\kappa_{2,0} \middle| \rho_{1:t}\right) = E\left(\kappa_{1,0}^{+}\kappa_{2,0}^{+} \middle| \rho_{1:t}\right) = E\left(\psi_{1,0}^{+}\psi_{2,0}^{+} \middle| \rho_{1:t}\right),$$

Autocovariance de cycles bivariés

Avant de considérer la matrice de covariance des deux cycles sachant les tv-paramètres, puisque $(T_\lambda)^\tau = T_{\lambda\tau}$ pour tout entier τ, l'autocovariance $\Omega_\rho(\tau,t)$ des cycles bivariés $\overline{\psi}_{1,t}$ et $\overline{\psi}_{2,t-\tau}$ pour un retard $\tau > 0$, sachant $\rho_{1:t} = [\rho_1,...,\rho_t]'$:

$$\Omega_\rho(\tau,t) = E\left(\overline{\psi}_{1,t}\overline{\psi}'_{2,t-\tau}\middle|\rho_{1:t}\right) \tag{A-2}$$

$$= E\left[\left(\phi^\tau T_{\lambda\tau}\overline{\psi}_{1,t-\tau} + \sum_{i=0}^{\tau-1}\phi^i T_{\lambda i}\overline{\kappa}_{1,t-i}\right)\overline{\psi}'_{2,t-\tau}\middle|\rho_{1:t}\right]$$

$$= \phi^\tau T_{\lambda\tau}\Omega_\rho(0,t-\tau),$$

avec $E\left[\cdot\middle|\rho_{1:t}\right]$ l'espérance "sachant $\rho_{1:t}$". Étant donné que $\overline{\psi}_{1,t-1} \perp \overline{\kappa}_{2,t}$ et $\overline{\psi}_{2,t-1} \perp \overline{\kappa}_{1,t}$ (le symbole $\perp$ désigne l'indépendance), la covariance $\Omega_\rho(0,t)$ entre les cycles $\overline{\psi}_{1,t}$ et $\overline{\psi}_{2,t}$, sachant $\rho_{1:t}$, s'écrit :

$$\begin{aligned}\Omega_\rho(0,t) &= E\left(\overline{\psi}_{1,t}\overline{\psi}'_{2,t}\middle|\rho_{1:t}\right)\\ &= E\left[\left(\phi T_\lambda\overline{\psi}_{1,t-1} + \overline{\kappa}_{1,t}\right)\left(\phi T_\lambda\overline{\psi}_{2,t-1} + \overline{\kappa}_{2,t}\right)'\middle|\rho_{1:t}\right]\\ &= \phi^2 T_\lambda\Omega_\rho(0,t-1)T'_\lambda + \rho_t\sigma_{\kappa,1}\sigma_{\kappa,2}I_2,\end{aligned}$$

Puisque $\psi^+_{1,t} \perp \psi_{2,t}$, $\psi_{1,t} \perp \psi^+_{2,t}$, on déduit de (A-1) que

$$\Omega_\rho(0,t) = \begin{bmatrix} E\left(\psi_{1,t}\psi_{2,t}\middle|\rho_{1:t}\right) & E\left(\psi_{1,t}\psi^+_{2,t}\middle|\rho_{1:t}\right)\\ E\left(\psi^+_{1,t}\psi_{2,t}\middle|\rho_{1:t}\right) & E\left(\psi^+_{1,t}\psi^+_{2,t}\middle|\rho_{1:t}\right)\end{bmatrix} = E\left(\psi_{1,t}\psi_{2,t}\middle|\rho_{1:t}\right)I_2$$

En conséquence, $\Omega_\rho(0,t-1)$ commute avec la matrice T_λ qui est orthogonale ($T_\lambda T'_\lambda = I_2$),

$$\Omega_\rho(0,t) = \phi^2\Omega_\rho(0,t-1) + \rho_t\sigma_{\kappa,1}\sigma_{\kappa,2}I_2. \tag{A-3}$$

De l'identité $\Omega_\rho(0,0) = \rho_0\sigma_{\kappa,1}\sigma_{\kappa,2}I_2$ et de l'équation (A-3), il s'ensuit que

$$\Omega_\rho(0,t) = \left(\sum_{i=0}^{t}\phi^{2i}\rho_{t-i}\right)\sigma_{\kappa,1}\sigma_{\kappa,2}I_2, \tag{A-4}$$

Des équations (A-2) et (A-4), se déduit l'autocovariance $\Omega_\rho(\tau,t)$ entre les cycles bivariés $\overline{\psi}_{1,t}$ et $\overline{\psi}_{2,t-\tau}$ pour un retard $\tau > 0$, sachant $\rho_{1:t} = [\rho_1,...,\rho_t]'$:

$$\Omega_\rho(\tau,t) = \phi^\tau \left(\sum_{i=0}^{t-\tau} \phi^{2i} \rho_{t-\tau-i} \right) \sigma_{\kappa,1}\sigma_{\kappa,2} T_{\lambda\tau}, \tag{A-5}$$

Matrice d'autocovariance entre les séries

De l'équation (A-5) se déduit l'autocovariance $\gamma_{\rho,\xi}(\tau,t)$ entre les séries $y_{1,t}$ et $y_{2,t}$ pour un retard $\tau > 0$, sachant $\rho_{1:t}$ et $\xi_{1:n} = [\xi_1,...,\xi_n]'$,

$$\begin{aligned}
\gamma_{\rho,\xi}(\tau,t) &= E\left[\begin{bmatrix} 1 & 0 \end{bmatrix} \overline{\psi}_{1,t} \overline{\psi}'_{2,t-\tau} \begin{bmatrix} \cos\xi_{2,t-\tau} \\ \sin\xi_{2,t-\tau} \end{bmatrix} \middle| \rho_{1:t}, \xi_{1:n} \right] \\
&= \begin{bmatrix} 1 & 0 \end{bmatrix} \Omega_\rho(\tau,t) \begin{bmatrix} \cos\xi_{2,t-\tau} \\ \sin\xi_{2,t-\tau} \end{bmatrix} \\
&= \phi^\tau \left(\sum_{i=0}^{t-\tau} \phi^{2i} \rho_{t-\tau-i} \right) \sigma_{\kappa,1}\sigma_{\kappa,2} \cos\left[\lambda(\tau - \xi_{2,t-\tau}) \right].
\end{aligned}$$

avec $E(\cdot|\rho_{1:t},\xi_{1:t})$ l'espérance "sachant $\rho_{1:t}$ et $\xi_{1:n}$".

En utilisant des arguments similaires, il peut être prouvé plus généralement que la matrice d'autocovariance $\Gamma_{\rho,\xi}(\tau,t)$ de $[\psi_{1,t}; \cos(\lambda\xi_{2,t})\psi_{2,t} + \sin(\lambda\xi_{2,t-\tau})\psi^+_{2,t}]'$ pour un retard τ, à une date $t > \tau$, sachant $\rho_{1:t}$ et $\xi_{1:n}$, s'écrit

$$\Gamma_{\rho,\xi}(\tau,t) = \frac{\phi^{|\tau|}}{1-\phi^2} \begin{bmatrix} \sigma^2_{\kappa,1}\cos(\lambda\tau) & \tilde{\rho}_{\tau,t}\sigma_{\kappa,1}\sigma_{\kappa,2}\cos\left[\lambda(\tau+\xi_{2,t})\right] \\ \tilde{\rho}_{\tau,t}\sigma_{\kappa,1}\sigma_{\kappa,2}\cos\left[\lambda(\tau-\xi_{2,t-\tau})\right] & \sigma^2_{\kappa,2}\cos(\lambda\tau) \end{bmatrix},$$

avec $\tilde{\rho}_{\tau,t}$ le lissage exponentiel (de paramètre ϕ^2) de $\rho_{t-\tau}$ ou de ρ_t selon le signe de τ :

$$\tilde{\rho}_{\tau,t} = \begin{cases} (1-\phi^2)\sum_{i=0}^{t-\tau} \phi^{2i}\rho_{t-\tau-i} & \text{si } \tau > 0 \\ (1-\phi^2)\sum_{i=0}^{t} \phi^{2i}\rho_{t-i} & \text{si } \tau < 0 \end{cases}.$$

A la date t, si $\phi = 0$, $\lambda = 0$, $\lambda = \pi$ ou ($\rho_1 = \ldots = \rho_t = 0$), la matrice d'autocovariance $\Gamma_{\rho,\xi}(\tau,t)$ ne dépend pas de $\xi_{2,t}$ et le décalage de phase $\xi_{2,t}$ n'est pas identifiable. En conséquence, les *conditions d'identification* sont ($\phi > 0$), ($0 < \lambda < \pi$) et ($\rho_t > 0$, $\forall t$).

Annexe B : Filtre de Kalman étendu itératif (IEKF)

Dans sa version locale, le filtre de Kalman étendu itératif (IEKF) est une procédure itérative, définie pour estimer à chaque itération les variables d'état d'un modèle non-linéaire, approximé linéairement au voisinage de leur estimateur de l'itération précédente (voir Maybeck, 1982). Cette annexe décrit l'algorithme que nous avons dérivé pour le modèle MCCS. Deux adaptations susceptibles d'accélérer la convergence de l'algorithme ont été ajoutées relativement à l'algorithme IEKF standard : l'initialisation est facilitée en utilisant la phase et le poids estimés dans le modèle MR décrit dans la section 2.1 ; l'approximation linéaire du modèle est décomposée en deux étapes. Les notations sont définies dans la partie 2.

Enfin, il est à noter que les inégalités ($-\pi < \theta_{\xi,t} < \pi$ et $\theta_{a,t} > 0$) que doivent vérifier les tv-paramètres transformés ($\theta_{\xi,t}$ et $\theta_{a,t}$) ne sont pas imposées directement dans l'estimation du modèle, en recourant à des transformations. Contraindre directement les tv-paramètres ($\theta_{\xi,t}$ et $\theta_{a,t}$) supposerait en effet de leur appliquer des transformations non linéaires qui compliqueraient excessivement l'estimation du modèle. Les initialisations ($\hat{\theta}^{(0)}_{\xi,t}$ et $\hat{\theta}^{(0)}_{a,t}$) dans la procédure d'estimation sont utilisées pour situer les tv-paramètres dans leur domaine de définition (les paramètres estimés du modèle MR sont contraint à se situer dans leur domaine de définition). A chaque itération *k*, si les estimateurs ($\hat{\theta}^{(k)}_{\xi,t}$ et $\hat{\theta}^{(k)}_{a,t}$) des tv-paramètres sortent de ce domaine pour certaines dates *t*, les contraintes sont imposées *a posteriori* en fixant la valeur du tv-paramètre près de la borne de son domaine de définition (à l'aide du paramètre $\alpha = 10^{-7}$). L'inconvénient d'une telle méthode *a posteriori* réside dans ses effets de seuil et il serait intéressant, dans des recherches ultérieures, d'améliorer la méthode en contraignant par exemple *a priori* les écarts-types σ_γ et σ_δ des tv-paramètres à ne pas être trop forts (de manière à ce que ceux-ci restent dans leur domaine de définition).

Initialisation pour k = 0

– Estimation avec le filtre de Kalman de $\overline{\psi}_t^c, \overline{\psi}_{2,t}^*, \hat{\theta}_\xi, \hat{\theta}_a$ dans le modèle de Rünstler à facteur commun, dans lequel sont intégrés les paramètres transformés θ_p. Le décalage de phase ξ et le poids a sont également remplacés par les paramètres transformés (θ_ξ, θ_a) en utilisant les relations : $(\xi = \frac{2+\theta_\lambda}{2\pi}\theta_\xi, a = \theta_a)$

– Initialisation de la tv-phase et du tv-poids : $\hat{\theta}_{\xi,t}^{(0)} = \hat{\theta}_\xi, \hat{\theta}_{a,t}^{(0)} = \hat{\theta}_a$. .

– Initialisation de l'erreur d'itération : $e^{(0)} = 1$.

Itération k+1

– Lorsque l'erreur d'itération est supérieure à un seuil donné ($e^{(k)} > 10^{-7}$), le filtre de Kalman (à initialisation diffuse) est appliqué aux modèles (B-1) et (B-2), sinon, l'algorithme est stoppé. D'abord, $\theta_{\boldsymbol{a},\boldsymbol{t}}^{(\boldsymbol{k}+1)}$ est estimé sachant $\hat{\theta}_{\xi,\boldsymbol{t}}^{(\boldsymbol{k})}$:

$$\begin{cases} y_{1,t} = [1,0]\overline{\psi}_t^c \\ y_{2,t} = \theta_{a,t}^{(k+1)}\left[\cos\hat{\theta}_{\xi,t}^{(k)}, \sin\hat{\theta}_{\xi,t}^{(k)}\right]\overline{\psi}_t^c + [1,0]\tilde{\psi}_{2,t}^{*(k+1)} \\ \overline{\psi}_{2,t}^{*(k+1)} = \frac{|\theta_\phi|}{\sqrt{1+\theta_\phi^2}} T_{\frac{2\pi}{2+|\theta_\lambda|}} \overline{\psi}_{2,t-1}^{*(k+1)} + \tilde{\kappa}_{2,t}^* \\ \theta_{a,t}^{(k+1)} = \theta_{a,t-1}^{(k+1)} + \gamma_{2,t}, \theta_{a,0}^{(k+1)} = \theta_{a,0} \end{cases} . \qquad \text{(B-1)}$$

avec $\kappa_t^c \sim N(0,\theta_{\kappa,c})$, $\kappa_t^{+c} \sim N(0,\theta_{\kappa,c})$, $\kappa_{2,t}^* \sim N(0,\theta_h)$, $\kappa_{2,t}^{+*} \sim N(0,\theta_h)$, $\gamma_{2,t} \sim N(0,\frac{\theta_\gamma}{\sqrt{n}})$. Pour chaque *t*, si $\hat{\theta}_{\boldsymbol{a},\boldsymbol{t}}^{(\boldsymbol{k}+1)} \leq 0$, on impose $\hat{\theta}_{\boldsymbol{a},\boldsymbol{t}}^{(\boldsymbol{k}+1)} = \alpha$.

– Puis, $\theta_{\xi,\boldsymbol{t}}^{(\boldsymbol{k}+1)}$ est estimé sachant $\hat{\theta}_{\boldsymbol{a},\boldsymbol{t}}^{(\boldsymbol{k}+1)}$ et $\hat{\theta}_{\xi,\boldsymbol{t}}^{(\boldsymbol{k})}$:

$$\begin{cases} y_{1,t} = [1,0]\overline{\psi}_t^c \\ \tilde{y}_{2,t} = \hat{\theta}_{a,t}^{(k+1)}\hat{\theta}_{\xi,t}^{(k+1)}\left[-\sin\hat{\theta}_{\xi,t}^{(k)}, \cos\hat{\theta}_{\xi,t}^{(k)}\right]\overline{\psi}_{1,t} + [1,0]\tilde{\psi}_{2,t}^{**(k+1)} \\ \overline{\psi}_{2,t}^{**(k+1)} = \frac{|\theta_\phi|}{\sqrt{1+\theta_\phi^2}} T_{\frac{2\pi}{2+|\theta_\lambda|}} \overline{\psi}_{2,t-1}^{**(k+1)} + \tilde{\kappa}_{2,t}^* \\ \theta_{\xi,t}^{(k+1)} = \theta_{\xi,t-1}^{(k+1)} + \frac{2\pi}{2+|\theta_\lambda|}\delta_{2,t}, \theta_{\xi,0}^{(k+1)} = \theta_{\xi,0} \end{cases} , \qquad \text{(B-2)}$$

avec $\kappa_t^c \sim N(0,\theta_{\kappa,c})$, $\kappa_t^{+c} \sim N(0,\theta_{\kappa,c})$, $\kappa_{2,t}^{*} \sim N(0,\theta_h)$, $\kappa_{2,t}^{+*} \sim N(0,\theta_h)$, $\delta_{2,t} \sim N(0,\frac{2+|\theta_\lambda|}{2\pi}\frac{\theta_\delta}{\sqrt{n}})$, $\tilde{\psi}_{2,t}^{**(k+1)}$ le cycle spécifique du modèle linéarisé (B-2) à l'itération ($k+1$) et $\tilde{\boldsymbol{y}}_{2,\boldsymbol{t}}$ la série ajustée définie par :

$$\tilde{y}_{2,t} = y_{2,t} - \hat{\theta}_{a,t}^{(k+1)}\left[\cos\hat{\theta}_{\xi,t}^{(k)}, \sin\hat{\theta}_{\xi,t}^{(k)}\right]\overline{\psi}_{1,t} + \hat{\theta}_{a,t}^{(k+1)}\hat{\theta}_{\xi,t}^{(k)}\left[-\sin\hat{\theta}_{\xi,t}^{(k)}, \cos\hat{\theta}_{\xi,t}^{(k)}\right]\overline{\psi}_{1,t}.$$

Pour chaque *t*, si $\hat{\theta}_{\xi,\boldsymbol{t}}^{(\boldsymbol{k}+1)} < -\pi$, on impose $\hat{\theta}_{\xi,\boldsymbol{t}}^{(\boldsymbol{k}+1)} = -\pi + \alpha$ et, si $\hat{\theta}_{\xi,\boldsymbol{t}}^{(\boldsymbol{k}+1)} > \pi$, on impose $\hat{\theta}_{\xi,\boldsymbol{t}}^{(\boldsymbol{k}+1)} = \pi - \alpha$.

– Enfin, l'erreur d'itération $e^{(k+1)}$ est calculée :

$$e^{(k+1)} = 0.5 \times \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{t=0}^{n}\left(\hat{\theta}_{a,t}^{(k+1)} - \hat{\theta}_{a,t}^{(k)}\right)^2} + 0.5 \times \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{t=0}^{n}\left(\hat{\theta}_{\xi,t}^{(k+1)} - \hat{\theta}_{\xi,t}^{(k)}\right)^2}.$$

Chapitre IV
Incertitude autour de l’écart de production européen

1. Introduction

Les concepts de PIB potentiel, défini comme "le niveau maximal de production qu'une économie peut soutenir sans tensions inflationnistes" (De Masi, 1997), et d'écart de production, l'écart entre le PIB effectif et le PIB potentiel, se situent au coeur de la mise en oeuvre des politiques économiques européennes. D'une part, la BCE utilise l'estimation de la croissance potentielle comme référence pour la croissance de la masse monétaire et considère l'écart de production comme indicateur des tensions inflationnistes. D'autre part, dans la limite d'un déficit public inférieur à 3% du PIB (règle du Pacte de Stabilité et de Croissance), les politiques budgétaires nationales visent à stabiliser l'écart de production de chaque pays. Enfin, à la suite de la stratégie de Lisbonne définie en 2000, l'impact en termes de croissance potentielle des réformes structurelles est évalué chaque année dans le cadre des Grandes orientations de politique économique (GOPE).

Pourtant, leur estimation s'avère difficile, particulièrement à la fin de l'échantillon observé, c'est-à-dire en temps réel (Orphanides et Van Norden, 2002). Notamment, en 2000, la croissance potentielle a été largement surestimée et ceci a conduit à plusieurs erreurs de politique économique. Les déficits ont été insuffisamment réduits pendant cette période d'expansion (1999-2000) et une majorité des pays de la zone euro ont eu par la suite des déficits excessifs et ont perdu toute marge de manœuvre pour contrer le ralentissement. Les politiques structurelles engagées se sont révélées peu adaptées au déficit de demande survenu en 2001 et les objectifs de taux d'emploi de la stratégie de Lisbonne sont apparus hors d'atteinte. En conséquence, les règles de gouvernance économique européenne ont connu quelques aménagements à la marge : la réforme du Pacte de Stabilité et de Croissance a notamment tenté de tenir compte de l'écart de production. Cependant, même si ces nouvelles règles avaient été en vigueur à l'époque, elles n'auraient pas amélioré l'estimation de l'écart de production et des problèmes similaires auraient pu survenir. Ces échecs auraient dû conduire à considérer l'incertitude entourant l'estimation de l'écart de production comme une information aussi centrale pour la conduite des politiques économiques que l'écart de production lui-même. C'est tout l'objet de ce chapitre[1] d'aborder simultanément la question de l'estimation de l'écart de production et de l'évaluation de l'incertitude qui l'entoure.

[1] Ce chapitre est en partie tiré de Chagny et Lemoine (2003) et Chagny, Lemoine et Pelgrin (2004).

Au niveau de la recherche académique, l'incertitude de l'écart de production est devenu un objet de recherche aussi important que l'estimation de l'écart de production lui-même. La recherche sur la politique monétaire optimale sous information incomplète a étudié l'impact de l'incertitude entourant l'écart de production sur la conduite de la politique monétaire. Selon le principe de *certainty equivalence*, le poids que doit prendre l'écart de production dans les règles optimales de politique monétaire ne dépend pas de l'incertitude entourant l'écart de production (Chow, 1975). Cependant, ce résultat classique ne s'applique pas aux règles les plus utilisables qui sont contraintes (Smets, 2002), notamment à la célèbre règle de Taylor (1993) qui relie le taux d'intérêt directeur de la banque centrale à l'inflation et à l'écart de production. L'incertitude entourant l'écart de production impliquerait de baisser le poids de l'écart de production, c'est-à-dire de mener une politique moins contra-cyclique que si la position dans le cycle avait été parfaitement connue (Peersman et Smets, 1999). Ce résultat est également confirmé lorsque les anticipations sont *foreward* ou en cas d'information asymétrique[2] (Ehrmann et Smets, 2001, Svensson et Woodford, 2004).

Avant de présenter les principaux résultats empiriques connus sur l'incertitude entourant l'écart de production dans la zone euro, il convient de préciser les différents types d'estimation de l'écart de production et les sources d'incertitude associées. Cette typologie, définie dans Hamilton (1986), est valable dans le cadre des modèles à composantes inobservables (MCI) qui est à nouveau retenu pour ce chapitre. Lorsque seules les observations passées et présente sont connues, le filtre de Kalman fournit une *estimation unilatérale*[3] de l'écart de production et une marge d'erreur associée, appelée *incertitude filtrée*. Lorsque l'ensemble des observations (passées, présentes et futures) est connu, le filtre de Kalman fournit une *estimation bilatérale* de l'écart de production, ainsi que l'*incertitude filtrée* qui l'entoure. Grâce au surcroît d'information, l'estimation bilatérale est plus précise que l'estimation unilatérale et l'incertitude filtrée est réduite. Enfin, une source d'incertitude supplémentaire, appelée *incertitude paramétrique*, provient de la marge d'erreur qui entoure l'estimation des paramètres. La terminologie "estimation

---

[2] Dans le cas à information asymétrique, le secteur privé possède plus d'information sur l'état de l'économie que la banque centrale.

[3] L'estimation unilatérale se distingue d'une estimation en temps réel qui prendrait en compte l'instabilité des paramètres et les révisions des données. L'incertitude qui tient au choix du modèle de l'écart de production n'est pas prise en compte dans ce chapitre.

unilatérale" / "estimation bilatérale", tirée de l'anglais *one-sided estimate* / *two-sided estimate*, remplace dans ce chapitre les termes plus habituels "estimation filtrée" / "estimation lissée" utilisés dans le reste de la thèse, afin d'éviter des confusions avec la typologie considérée dans ce chapitre pour les sources d'incertitude, dites "filtrée" et "paramétrique".

A l'aide de divers MCI multivariés, plusieurs documents de travail de la BCE ont étudié les différentes sources d'incertitude entourant l'écart de production de la zone euro sur la période 1970-2002 (Rünstler, 2002 et Proietti, Musso et Westermann, 2002). Pour la zone euro, il s'avère que la principale source d'incertitude est l'incertitude filtrée qui entoure l'estimation unilatérale. Les mesures univariées (ne prenant en compte que le PIB) de l'écart de production témoignent d'une incertitude filtrée suffisamment limitée autour de l'estimation bilatérale, pour pouvoir indiquer si la production s'écartait de sa tendance pendant des périodes sur lesquelles on dispose d'un recul suffisant. Mais confrontées par exemple à une accélération de la croissance en fin de période, elles sont dans l'incapacité d'apprécier la nature tendancielle ou cyclique de cette accélération, en l'absence d'observations futures et de référence explicite aux tensions sur les marchés des biens, du travail et du capital. Les mesures multivariées, en ajoutant d'autres informations économiques concernant les tensions sur les différents marchés (inflation, chômage, taux d'utilisation des capacités de production), captent une information supplémentaire, qui se fonde sur une représentation de l'excès d'offre ou de demande sur différents marchés, et parviennent ainsi à réduire l'incertitude filtrée de l'estimation unilatérale. En bref, une meilleure appréciation en temps réel de l'écart de production passe par un effort accru d'analyse économique.

La contribution théorique de ce chapitre consiste à étudier les déterminants de la principale source d'incertitude, l'incertitude filtrée qui entoure l'estimation unilatérale. Cette incertitude a un sens économique : elle décrit notre degré de méconnaissance du niveau exact de l'écart de production à un moment donné. Par exemple, quand on décide d'une politique budgétaire en période d'expansion, on ne sait pas combien de temps va durer cette expansion et le caractère adéquat de la politique budgétaire n'apparaîtra qu'*a posteriori*. Comme on le rappellera, un intérêt de ce concept d'incertitude est de ne dépendre théoriquement que des paramètres du MCI et non directement des observations. Cette détermination complète par les paramètres n'est pas immédiatement intuitive, dans la

mesure où, pour l'estimation unilatérale, l'incertitude filtrée tient à l'ignorance des observations futures. En fait, quelle que soit la réalisation concrète des observations futures, sa connaissance permet de réduire l'incertitude d'un même montant et de ne conserver alors autour de l'estimation que l'incertitude filtrée de l'estimation bilatérale. Il est montré numériquement pour la première fois comment l'incertitude filtrée dépend des différents paramètres du modèle (fréquence du cycle, coefficients de l'équation d'inflation…). A notre connaissance, une telle étude n'a pas été menée jusqu'à présent, l'incertitude filtrée étant généralement considérée uniquement comme un *output* du filtre de Kalman pris comme une boîte noire. Ces dépendances, tout particulièrement la dépendance de l'incertitude à l'amplitude de l'écart de production, fournissent un éclairage complémentaire aux recherches menées sur la politique monétaire optimale sous information incomplète.

La contribution empirique du chapitre consiste à évaluer avec différents modèles l'écart de production de la zone euro et l'incertitude qui l'entoure. Ces évaluations sont aussi menées en comparaison avec le cas américain. La réduction de l'incertitude par l'intégration d'informations économiques supplémentaires est vérifiée dans le cas de la zone euro. Surtout, il est montré que l'incertitude autour de l'écart de production de la zone euro est moins importante que celle entourant l'écart de production américain. Cet écart est interprété à l'aide des différences entre les paramètres estimés pour les deux zones.

La partie 2 présente le modèle retenu pour l'écart de production et la méthode d'estimation retenue. La partie 3 introduit la notion d'incertitude et étudie ses déterminants théoriques. La partie 4 présente les résultats empiriques sur l'incertitude entourant l'écart de production dans la zone euro.

2. Modèle de l'écart de production

2.1. Le modèle à composantes inobservables

Le modèle bivarié du PIB et de l'inflation, noté ici M2, a été développé par Kuttner (1994). C'est une forme stylisée d'un modèle demande agrégée - offre agrégée (AS-DS). Ce modèle est défini comme une extension du modèle univarié, noté ici M1, proposé dans Harvey (1985) et décrit en détails dans le Chapitre I :

$$y_t = \mu_t + \psi_t + \varepsilon_{y,t} \tag{1}$$

$$\begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ \beta_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \zeta_t \end{bmatrix} \qquad \text{(2) et (3)}$$

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^+ \end{bmatrix} = \phi \begin{bmatrix} \cos\lambda & \sin\lambda \\ -\sin\lambda & \cos\lambda \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^+ \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^+ \end{bmatrix} \qquad \text{(4) et (5)}$$

pour $t = 1, \ldots, T$.

L'équation (1) décompose le PIB y_t en trois composantes : la tendance μ_t, le cycle ψ_t et l'irrégulier $\varepsilon_{y,t}$. La tendance μ_t est identifiée à la production potentielle. L'écart de production est défini comme la somme du cycle ψ_t et de l'irrégulier $\varepsilon_{y,t}$. Les processus $\varepsilon_{y,t}$, η_t, ς_t, κ_t et κ^*_t sont des bruits blancs i.i.d indépendants les uns des autres, ayant pour écart-types $\sigma_{\varepsilon,y}$, σ_η, σ_κ et σ_κ. On suppose que les innovations de la tendance et du cycle sont indépendantes. Cette hypothèse a été discutée dans de récents articles (Morley, Nelson and Zivot, 2003, Proietti, 2002).

En utilisant la pente de la tendance, notée β_t, les équations (2) et (3) permettent de modéliser la tendance comme un processus de type localement linéaire intégré d'ordre 2. Dans des cas particuliers, la tendance peut être contrainte en tant que marche aléatoire avec dérive (cas où les innovations sur la pente de la tendance ont une variance nulle, soit $\sigma_\varsigma = 0$) ou en tant que tendance lisse (cas où les innovations sur le niveau de la tendance ont une variance nulle, soit $\sigma_\eta = 0$).

Comme dans la décomposition de Harvey (1985), le cycle ψ_t est modélisée dans les équations (4) et (5) avec une variable additive ψ^+_t comme un modèle VAR(1) dont les paramètres sont définis à partir du coefficient d'amortissement ($\phi \in]0;1[$) et de la

fréquence ($\lambda \in]0;\pi[$). Ce modèle possède une forme réduite ARMA(2,1), contrainte de manière à produire obligatoirement des oscillations cycliques[4].

Le modèle bivarié M2 est défini à partir des équations (1) à (5) du modèle M1, auxquelles est ajoutée l'équation d'inflation suivante :

$$\pi_t = \alpha(\boldsymbol{L})\pi_t + \beta \cdot \psi_t + \gamma(\boldsymbol{L})\boldsymbol{q}_t + \varepsilon_{\pi,t} \tag{6}$$

L'équation (6) s'apparente au *triangle model* de Gordon (1997), une forme réduite de la courbe de Phillips, et renvoie à la définition originelle d'Okun (1962) du potentiel de production comme le niveau maximum de production compatible avec l'absence de tensions inflationnistes. L'inflation π_t est mesurée comme le taux de croissance trimestriel de l'indice des prix à la consommation. L'inflation dépend d'anticipations adaptatives, du cycle ψ_t et de chocs transitoires comme l'évolution des termes de l'échange[5] q_t. L'intégration des prix relatifs vise à tenir compte du fait que certaines évolutions de l'inflation reflètent l'effet de chocs d'offre temporaires (comme une variation du taux de change ou du prix des matières premières importées) et ne doivent de ce fait pas être attribuées à une évolution de l'écart de production. Pour s'assurer que l'équation d'inflation de long terme soit bien spécifiée en accélération, la somme des coefficients des retards est égale à 1 ($\alpha(1) = 1$). Enfin, le processus $\varepsilon_{\pi,t}$ est un bruit blanc i.i.d indépendant des autres innovations du modèle M2 et ayant pour écart-types $\sigma_{\varepsilon,\pi}$.

2.2. Procédure d'estimation

Le modèle M2 est réécrit sous forme espace-état et est ensuite estimé avec un filtre de Kalman. Cette méthodologie espace-état présente l'avantage d'estimer conjointement l'écart de production et l'équation d'inflation. Elle fournit également des intervalles de confiance autour de l'écart de production estimé, ce qui sera discuté dans la partie 3. On estime ici que l'équation d'inflation comporte trois retards pour l'inflation et deux retards pour les prix relatifs (cas de la zone euro, voir partie 4).

---

[4]La fonction d'auto-corrélation est nulle à partir d'un retard supérieur à 1, ce qui est caractéristique d'un processus MA(1). La forme réduite est par conséquent ARMA(2,1).

[5] Les prix relatifs des importations sont calculés comme le ratio entre le déflateur des importations de biens et services et celui de l'indice des prix à la consommation. Ils sont mesurés ici en taux de croissance.

La procédure d'estimation consiste dans une première étape à réécrire le modèle M2 sous une forme espace-état[6] :

$$\boldsymbol{y}_t = \boldsymbol{C}\boldsymbol{z}_t + \boldsymbol{D}\boldsymbol{x}_t + \boldsymbol{u}_t$$
$$\boldsymbol{z}_t = \boldsymbol{A}\boldsymbol{z}_{t-1} + \boldsymbol{v}_t$$

avec $u_t \sim NID(0,R)$ et $v_t \sim NID(0,Q)$. Le premier système d'équations regroupe les équations d'état, le second système d'équations regroupe les équations de mesure. Le vecteur de mesure y_t, le vecteur d'état[7] z_t, le vecteur explicatif x_t et les matrices de paramètres (A, C , D, Q, R) sont choisis comme suit :

$$\boldsymbol{y}_t = \begin{bmatrix} \boldsymbol{y}_t \\ \pi_t \end{bmatrix}, \boldsymbol{z}_t = \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix}, \boldsymbol{x}_t = \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ \pi_{t-2} \\ \pi_{t-3} \\ \boldsymbol{q}_{t-1} \\ \boldsymbol{q}_{t-2} \end{bmatrix}, \boldsymbol{C} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & \beta & 0 \end{bmatrix}, \boldsymbol{D} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_1 & \alpha_2 & 1-\alpha_1-\alpha_2 & \gamma_1 & \gamma_2 \end{bmatrix},$$

$$\boldsymbol{A} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \phi\cos\lambda & \phi\sin\lambda \\ 0 & 0 & -\phi\sin\lambda & \phi\cos\lambda \end{bmatrix}, \boldsymbol{Q} = \begin{bmatrix} \sigma_\eta & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_\varsigma & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_\kappa & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_\kappa \end{bmatrix}, \boldsymbol{R} = \begin{bmatrix} \sigma_{\varepsilon,y} & 0 \\ 0 & \sigma_{\varepsilon,\pi} \end{bmatrix}.$$

Dans une seconde étape, les matrices de paramètres A, C, D, Q et R sont estimées avec l'algorithme EM. Une fois les paramètres estimés, le vecteur d'état z_t et la matrice de covariance Σ_t des erreurs associées sont ensuite estimés avec le filtre de Kalman. On distingue l'estimation bilatérale (ou lissée), notée ($z_{T,t}$, $\Sigma_{T,t}$), qui utilise toutes les observations de l'échantillon de l'estimation unilatérale (ou filtrée), notée ($z_{t,t}$, $\Sigma_{t,t}$), qui n'utilise que les observations présente et passées de l'échantillon.

La mise en œuvre du filtre de Kalman et de l'algorithme requiert d'accorder une attention particulière aux initialisations et a été conduite comme suit :

– *Initialisation du filtre de Kalman* : les valeurs initiales de la production potentielle ont été estimées avec un filtre HP univarié. La production potentielle étant

[6] Le modèle est observable, à moins que l'amortissement ϕ ne soit égal à 0 ou que la fréquence λ ne soit égale à 0 ou à π.

[7] Les variables d'état β_{t-1} et ψ^+_t n'apportent pas d'information économique supplémentaire. Leur intégration sert à éviter de recourir, dans les équations de transition, à des retards du vecteur d'état dont l'ordre serait supérieur à 1.

non stationnaire, il convient de procéder à une initialisation diffuse, c'est-à-dire de fixer sa variance initiale à un niveau élevé.

– *Initialisation de l'algorithme EM* : les élasticités et les variances des résidus ont été initialisées en pré-estimant par moindres carrés l'équation (6) avec un écart de production issu d'un filtre HP univarié.

3. Incertitude autour de l'écart de production

La mesure précise de la production potentielle et de l'écart de production constitue un défi majeur de politique économique. Mesurer la précision d'une estimation revient à identifier l'incertitude qui l'entoure, de manière à construire ensuite des intervalles de confiance. Comme l'a montré Rünstler (2002) pour la zone euro et comme le confirment les résultats empiriques de la partie 4, parmi les différentes sources d'incertitude (incertitude paramétrique et incertitude filtrée) décrites dans la section 3.1, la principale source d'erreur est l'incertitude filtrée. Dans la section 3.2, en s'inscrivant dans le modèle standard de l'écart de production (M2), sont analysés numériquement les paramètres qui déterminent le niveau de l'incertitude filtrée.

3.1. Sources d'incertitude dans un modèle espace-état

Le MCI étant reformulé dans un cadre espace-état, dans le cas où les paramètres du modèle sont connus, le filtre de Kalman fournit directement à chaque date t l'incertitude filtrée $\Sigma_{t,t}$, c'est-à-dire l'erreur moyenne qui entoure l'estimation unilatérale du vecteur d'état z_t. Lorsque t est suffisamment grand, $\Sigma_{t,t}$ converge vers la matrice $\underline{\Sigma}$, solution de l'équation algébrique de Riccati. D'après cette équation, $\underline{\Sigma}$ ne dépend que des matrices de paramètre A, C, Q, R et pas de la matrice D ni des observations Y_t (voir l'annexe de ce chapitre pour des détails).

En pratique, les paramètres du modèle ne sont pas connus et leur estimation constitue une source supplémentaire d'incertitude. L'incertitude globale autour de l'écart de production peut être évaluée selon la procédure décrite dans Hamilton (1986). L'incertitude globale autour de l'estimation unilatérale d'une variable d'état, ici l'écart de production, se décompose en une somme de l'incertitude paramétrique et de l'incertitude filtrée :

$$E\left(\psi_{t,t}(\theta^*)-\psi_t(\theta)\right)^2 = E\left(\psi_t(\theta^*)-\psi_t(\theta)\right)^2 + \Sigma_{t,t}(\theta^*)$$

avec $\psi_{t,t}(\theta^*)$ l'écart de production estimé à l'instant t, connaissant le PIB observé jusqu'à la date t et θ^* l'estimateur des paramètres. Le vecteur θ des vraies valeurs des paramètres contient les coefficients de l'équation d'inflation, la variance des résidus de cette équation et les paramètres de la décomposition tendance-cycle. Dans la partie droite de l'équation,

le premier terme correspond à l'incertitude paramétrique qui sera notée à l'avenir $\Sigma^P_{t,t}(\theta^*)$ et le second terme, soit la variance $\Sigma_{t,t}(\theta^*)$, correspond à l'incertitude filtrée.

Ces deux termes sont calculés avec une procédure de Monte-Carlo en trois étapes qui consistent à :

- tirer K jeux de paramètres $(\theta_k)_{k=1\ldots K}$ selon la loi $N(\theta^*,\sigma^2_{\theta^*})$;
- estimer avec un filtre de Kalman K écarts de production associés $\psi_{t,t}(\theta_K)$ et leur incertitude filtrée associée $\Sigma_{t,t}(\theta_K)$;
- calculer l'incertitude paramétrique comme la moyenne empirique des carrés des erreurs : $\Sigma^P_{t,t} = \frac{1}{K}\sum_{k=1}^{K}\left[\psi_{t,t}(\theta_k) - \psi_{t,t}(\theta^*)\right]^2$ et l'incertitude filtrée $\Sigma_{t,t}$ comme la moyenne des incertitudes filtrées $\Sigma_{t,t}(\theta_K)$.

En reprenant les mêmes notations que pour l'estimation unilatérale, l'incertitude globale $\Sigma_{T,t}$ entourant l'estimation bilatérale peut être calculée d'une façon similaire. Elle est composée de l'incertitude filtrée $\Sigma_{T,t}(\theta^*)$ et de l'incertitude paramétrique $\Sigma^P_{T,t}(\theta^*)$. Il s'avère alors généralement que l'estimation bilatérale permet de réduire fortement l'incertitude filtrée.

3.2. Analyse de l'incertitude filtrée autour de l'écart de production

On s'intéresse plus particulièrement dans cette section pour le modèle M2 à la principale source d'incertitude, l'incertitude filtrée. L'écart de production étant la troisième variable du vecteur d'état z_t, cette incertitude peut être mesurée par l'erreur-type $s_\psi = \sqrt{\underline{\Sigma}(3,3)}$, définie à partir du troisième coefficient diagonal de la matrice d'incertitude filtrée[8]. Comme la matrice $\underline{\Sigma}$, l'incertitude s_ψ ne dépend *a fortiori* que de A, C, Q et R, c'est-à-dire d'un vecteur de huit paramètres $\chi = (\sigma_\zeta, \sigma_\eta, \sigma_\kappa, \sigma_{\varepsilon,y}, \phi, \lambda, \beta, \sigma_{\varepsilon,\pi})'$. L'équation de Riccati étant difficile à résoudre analytiquement, l'incertitude s_ψ est approximée numériquement pour chaque valeur prise par χ. La méthode suivie ici consiste à calculer itérativement l'incertitude $\Sigma_{t,t}$ avec les récursions de Kalman (voir le résultat 1 dans l'annexe du chapitre), pour obtenir l'incertitude filtrée en fin d'échantillon $\Sigma_{T,T}$.

---

[8] On considère ici l'incertitude filtrée $\Sigma_{t,t}$ à une date t suffisamment grande pour qu'elle ait convergé vers une matrice notée $\underline{\Sigma}$.

L'incertitude limite $\underline{\Sigma}$ est alors approximée par $\Sigma_{T,T}$. L'incertitude filtrée s_ψ se déduit alors de $\Sigma_{T,T}$. En tant que fonction de plusieurs variables, l'incertitude s_ψ peut être décrite dans une certaine mesure par une analyse unidirectionnelle. Ceci suppose d'identifier d'abord un vecteur de référence χ_0. Il s'agit ensuite d'étudier comment évolue $s_\psi(\chi)$ lorsque chaque paramètre de χ varie, les autres paramètres restant fixés à leur valeur de χ_0.

Le vecteur de référence χ_0 est fixé à partir des paramètres estimés dans le modèle de la zone euro (voir partie 4) :

$$\chi_0 = \begin{bmatrix} 0,08 & 0 & 0,44 & 0 & 0,92 & 0,24 & 0,09 & 0,24 \end{bmatrix}'$$

Pour ces paramètres, il est à noter que le modèle admet une tendance lisse et ne présente pas de composante irrégulière, puisque les innovations du niveau de la tendance et de l'irrégulier ont des écart-types σ_η et σ_ε égaux à 0. Le modèle présente également un cycle de période 6,5 ans ($2\pi/0,24$ = 26 trimestres), dont le coefficient β dans l'équation d'inflation (0,09) est strictement positif. Pour l'écart de production de la zone euro, l'incertitude $s_\psi(\chi_0)$ est égale à 0,80. Pour l'estimation unilatérale, les erreurs ont une amplitude plus faible que l'amplitude du cycle (1,13), mais trop importante pour pouvoir conclure avec un risque de 5% sur le signe de l'écart de production.

Pour chaque paramètre p, sont définis les vecteurs $\chi_{p,i}$ avec $i = 1, \ldots, n$: n valeurs de définition $\chi_{p,i}(p)$ sont choisies pour le $p^{\text{ème}}$ elément de $\chi_{p,i}$; les autres éléments de $\chi_{p,i}$ conservent leur valeur de référence. Les valeurs de définition sont réparties à intervalle fixe dans le domaine de définition de chaque paramètre, c'est-à-dire sont quelconques pour β, strictement positives pour les cinq paramètres d'écart-type, strictement comprises entre 0 et π pour la fréquence λ, entre 0 et 1 pour l'amortissement ϕ. Elles couvrent uniformément les domaines de définition bornés, soient ceux de λ et ϕ. Elles sont réparties autour de chaque valeur centrale de type écart-type.

Pour l'incertitude autour de l'estimation unilatérale (en noir), les résultats de l'analyse unidirectionnelle (pour n = 100) sont présentés sous forme de graphiques dans la Figure 1. Il apparaît d'emblée que l'incertitude filtrée s_ψ dépend peu de l'écart-type de la composante irrégulière ($\sigma_{\varepsilon,y}$). Lorsque le cycle est plus ample ou que les variations de la tendance sont plus marquées (pour de forts écarts-types σ_κ, σ_ς, σ_η des innovations associées au cycle et à la tendance), l'incertitude s_ψ monte jusqu'à respectivement 0,89, 0,88 et 1,17. A l'inverse, plus les variations du cycle apparaissent limitées relativement à celles de la

tendance, plus il devient facile de distinguer des variations significatives du cycle : l'incertitude s_ψ descend ainsi jusqu'à 0,40, 0,79 et 0,02 pour les valeurs les plus faibles de σ_ς, σ_η et σ_κ.

L'incertitude s_ψ est plus forte quand la période ($2\pi/\lambda$) est plus longue. Elle est minimale pour une période de 2 trimestres et vaut 0,21. Elle s'élève ensuite progressivement et se stabilise autour de 0,81 à partir des périodes de plus de 7 ans. Ce résultat s'interprète bien dans le domaine des fréquences : la tendance se situant dans les basses fréquences, il est plus facile de distinguer le cycle lorsqu'il se situe dans des fréquences les plus hautes possibles.

L'incertitude s_ψ est également plus forte quand le paramètre d'amortissement (ϕ) est plus fort. Sur l'intervalle [0;1], elle varie ainsi entre 0,29 et 0,92. Pour de faibles valeurs du paramètre d'amortissement, le cycle est faiblement persistant[9] et se distingue donc mieux de la tendance qui est fortement persistante.

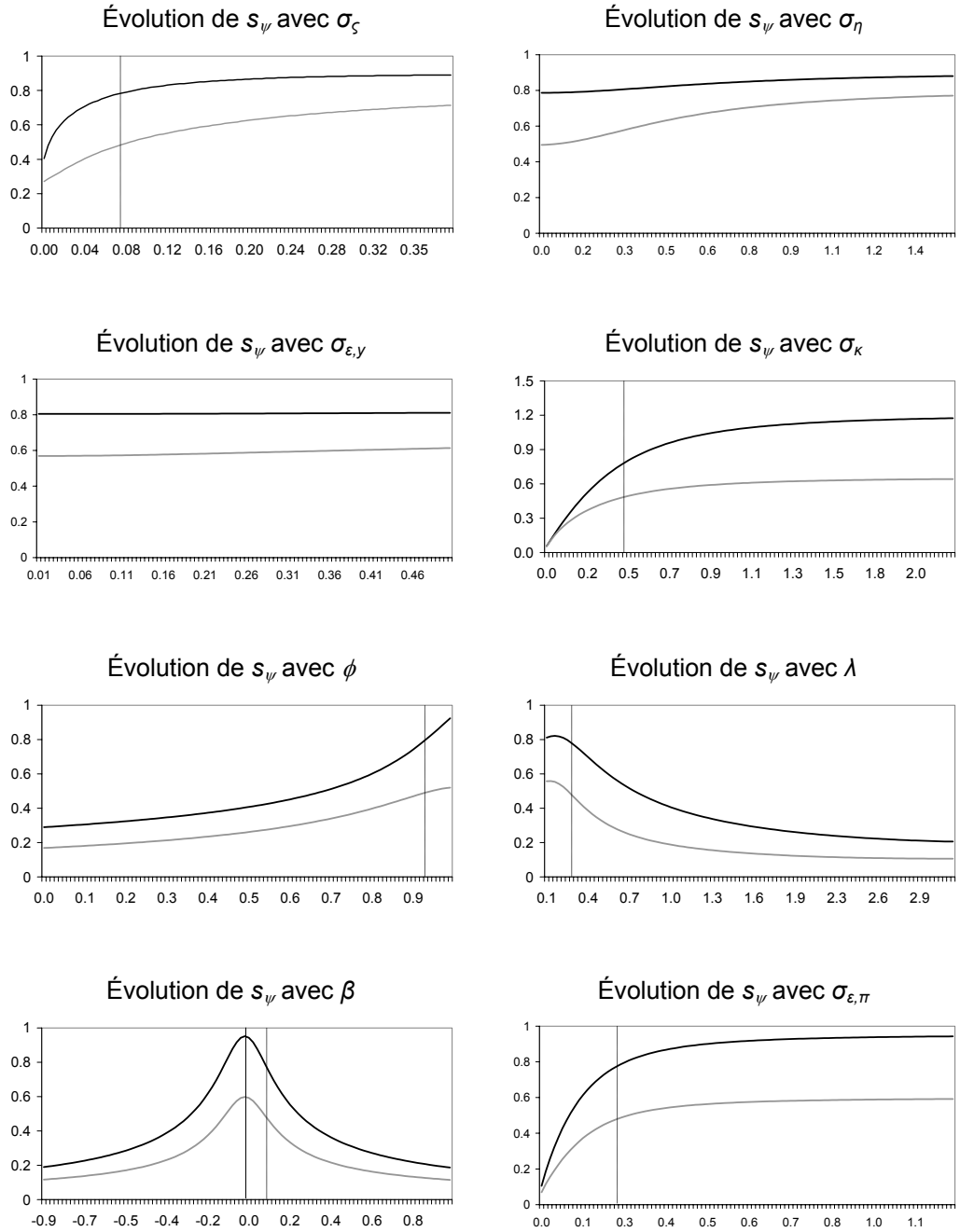
Enfin, un lien plus faible entre l'écart de production et l'inflation engendre une hausse de s_ψ. La valeur maximale s_ψ = 0,95 survient lorsque le coefficient β vaut 0 ou lorsque l'écart-type $\sigma_{\varepsilon,\pi}$ des résidus est très fort ($\sigma_{\varepsilon,\pi}$ = 1). Dans ce cas, l'incertitude s_ψ = 0,95 est la même que pour un modèle univarié M1 qui aurait des paramètres identiques[10]. A l'inverse, pour de fortes valeurs de β et de faibles valeurs de $\sigma_{\varepsilon,\pi}$, l'incertitude peut respectivement baisser jusqu'à 0,18 et 0,10. Ces résultats sont assez intuitifs : plus l'inflation fournit de l'information sur l'écart de production, plus l'incertitude entourant celui-ci se réduit.

L'analyse unidirectionnelle menée pour l'incertitude filtrée s_ψ autour de l'estimation unilatérale de l'écart de production, peut aussi être appliquée avec l'estimation bilatérale. Les résultats obtenus pour l'estimation bilatérale sont reportés en grisé dans la Figure 1. Comme on pouvait s'y attendre, l'incertitude est systématiquement plus faible pour l'estimation bilatérale que pour l'estimation unilatérale. De plus, pour chaque paramètre, l'incertitude autour de l'estimation bilatérale connaît le même sens de variation que celle de l'estimation unilatérale.

---

[9] L'auto-corrélation d'ordre τ du cycle admet pour facteur ϕ^τ et, pour τ>0 fixé, elle converge donc en décroissant vers 0 quand ϕ tend vers 0.

Figure 1 *: Estimations bilatérale et unilatérale de l'incertitude filtrée* s_ψ



Légende : L'estimation bilatérale est reportée en gris et l'estimation unilatérale en noir. Les pointillés indiquent la valeur de référence du paramètre d'abscisse. La valeur de référence de σ_η et $\sigma_{\varepsilon,y}$ est égale à 0.
Source : calculs de l'auteur.

---

[10] Dans la partie 4, l'incertitude estimée pour le modèle M1 vaut 1,22, mais l'amplitude du cycle est plus forte que dans le modèle M2.

3.3. Incertitude filtrée relative autour de l'écart de production

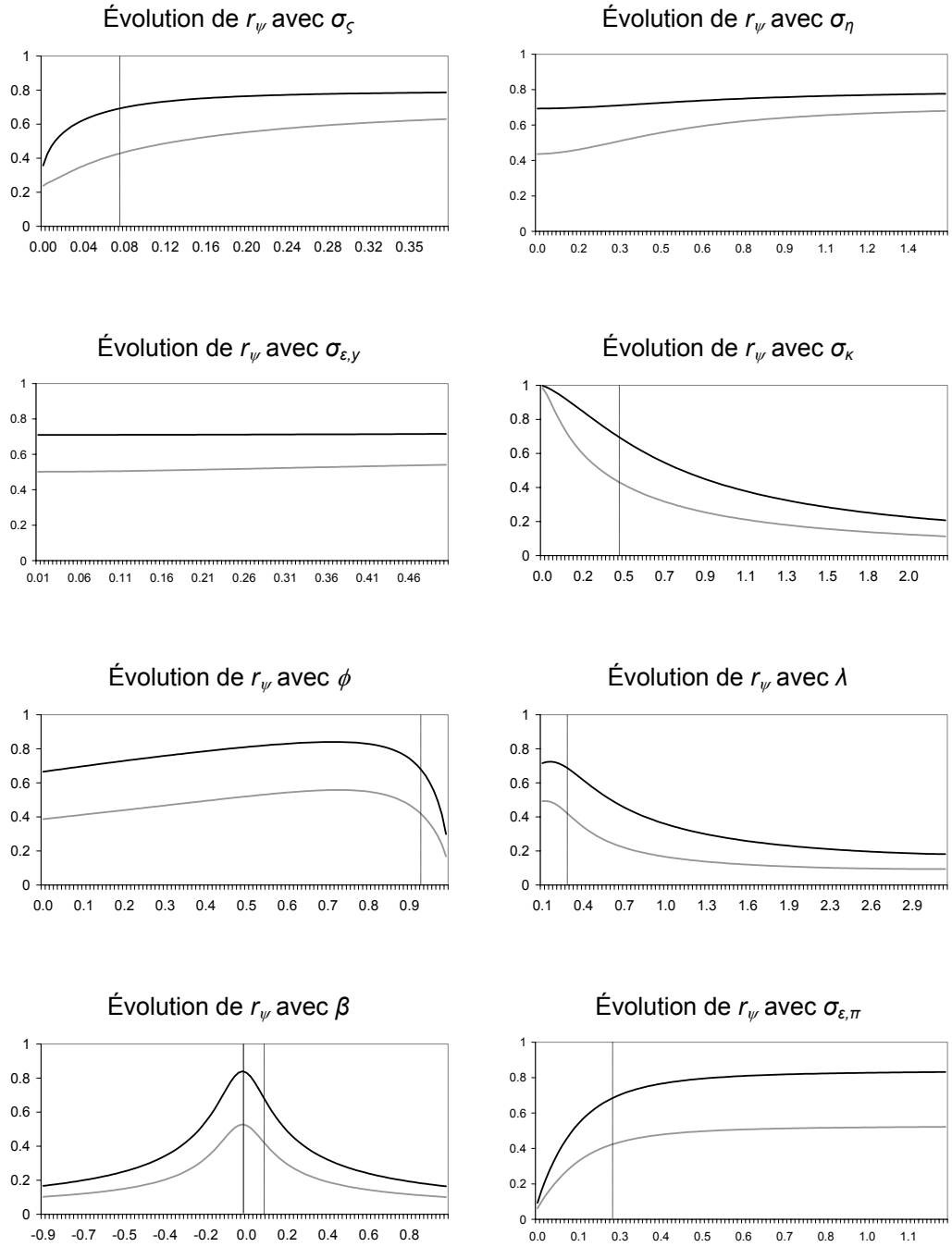
Une analyse unidirectionnelle a également été menée pour l'*incertitude filtrée relative* r_ψ (Figure 2) définie par :

$$\boldsymbol{r}_\psi = \sqrt{1-\phi^2} \cdot \frac{\boldsymbol{s}_\psi}{\sigma_\kappa}$$

L'incertitude filtrée relative r_ψ rapporte l'incertitude filtrée s_ψ à l'écart-type du cycle $\sigma_\psi = \frac{\sigma_\kappa}{\sqrt{1-\phi^2}}$ (cette formule de calcul de l'écart-type du cycle à partir de celui des innovations σ_κ et de l'amortissement ϕ provient de Harvey, 1989). Le niveau de l'incertitude relative r_ψ est plus facile à interpréter : si $r_\psi > 1$, les erreurs de mesure sont en moyenne aussi grandes que l'amplitude du cycle et sa mesure n'est pas satisfaisante.

On remarque d'emblée que l'incertitude relative est bien inférieure à 1 dans l'ensemble des cas de figure. Elle a les mêmes sens de variation que s_ψ pour tous les paramètres, excepté σ_κ et ϕ qui ont un impact sur l'amplitude du cycle. Pour l'écart-type des innovations du cycle (σ_κ), plus les variations du cycle apparaissent marquées relativement à celles de la tendance, plus il devient facile de distinguer des variations significatives du cycle. L'effet du paramètre d'amortissement (ϕ) est plus ambigu avec une incertitude relative maximale pour $\phi = 0{,}72$: au-delà de cette valeur, l'amplitude du cycle croît plus vite que l'incertitude s_ψ.

Figure 2 : Estimations bilatérale et unilatérale de l'incertitude relative r_ψ



Légende : L'estimation bilatérale est reportée en gris et l'estimation unilatérale en noir. Les pointillés indiquent la valeur de référence du paramètre d'abscisse. La valeur de référence de σ_η et $\sigma_{\varepsilon,y}$ est égale à 0.

Source : calculs de l'auteur.

4. Résultats empiriques

Après la description des données utilisées, il convient en premier lieu de décrire les principales propriétés des modèles estimés. Une analyse préliminaire des révisions à l'aide de graphiques permet ensuite d'obtenir une première intuition des principaux résultats. Est également détaillé l'impact de l'équation d'inflation sur l'estimation de l'incertitude dans la zone euro. Puis, l'incertitude entourant l'écart de production de la zone euro dans le modèle M2 est comparée à l'incertitude entourant l'écart de production américain et les résultats comparés sont interprétés à l'aide des conclusions de la partie 3. Enfin, les implications de cette incertitude sur la politique monétaire européenne sont expliquées dans une dernière section.

4.1. Description des données

Les estimations portent sur les données trimestrielles agrégées corrigées des variations saisonnières pour la zone euro et pour les Etats-Unis. Les données proviennent de la base des perspectives économiques de l'OCDE. La période d'estimation couvre les années 1970:1-2005:1. L'inflation est calculée sur la base des indices de prix à la consommation. Les séries de PIB sont considérées en volume. Pour éviter le saut lié à la réunification de l'Allemagne, la série de PIB de la zone euro après 1991 a été chaînée à celle de la zone euro avant 1991 avec Allemagne de l'Ouest. La série de déflateur des importations de la zone euro n'étant disponible dans la base OCDE que jusqu'en 1991, elle provient d'Eurostat à partir de 1991 et a été rétropolée avec la série de l'OCDE avant 1991.

4.2. Description des modèles estimés pour la zone euro

Dans le Tableau 1 sont reportés les paramètres estimés pour les modèles M1 et M2 dans le cas de la zone euro. Les modèles M1 et M2 admettent une tendance lisse et ne présentent pas de composante irrégulière, puisque les innovations du niveau de la tendance et de l'irrégulier ont un écart-type égal à 0. Le modèle M2 possède en plus une équation d'inflation avec un coefficient β significativement positif (0.09) pour l'écart de production, trois retards significatifs pour l'inflation (la somme de leur coefficients étant contrainte égale à 1) et deux retards significatifs pour les prix relatifs. La période du cycle du modèle M2, égale à 6,5 ans ($2\pi/0{,}24$ = 26 trimestres), s'avère plus courte que celle du cycle du modèle M1, égale à 9 ans ($2\pi/0{,}17$ = 37 trimestres). Le paramètre d'amortissement ϕ et

l'écart-type σ_κ des innovations du cycle sont plus faibles pour le modèle M2 (0,92 et 0,44) que pour le modèle M1 (0,96 et 0,47) ; globalement, son amplitude s'avère plus faible pour le modèle M2. Inversement, l'écart-type σ_ζ des innovations sur la pente de la tendance est plus fort pour le modèle M2 que pour le modèle M1 (0,08 contre 0,05). Ces résultats rejoignent ceux de Rünstler (2002) qui trouvait également que l'ajout de l'équation d'inflation réduisait l'amplitude du cycle relativement aux variations de la tendance.

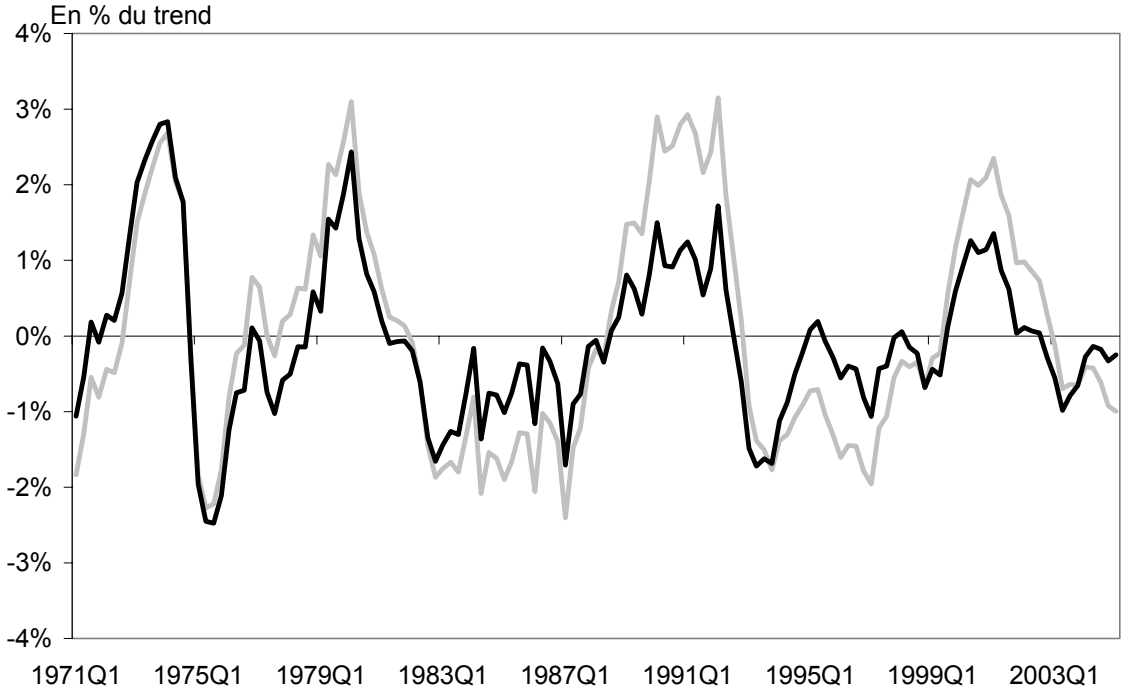
Tableau 1 : Paramètres des modèles (Zone Euro)

	M1	M2
Équation d'inflation		
α_1	–	0.37
		(0.10)
α_2	–	0.44
		(0.09)
γ_1	–	0.07
		(0.01)
γ_2	–	-0.07
		(0.02)
β_1	–	0.09
		(0.03)
$\sigma_{\varepsilon,\pi}$	–	0.24
Tendance		
σ_ς	0.05	0.08
σ_η	–	–
Cycle		
ϕ	0.96	0.92
λ	0.17	0.24
σ_κ	0.47	0.44

Légende: les écart-types des coefficients de l'équation d'inflation sont indiqués entre parenthèses.

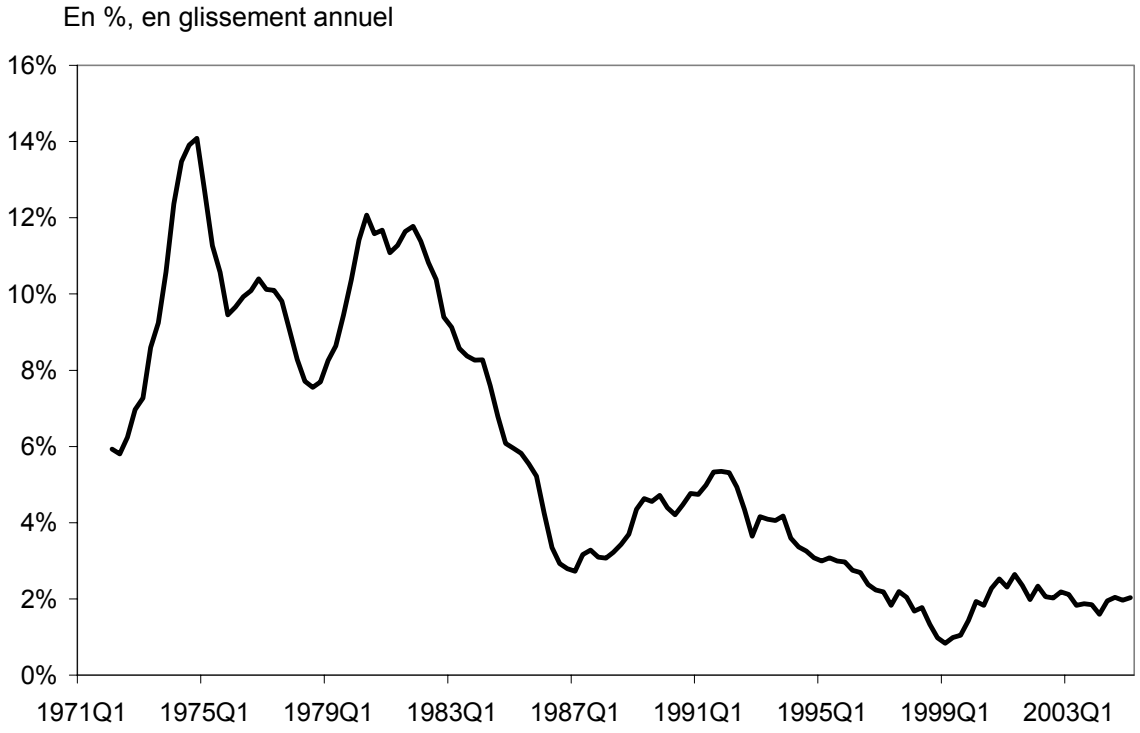
Comme dans d'autres études empiriques sur les méthodes multivariées, il ressort du graphique des estimateurs bilatéraux que l'intégration d'une équation d'inflation peut conduire à modifier sensiblement les évaluations de l'écart de production (Figure 3). Comme cela a été montré précédemment à l'aide des paramètres, les évaluations fournissent en effet dans ce cas des écarts de production et des tendances moins volatils et de période plus courte que dans le cas du modèle univarié M1. Ce phénomène, particulièrement marqué à partir des années 1980, pourrait être lié à la plus faible variance de l'inflation à partir de cette période (Figure 4). Elles font ressortir un excès de demande moins important à la fin des années quatre-vingt, et un excès d'offre moins important au moment de la récession du début des années quatre-vingt dix. Pour la période récente, l'intégration de plusieurs relations économiques conduit à une appréciation de la situation conjoncturelle assez différente de celle produite par le modèle M1. L'estimation fait ainsi ressortir de moindres tensions sur la demande au point haut du cycle de la fin des années 1990. Au premier trimestre 2000, l'écart de production évalué par le modèle M2 se monte à 0,9%, contre 1,6% avec le modèle M1. Plusieurs explications peuvent être avancées. Le modèle tient d'une part compte du fait que la période de forte croissance de la fin des années 1990 s'est produite dans un contexte de décélération de l'inflation (Figure 4). Ces éléments conduisent le filtre à attribuer une part plus importante des fluctuations du PIB à la tendance. Ceci se traduit par une nette accélération de la croissante tendancielle en 1998-1999 : fin 1999, la croissance tendancielle de la zone euro est estimée par le modèle M2 à 2,5% en rythme annuel, contre 2% seulement avec le modèle M1. Mais entre la fin 1999 et la fin 2005, l'utilisation du modèle M2 conduit à un infléchissement plus marqué du rythme de croissance tendancielle, de sorte que le rythme de croissance potentiel à la fin 2002 devient inférieur à celui du modèle M1 (1,2 % contre 1,8 %). Le modèle semble ainsi affaiblir la portée des déséquilibres de courte période.

Figure 3: Comparaison des écarts de production pour la zone euro



Légende : estimateurs bilatéraux pour le modèle M1 en gris et pour le modèle M2 en noir.
Source : OCDE, Eurostat, calculs des auteurs.

Figure 4 : Indice des prix à la consommation dans la zone euro



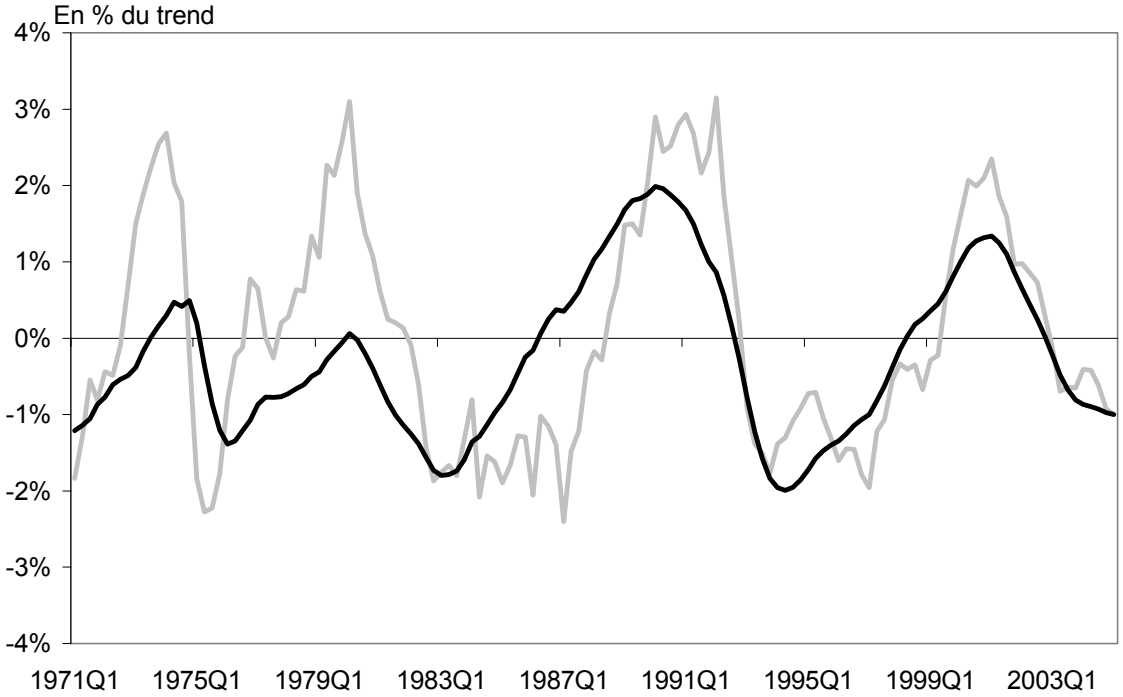
Sources : OCDE.

4.3. Révisions pour l'écart de production dans la zone euro

Pour évaluer la capacité éventuelle du modèle multivarié (M2) à mieux dissocier les chocs d'offre des chocs de demande en fin de période, il est intéressant d'étudier les propriétés de révision des estimations. L'objet de ce chapitre concernant plus particulièrement l'incertitude, il ne s'agit ici que d'une analyse préliminaire des révisions à partir des estimations unilatérale et bilatérale : l'estimation bilatérale incorpore toute l'information disponible ; l'estimation unilatérale n'utilise pas les observations futures et est donc moins précise. Les paramètres ayant préalablement été estimés, l'écart entre les estimations unilatérale et bilatérale, que nous nommerons révision, mesure la difficulté à estimer la production potentielle sans disposer d'observations futures. Elle ne tient donc ni compte des révisions des données (entre comptes provisoires et comptes définitifs) ni de l'instabilité des paramètres (voir Orphanides et van Norden, 2002, pour une analyse plus détaillée des révisions).

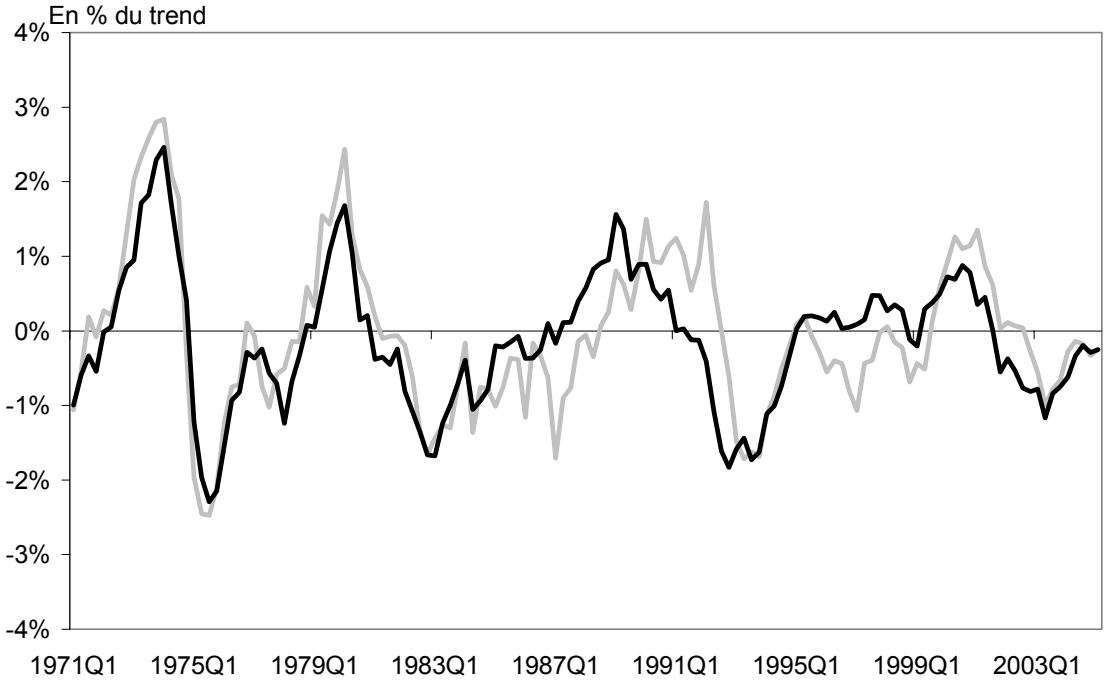
Quelques graphiques (Figure 5 et Figure 6) montrent simplement l'apport fondamental de l'approche multivariée : l'estimation unilatérale du modèle M2 s'avère plus proche de l'estimation bilatérale, que pour le modèle M1. Le modèle bivarié (M2) permet d'améliorer nettement l'estimation unilatérale, relativement à un simple modèle univarié (M1). L'écart-type des révisions représente 53 % de l'amplitude du cycle pour le modèle M2 contre 68 % pour le modèle M1. L'écart est particulièrement frappant dans les années 1970, où le modèle M1 diagnostiquait à tort et de façon permanente un excès d'offre. Ce n'est pas le cas du modèle M2 qui tient compte de l'accélération de l'inflation qui a eu lieu pendant cette période. Ces résultats confirment ceux de Camba-Mendez et Rodriguez-Palenzuela (2003) et Rünstler (2002).

Figure 5 : Estimations de l'écart de production de la zone euro (modèle M1)



Légende : estimations unilatérale en noir et bilatérale en gris.
Sources : OCDE, Eurostat, calculs de l'auteur.

Figure 6 : Estimations de l'écart de production de la zone euro (modèle M2)



Légende : estimations unilatérale en noir et bilatérale en gris.
Source : OCDE, Eurostat, calculs de l'auteur.

4.4. Incertitude autour de l'écart de production dans la zone euro

Les résultats détaillés de ce chapitre concernent l'incertitude entourant l'écart de production. Il est ainsi possible de tirer des variances fournies par le filtre de Kalman des intervalles de confiance, et donc d'évaluer la capacité du modèle multivarié M2 à fournir des évaluations de l'écart de production éventuellement plus précises que le modèle univarié M1. L'évaluation de ce critère est menée pour les estimations unilatérale et bilatérale de l'écart de production. Ce critère consiste donc à évaluer la fiabilité du diagnostic conjoncturel délivré par le filtre, tout particulièrement en fin de période. En suivant Hamilton (1986), l'incertitude se décompose en une incertitude paramétrique et en une incertitude filtrée (c.f. partie 3).

Le Tableau 2 permet tout d'abord de quantifier la précision des estimations discutées précédemment. Un premier groupe d'indicateurs identifie les différentes sources d'incertitude autour des estimations bilatérales : les incertitudes totale, filtrée et paramétrique. Un second groupe reporte les différentes sources d'incertitude autour des estimations unilatérales. Pour chaque modèle, des statistiques de Student sont calculées comme rapport entre l'écart-type de l'écart de production et l'incertitude totale autour de chaque estimation. Elles permettent de tester si un écart de production estimé est en moyenne significativement distinct de zéro : avec un risque de 5%, une telle hypothèse n'est pas rejetée lorsque la statistique de Student dépasse 1,96. Les écart-types des écarts de production sont indiqués en dernière ligne du tableau.

L'analyse des résultats présentés dans le Tableau 2 fait tout d'abord ressortir que l'utilisation du modèle M1 produit des écarts de production généralement significatifs en milieu d'échantillon, c'est-à-dire lorsque l'on dispose d'un recul suffisant (statistique de Student de 2,24 pour les estimations bilatérales). En termes de composition de l'incertitude, l'incertitude totale (0,71) s'explique principalement par l'incertitude filtrée (0,66), l'incertitude paramétrique étant plus faible (0,27). Ce modèle fournit donc des informations utiles sur les différentes phases conjoncturelles qu'a connues la zone euro par le passé.

En revanche, ce tableau confirme le problème majeur de toute méthode univariée : le modèle M1 n'est pas en mesure d'informer les autorités de politique économique en temps réel. Pour l'estimation unilatérale avec le modèle M1, l'incertitude totale (1,32) est plus faible que l'amplitude du cycle (1,60), mais trop importante pour pouvoir conclure avec un

risque de 5% sur le signe de l'écart de production (statistique de Student de 1,22 pour l'estimation unilatérale). Ce problème de fin d'échantillon renvoie à la difficulté de toute méthode univariée à distinguer en temps réel les chocs d'offre des chocs de demande, lorsque la seule différence identifiable entre ces chocs réside dans la durée future de leurs effets.

L'utilisation du modèle M2 conduit à une incertitude légèrement plus faible pour l'estimation bilatérale (0,53 au lieu de 0,71). En ce qui concerne l'estimation unilatérale, l'incertitude est plus nettement réduite (à 0,87 au lieu de 1,32), grâce à l'information supplémentaire fournie par l'équation d'inflation. La réduction d'incertitude n'est cependant pas suffisante pour que l'estimation de l'écart de production dans un modèle M2 soit significative en fin d'échantillon (statistique de Student de 1,30). L'ajout d'information économique supplémentaire (chômage, taux d'utilisation des capacités de production) serait nécessaire pour déboucher sur un diagnostic plus tranché en fin d'échantillon (voir Rünstler, 2002, ou Proietti, Musso et Westermann, 2002).

Tableau 2 : Incertitude autour de l'écart de production des modèles (Zone Euro)

	M1	M2
Estimation bilatérale		
Incertitude totale	**0.71**	**0.53**
	(2.24)	(2.12)
Incertitude filtrée	0.66	0.48
Incertitude paramétrique	0.27	0.24
Estimation en temps réel		
Incertitude totale	**1.32**	**0.87**
	(1.22)	(1.30)
Incertitude filtrée	1.22	0.80
Incertitude paramétrique	0.50	0.35
Ecart-type de l'écart de production	**1.60**	**1.17**

Note : Pour chaque type d'estimation, les statistiques de Student indiquées entre parenthèses rapportent l'écart-type σ_ψ de l'écart de production à l'incertitude totale. En utilisant les paramètres (σ_κ, ϕ) du Tableau 1, σ_ψ est calculé selon la formule $\sigma_\psi = \sigma_\kappa(1-\phi)^{-0,5}$.
Sources : OCDE, Eurostat, calculs de l'auteur.

4.5. Comparaison avec le cas américain

Les principaux résultats établis précédemment avec le modèle bivarié M2 estimé pour la zone euro peuvent être comparés à ceux du même modèle estimé pour les Etats-Unis (Tableau 3). Dans le cas américain, le modèle présente également une tendance lisse dont les innovations ont un écart-type σ_ζ plus faible que pour la zone euro (0,00 au lieu de 0,08) : la tendance est presque linéaire. La composante irrégulière est également contrainte à 0. Le cycle est plus ample avec un facteur d'amortissement ϕ plus fort (0,95 au lieu de 0,92) et un écart-type σ_κ plus fort pour les innovations du cycle (0,68 au lieu de 0,44). D'autre part, l'équation d'inflation s'avère moins bonne : elle n'admet qu'un retard significatif pour l'inflation et pour les prix relatifs ; le coefficient β de l'écart de production est trois fois plus faible (0,03 au lieu de 0,09) sans que cela s'explique par une telle différence d'amplitude ; l'écart-type $\sigma_{\varepsilon,\pi}$ des résidus est plus élevé (0,26 au lieu de 0,24).

Les révisions de l'écart de production américain apparaissent sur la Figure 7 comme la différence entre les estimations bilatérale et unilatérale. Les révisions de l'écart de production sont plus fortes pour le modèle M2 appliqué sur des données américaines que pour celui de la zone euro : le RMSE (la racine de la moyenne des carrés) de ces révisions vaut 0,89, contre 0,60 pour celles de la zone euro. Mais, en raison d'une amplitude plus forte (2,20 au lieu de 1,13), l'écart-type des révisions représente 40 % de l'amplitude du cycle pour le modèle des Etats-Unis contre 53 % pour le modèle de la zone euro.

Le calcul des incertitudes autour de l'écart de production américain dans le modèle M2 confirme ces résultats de l'analyse préliminaire (Tableau 4). Aux Etats-Unis, l'incertitude est suffisamment faible pour que l'estimation de l'écart de production soit significative en milieu comme en fin d'échantillon (statistiques de Student de 4,89 et 2,01). Pour l'estimation bilatérale, l'incertitude totale est nettement plus faible pour les Etats-Unis que pour la zone euro (de 0,45 au lieu de 0,53). Pour les estimations unilatérales, l'incertitude de l'écart de production est plus forte pour les Etats-Unis (1,09 au lieu de 0,87), mais son amplitude est également plus forte (2,20 au lieu de 1,13).

D'après les résultats de la section 3.2, les différences en terme d'incertitude filtrée autour de l'estimation unilatérale devraient s'interpréter à l'aide des paramètres des modèles estimés. Les principaux paramètres semblant jouer dans le sens d'une plus faible incertitude de l'écart de production européen seraient les paramètres affectant à la baisse l'amplitude du cycle, c'est-à-dire le coefficient d'amortissement (ϕ) et l'écart-type des

innovations du cycle (σ_κ). L'incertitude filtrée européenne, égale à 0,80, aurait été de 0,94 avec un même écart-type σ_κ pour les innovations du cycle et de 0,84 avec un même amortissement ϕ.

D'après les résultats de section 3.3, contrairement à l'incertitude s_ψ, l'incertitude filtrée relative r_ψ se réduit avec l'amplitude du cycle (pour de forts ϕ et σ_κ). Elle se réduit aussi quand les variations de la tendance sont moins marquées (pour un faible σ_ζ). Ces éléments se combinent pour expliquer les fortes statistiques de Student[11] obtenues pour les Etats-Unis. Certains facteurs (ϕ et σ_κ) réduisent l'incertitude autour de l'écart de production de la zone euro, relativement au cas américain ; mais, comme ces facteurs diminuent l'amplitude de l'écart de production et que les variations de la tendance (déterminées par l'écart-type σ_ζ) sont moins marquées aux Etats-Unis, l'incertitude relative finit par apparaître plus forte dans la zone euro.

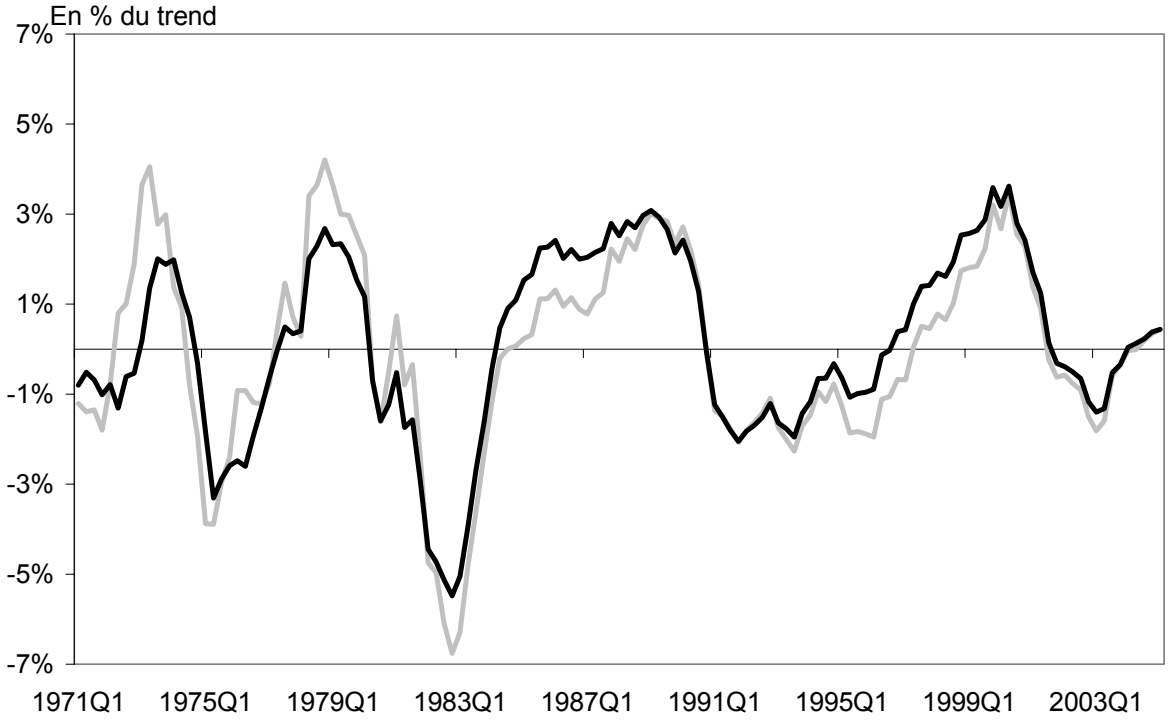
[11] La statistique de Student rapporte l'amplitude à l'incertitude et l'incertitude relative rapporte l'incertitude à l'amplitude. Ces deux concepts sont inverses l'un de l'autre.

Tableau 3 : Paramètres des modèles M2

	Zone Euro	Etats-Unis
Équation d'inflation		
α_1	0.37	0.47
	(0.10)	(0.08)
α_2	0.44	0.16
	(0.09)	(0.10)
γ_1	0.07	0.07
	(0.01)	(0.01)
γ_2	-0.07	–
	(0.02)	–
β_1	0.09	0.03
	(0.03)	(0.01)
$\sigma_{\varepsilon,\pi}$	0.24	0.26
Tendance		
σ_ς	0.08	0.00
σ_η	–	–
Cycle		
ϕ	0.92	0.95
λ	0.24	0.21
σ_κ	0.44	0.68

Note : les écart-types des coefficients de l'équation d'inflation sont indiqués entre parenthèses.
Sources : OCDE, Eurostat, calculs de l'auteur.

Figure 7 : Estimations de l'écart de production aux Etats-Unis (modèle M2)



Légende : estimations unilatérale en noir et bilatérale en gris.
Sources : OCDE, Eurostat, calculs de l'auteur.

Tableau 4 : Incertitude autour de l'écart de production des modèles M2

	Zone Euro	Etats-Unis
Estimation bilatérale		
Incertitude totale	**0.53**	**0.45**
	(2.12)	(4.89)
Incertitude filtrée	0.48	0.42
Incertitude paramétrique	0.24	0.15
Estimation unilatérale		
Incertitude totale	**0.87**	**1.09**
	(1.30)	(2.01)
Incertitude filtrée	0.80	1.04
Incertitude paramétrique	0.35	0.35
Ecart-type de l'écart de production	**1.17**	**2.20**

Note : Pour chaque type d'estimation, les statistiques de Student indiquées entre parenthèses rapportent l'écart-type σ_ψ de l'écart de production à l'incertitude totale. En utilisant les paramètres (σ_κ, ϕ) du Tableau 1, σ_ψ est calculé selon la formule $\sigma_\psi = \sigma_\kappa(1-\phi)^{-0,5}$.
Source : OCDE, Eurostat, calculs de l'auteur.

4.6. Implications pour la politique monétaire

Dans le cas de la zone euro et des Etats-Unis, Peersman et Smets (1999) et Smets (2002) déterminent sous information incomplète les poids optimaux de la règle de Taylor pour l'inflation et pour l'écart de production. Le poids optimal de l'écart de production est plus faible, lorsque l'incertitude qui l'entoure est prise en compte. Si l'écart de production avait été parfaitement connu, le poids optimal serait de 1,6 pour la zone euro et de 2,1 pour les Etats-Unis ; en tenant compte de l'incertitude, le poids ne serait plus que de 1,4 pour la zone euro et de 1,5 pour les Etats-Unis.

En ce qui concerne l'incertitude filtrée, les évaluations proposées dans ce chapitre sont cohérentes avec celles de Smets (2002) pour les Etats-Unis et Peersman et Smets (1999) pour la zone euro. Il est confirmé que l'incertitude serait plus forte autour de l'écart de production américain que de celui de la zone euro et il est montré que cette plus forte incertitude serait principalement expliquée par la plus forte amplitude de l'écart de production américain. Ceci expliquerait que, après prise en compte de l'incertitude, les poids optimaux soient à peu près les mêmes (d'environ 1,5) pour la zone euro et pour les Etats-Unis.

Pourtant, d'après Cherbonnier et Pochon (2004), la politique de la BCE aurait été moins contra-cyclique que celle de la Fed entre 1999 et 2002 : la BCE aurait accordé au cycle un poids de 0,8, contre 1,3 pour la Fed. Ainsi, en tenant compte de l'incertitude qui est plus faible dans la zone euro qu'aux Etats-Unis, la BCE devrait mener une politique monétaire plus contra-cyclique qu'elle ne l'a fait jusqu'à présent et se rapprocher ainsi de la politique menée par la Fed.

5. Conclusion

Ce chapitre s'est intéressé à l'incertitude entourant l'écart de production dans la zone euro. Après avoir décrit comment se mesure l'écart de production et l'incertitude associée dans un modèle à composante inobservable bivarié (PIB, inflation), il est rappelé que la source d'incertitude la plus importante, l'incertitude filtrée, dépend théoriquement des paramètres du modèle, excepté les paramètres des variables exogènes. Ces éléments théoriques fondent la réalisation d'une analyse numérique unidirectionnelle de la dépendance de l'incertitude filtrée aux paramètres du modèle. L'idée selon laquelle une variable très liée à l'écart de production réduit l'incertitude a été confirmée en considérant l'impact des coefficients de l'équation d'inflation. Le second résultat le plus important concerne les écart-types des innovations de la tendance et du cycle : plus l'amplitude de l'écart de production est forte et les variations de la croissance potentielle marquées, plus l'incertitude est forte en valeur absolue. En revanche, l'estimation du cycle s'avère plus significative, lorsque l'amplitude du cycle est plus marquée.

Pour la zone euro, il a été montré que l'intégration d'une équation d'inflation dans le modèle réduit à la fois les révisions et l'incertitude filtrée entourant les estimations de l'écart de production en fin d'échantillon, ce qui est utile dans un contexte d'analyse conjoncturelle. Le modèle bivarié M2 modifie sensiblement le diagnostic conjoncturel pour la zone euro par rapport aux évaluations fournies par le modèle univarié M1. En particulier, les estimations débouchent début 2005 sur un excès d'offre de 0,25 % du PIB avec le modèle M2 contre 1% avec le modèle M1. L'incertitude entourant l'écart de production apparaît plus faible que celle qui entoure l'écart de production américain. Selon les règles optimales de politique monétaire sous information incomplète, la faiblesse de l'incertitude qui entoure l'écart de production de la zone euro ne justifierait pas le comportement peu contra-cyclique de la BCE relativement à celui de la Fed. Mais, comme l'amplitude du cycle européen est également plus faible que celle du cycle américain, ceci n'empêche pas les estimations bilatérale et unilatérale du cycle européen d'être moins significatives que celles du cycle américain, c'est-à-dire d'être entourées d'une plus forte incertitude relative qui handicape la capacité de jugement des autorités européennes sur le niveau de l'écart de production.

Un certain nombre d'améliorations sont envisageables pour de futurs travaux. Il serait notamment possible d'utiliser la méthodologie d'analyse des paramètres déterminant

l'incertitude filtrée avec des modèles moins stylisés pour l'écart de production qui ont été étudiés dans Rünstler (2002) et Proietti (2002) : des modèles multivariés avec inflation, taux de chômage et taux d'utilisation des capacités de production ; des modèles multivariés dans une approche par fonction de production. Par ailleurs, les modèles à composantes inobservables permettent de relâcher l'hypothèse normative d'une indépendance entre innovations du cycle et de la tendance (Morley, Nelson et Zivot, 2003). Selon Proietti (2002), une corrélation non nulle présenterait l'avantage de prendre en compte les effets d'hystérèse agissant sur le marché du travail, mais pourrait accroître les problèmes de révision de l'écart de production. Un autre prolongement consisterait alors à mener avec la même méthodologie une analyse de l'influence de ce paramètre de corrélation sur l'incertitude filtrée.

Annexe : Résultats théoriques sur l'incertitude filtrée

Les trois résultats théoriques suivants concernent l'incertitude filtrée autour de l'estimation unilatérale du vecteur d'état z_t d'un modèle espace-état. Ces résultats proviennent de Harvey (1989). On suppose ici que le modèle espace-état est invariant, c'est-à-dire qu'il possède des matrices de paramètres qui sont constantes au cours du temps

Résultat 1 : à la date t+1, l'incertitude filtrée $\Sigma_{t+1,t+1}$ conditionnée aux observations passées et présente $y_1, \ldots, y_{t+1}$ et l'incertitude $\Sigma_{t,t+1}$ conditionnée uniquement aux observations passées $y_1, \ldots, y_t$ sont déterminées par les équations suivantes :

$$\Sigma_{t+1,t+1} = \Sigma_{t,t+1} - \Sigma_{t,t+1}\boldsymbol{C}'\left(\boldsymbol{C}\Sigma_{t,t+1}\boldsymbol{C}'+\boldsymbol{R}\right)^{-1}\boldsymbol{C}\Sigma_{t,t+1}$$
$$\Sigma_{t,t+1} = \boldsymbol{A}\Sigma_{t-1,t}(\boldsymbol{A}-\boldsymbol{K}_t\boldsymbol{C})'+\boldsymbol{Q}$$
$$\boldsymbol{K}_t = \boldsymbol{A}\Sigma_{t-1,t}\boldsymbol{C}'\left(\boldsymbol{C}\Sigma_{t-1,t}\boldsymbol{C}'+\boldsymbol{R}\right)^{-1}$$

Ces équations reprennent la partie du filtre de Kalman consacrée aux incertitudes. L'incertitude $\Sigma_{t+1,t+1}$ se déduit de l'incertitude $\Sigma_{t,t+1}$ qui est elle-même issue d'une récursion. La matrice K_t est appelée gain de Kalman.

Résultat 2 : Les incertitudes $\Sigma_{t-1,t}$ et $\Sigma_{t,t}$ convergent en décroissant vers les incertitudes limites notées ici $\overline{\Sigma}$ et $\underline{\Sigma}$.

Résultat 3 : Lorsque le modèle espace-état est invariant, les incertitudes $\overline{\Sigma}$ et $\underline{\Sigma}$ sont solutions des équations algébriques de Riccati :

$$\overline{\Sigma} = \boldsymbol{A}\overline{\Sigma}\boldsymbol{A} - \boldsymbol{A}\overline{\Sigma}\boldsymbol{C}'\left(\boldsymbol{C}\overline{\Sigma}\boldsymbol{C}'+\boldsymbol{R}\right)^{-1}\boldsymbol{C}\overline{\Sigma}\boldsymbol{A}'+\boldsymbol{Q}$$
$$\underline{\Sigma} = \overline{\Sigma} - \overline{\Sigma}\boldsymbol{C}'\left(\boldsymbol{C}\overline{\Sigma}\boldsymbol{C}'+\boldsymbol{R}\right)^{-1}\boldsymbol{C}\overline{\Sigma}$$

Les incertitudes $\overline{\Sigma}$ et $\underline{\Sigma}$ ne dépendent donc que des matrices de paramètres A, C, Q, R et pas de la matrice D ni des observations[12] Y_t.

[12] Lorsque les paramètres ne sont pas connus, l'incertitude est calculée avec leur estimateur qui, lui, dépend des observations.

Conclusion générale

La thèse a caractérisé les cycles européens et leur degré de convergence, en développant de nouvelles méthodes économétriques appropriées aux difficultés rencontrées. Nous allons détailler les principales contributions apportées, aussi bien en ce qui concerne les méthodes employées que les résultats obtenus sur les cycles européens. Ces résultats ne présentent pas uniquement un intérêt académique et nous montrerons qu'ils délivrent plusieurs enseignements utiles pour la conduite des politiques économiques. Enfin, nous expliquerons quelles nouvelles questions suscite la thèse et quelles recherches supplémentaires sont envisagées pour la suite.

1. Contributions méthodologiques

1.1. Un nouveau modèle de convergence cyclique

La principale contribution méthodologique de la thèse consiste à proposer un nouveau modèle du processus de convergence entre deux cycles, dénommé Modèle à convergence cyclique stochastique (MCCS, Chapitre III). Ce processus y est caractérisé par deux paramètres évolutifs qui peuvent évoluer au cours du temps comme des marches aléatoires : le décalage de phase entre les cycles et leur corrélation ajustée de ce décalage. Ces paramètres mesurent respectivement la synchronisation des cycles et la symétrie des chocs économiques qui les engendrent. La convergence entre deux cycles suppose une baisse du décalage de phase et une augmentation de la corrélation au cours du temps. Chaque paramètre évolutif peut connaître de façon stochastique des périodes successives de hausse et de baisse : les cycles peuvent successivement converger ou diverger selon chacune des deux dimensions de la convergence. Les propriétés statistiques du modèle sont caractérisées théoriquement en déterminant sa fonction d'auto-covariance ; ceci permet notamment de préciser sous quelles conditions il est possible d'estimer correctement les paramètres d'un modèle MCCS (conditions d'identifiabilité). Le modèle MCCS est non-linéaire en raison de l'évolution du lien entre les cycles et son estimation requiert en conséquence une version étendue du filtre de Kalman. Le modèle MCCS pourrait facilement être étendu dans un cadre multivarié qui comprendrait plus de deux cycles.

Le nouveau modèle MCCS présente l'intérêt par rapport aux modèles MCI existants de prendre explicitement en compte l'évolution des liens entre les cycles. En effet, les

anciennes versions du modèle MCI de Harvey (1985), Harvey et Koopman (1997) et Rünstler (2004) ne permettent pas d'étudier le processus de convergence, même si elles s'avèrent appropriées et cohérentes pour estimer des cycles de croissance de différentes périodes dans un cadre univarié et des cycles communs dans un cadre multivarié (Chapitres I et II). La seule tentative existante pour modéliser une telle dynamique imposait des schémas globaux de convergence (ou de divergence) progressive et n'était pas suffisamment souple pour détecter des mouvements successifs de convergence et de divergence (Koopman et Azevedo, 2004). La connaissance de l'état du processus de convergence cyclique à un instant donné constitue pourtant un critère fondamental pour déterminer si un pays a intérêt à adhérer à une union monétaire.

1.2. Évaluations des erreurs d'estimation

D'autres résultats méthodologiques concernent les erreurs inhérentes à l'estimation des modèles MCI et MCCS. Le Chapitre IV améliore la compréhension de l'incertitude filtrée, la principale source d'erreurs entourant l'estimation du cycle de croissance. Nous estimons le cycle de croissance du PIB dans un modèle MCI qui incorpore éventuellement une équation d'inflation. Cette équation relie l'inflation au cycle, à des anticipations *backward* (définies à partir des valeurs passées de l'inflation) et à des chocs d'offre exogènes. Le cycle et l'incertitude filtrée qui l'entoure sont directement fournis par le filtre de Kalman appliqué au modèle MCI reformulé dans un cadre espace-état (les modèles espace-état et le filtre de Kalman sont présentés dans le chapitre annexe). Jusqu'à présent, la plupart des auteurs considéraient l'incertitude issue du filtre de Kalman, sans s'intéresser à sa relation avec les caractéristiques du cycle. Nous montrons dans ce chapitre comment l'incertitude est complètement déterminée par les paramètres du modèle MCI : elle croît notamment avec l'amplitude du cycle et décroît avec son poids dans l'équation d'inflation.

D'autre part, pour le modèle MCCS de convergence entre deux cycles, les erreurs entourant l'estimation des paramètres évolutifs qui caractérisent la convergence (le décalage de phase et la corrélation ajustée) sont mesurées dans le Chapitre III sur des données simulées avec différents jeux de paramètres. Une telle analyse de sensibilité permet de mettre en évidence certains problèmes liés à l'incorporation du décalage de phase entre deux cycles, qui n'avaient pas été détectés dans les autres articles incorporant ce paramètre dans des modèles MCI multivariés. Si l'estimation permet en général d'expliquer une partie de la variance des paramètres évolutifs, nous montrons que les

erreurs se renforcent, lorsque les paramètres sont fixés près de leurs valeurs limites, définies pour que le décalage de phase soit identifiable : c'est notamment le cas, lorsque les cycles présentent des irrégularités marquées (faible valeur du paramètre d'amortissement), que leur période est élevée (faible valeur du paramètre de fréquence), ou que la valeur initiale de leur corrélation est proche de 0. Par ailleurs, nous retrouvons le problème de sous-estimation de la variance des paramètres évolutifs, qui avait déjà été mise en évidence dans Stock et Watson (1998) pour des régressions à paramètres évolutifs.

2. Contributions empiriques

L'application des modèles MCI et MCCS aux comptes trimestriels de la zone euro livre des enseignements sur le cycle de la zone euro agrégée face au cycle américain, sur les facteurs communs partagés par les cycles nationaux au sein de la zone et sur la nature stochastique de la convergence entre ces cycles.

2.1. La zone euro admet des cycles de longue et de courte périodes

D'abord, selon la décomposition bivariée des PIB de la zone euro et des États-Unis, le cycle global de la zone euro se décompose en un cycle long, dont la période moyenne est de dix ans, et un cycle court, dont la période moyenne est de trois ans (Chapitres I et II). Contrairement au cas américain, le cycle court européen révèle une amplitude suffisante pour que ses retournements fréquents soient visibles sur le graphique du cycle global et ce cycle court pèse particulièrement sur la conjoncture européenne au cours des années 1990. Ces cycles correspondent d'une part aux fluctuations lentes de l'accumulation du capital et d'autre part aux mouvements plus fréquents de stockage/déstockage : les corrélations entre, d'une part, le cycle long et le cycle d'investissement et, d'autre part, le cycle court et le cycle de stock sont respectivement de 94 % et 71 %.

Pour aller au-delà de cette analyse graphique, différents tests ont été réalisés dans le Chapitre II en cherchant à savoir si les cycles sont ou non des artefacts statistiques et s'ils répondent bien à la définition des cycles économiques de Burns et Mitchell (1946). Il est d'abord montré en estimant des intervalles de confiance que les estimations des cycles courts comme des cycles longs s'avèrent statistiquement significatives. De plus, ces cycles stochastiques n'ont pas un comportement dégénéré : ils ne peuvent ni être identifiés à des bruits blancs ni à des cycles déterministes parfaitement sinusoïdaux qui présenteraient tous les trois ans et tous les dix ans des retournements. Ils présentent des oscillations, dont la période est en moyenne de respectivement dix et trois ans. Les cycles estimés, de courte comme de longue période, répondent donc bien à la définition de Burns et Mitchell (1946) du cycle comme une « séquence de changements récurrente sans être périodique ».

Cette décomposition entre cycles de longue et de courte périodes recoupe l'ancienne typologie de Schumpeter entre les cycles dits de Juglar et de Kitchin. Mais, dans la lignée de Burns et Mitchell, la recherche contemporaine considère globalement les cycles économiques, sans distinguer individuellement les cycles de longue et de courte période. A

un niveau global, des résultats connus sont confirmés dans le Chapitre I : les estimations conduisent bien à un cycle globalement moins ample dans la zone euro qu'aux États-Unis et à une croissance tendancielle plus faible à partir du milieu des années 1990. Si l'approche globale semble suffisante aux Etats-Unis en raison du faible poids du cycle court, il nous semble que tel n'est pas le cas dans la zone euro, où celui-ci pèse au contraire particulièrement depuis le début des années 1990 et complique singulièrement la définition de politiques économiques adaptées.

Le Chapitre IV fournit des éléments complémentaires sur l'incertitude qui entoure l'estimation du cycle global de la zone euro agrégée. Si cette estimation est statistiquement significative en milieu d'échantillon, c'est-à-dire lorsque l'on dispose d'un recul suffisant, les erreurs sont trop fortes en fin d'échantillon pour pouvoir dire avec un risque de 5 % si le cycle se trouve au-dessus ou au-dessous de la tendance. L'importance de ces erreurs s'explique plus par la difficulté intrinsèque de distinguer le cycle de la tendance en temps réel, que par les erreurs entourant l'estimation des paramètres. En conséquence, l'estimation du cycle en temps réel est soumise à d'importantes révisions : le diagnostic sur la valeur du cycle à une date donnée peut complètement changer, en obtenant de nouvelles informations au cours du temps. Cette incertitude en fin d'échantillon peut cependant être réduite en ajoutant au modèle une équation d'inflation où interviennent le cycle, les anticipations d'inflation et les prix d'imports relatifs. Rétrospectivement, le cycle du modèle bivarié (PIB, inflation) diffère sensiblement du cycle du modèle univarié du PIB et les révisions sont réduites, ce qui est utile dans un contexte d'analyse conjoncturelle. L'incertitude en fin d'échantillon, dans le modèle bivarié comme dans le modèle univarié, s'avère plus faible pour le cycle de la zone euro que pour le cycle américain. Ceci pourrait être lié à la plus faible amplitude du cycle de la zone euro, relativement à celle du cycle américain.

2.2. Caractérisation des facteurs communs aux cycles nationaux

Mais la dynamique cyclique européenne ne se réduit pas à celle du cycle de la zone euro agrégée et est définie *a priori* par douze conjonctures nationales. D'après les chapitres I et II, on retrouve tout de même au niveau national les propriétés principales du cycle agrégé. Si on excepte l'Espagne et la Finlande, les modèles univariés nationaux montrent la même dualité cycle court / cycle long que le modèle de la zone euro agrégée. Pour chaque pays, ils se rapprochent à nouveau du cycle d'investissement et du cycle des stocks.

Ces cycles nationaux possèdent des caractéristiques similaires aux cycles européens, tout en manifestant des différences sensibles notamment en termes d'amplitude et de décalage de phase. Au niveau global, la corrélation entre chaque cycle national et le cycle européen varie entre 33 % pour la Finlande et 86 % pour l'Allemagne. En ce qui concerne les cycles courts nationaux, ils ne présentent pas tous le même degré de régularité, mais sont généralement synchronisés vis-à-vis du cycle européen.

L'estimation d'un modèle multivarié appliqué aux PIB des dix principaux pays de la zone euro montre que les cycles nationaux sont déterminés par un nombre limité de facteurs. Pour chaque Etat membre, le cycle long est représenté dans le modèle multivarié comme la somme pondérée de trois cycles communs élémentaires (Chapitre I). Il existe un cycle commun qui est engendré par des chocs symétriques à l'ensemble de la zone et qui ressemble fortement au cycle long de la zone euro agrégée : sa corrélation avec le cycle agrégé vaut 83 %. Mais, pour chaque pays, le cycle long combinerait avec des poids spécifiques ce cycle commun avec deux cycles qui proviennent de chocs dont la propagation a des effets opposés selon les pays : l'un oppose les pays d'un groupe "germanique" à ceux d'un groupe "latin" ; l'autre oppose la France et le reste du groupe "latin".

Pour les cycles courts, les résultats du Chapitre II sont assez proches. Ils seraient également déterminés par trois facteurs dans un modèle multivarié : il existe un cycle commun de période égale à 3 ans et corrélé à 71 % avec le cycle court agrégé ; un second cycle pèse surtout sur les cycles courts du groupe "germanique" ; un troisième cycle oppose la France au reste du groupe "latin".

2.3. Dynamique de la convergence cyclique

Dans le Chapitre I, une analyse descriptive des chocs impulsant les cycles longs de la zone euro montre que ces cycles auraient connu au cours des quarante dernières années des périodes successives de convergence et de divergence. Le degré de convergence au sein de la zone euro est mesurée à chaque date à l'aide d'indicateurs *ad hoc* de volatilité calculés sur des fenêtres mobiles. Une convergence accrue des cycles au sein de la zone euro passerait par un poids de plus en plus important des chocs symétriques (une volatilité de plus en plus forte), relativement à ceux des chocs opposés. Les chocs opposés connaissent un mouvement global de baisse depuis les années 1960, mais aussi des résurgences au cours des années 1990, prononcées au moment de la réunification

allemande et plus limitées au moment de la crise asiatique. Quant à la volatilité des chocs symétriques, elle est marquée au moment des deux chocs pétroliers, de nature récessive, ainsi que du contre-choc pétrolier, de nature expansive. Des résultats assez proches sont obtenus en calculant des indices de diffusion à partir des chocs qui impulsent les divers cycles nationaux. Le Chapitre I a ainsi rejeté l'idéalisation d'une convergence cyclique évidente et régulière au sein de la zone euro. Du coup, le repérage en temps réel de possibles divergences cycliques devient une prémisse cruciale pour une coordination budgétaire efficace au sein de l'UEM.

L'application du modèle MCCS à la question de la convergence entre les cycles du Royaume-Uni et de la zone euro conduit à des résultats ambivalents (Chapitre III). D'une part, après avoir connu une avance de plus d'un an et demi au moment de la réunification allemande, le cycle du Royaume-Uni s'est relativement synchronisé avec le cycle allemand : le décalage de phase entre les deux cycles est descendu à deux trimestres en 2003. Mais, d'autre part, la corrélation entre les cycles, ajustée du décalage de phase, se réduit pendant la même période, passant d'environ 90 % en 1990 à 60 % en 2003. Pour analyser en quoi le processus de convergence du Royaume-Uni diffère de celui des pays de la zone euro, une brève comparaison est conduite avec le cas français en prenant le cycle allemand pour référence : le cycle français se serait plus synchronisé avec le cycle allemand que le cycle du Royaume-Uni ; contrairement au cycle du Royaume-Uni, il se serait aussi de plus en plus corrélé avec le cycle allemand au cours des années 1990. Le cycle allemand est pris comme référence à la place du cycle de la zone euro pour éviter de biaiser la comparaison : la convergence plus forte entre le cycle français et celui de la zone euro aurait pu être simplement interprétée comme une conséquence du poids du PIB français dans celui de la zone euro. Du point de vue du critère de convergence cyclique, ces résultats ne plaideraient pas pour une adhésion immédiate du Royaume-Uni à la zone euro. Cependant, l'adhésion à la zone euro impliquerait automatiquement la fixité du taux de change et également un rapprochement des politiques économiques. Ces différents facteurs exogènes étant susceptibles de modifier le processus de convergence, il faudrait les intégrer au modèle pour obtenir des résultats plus conclusifs en ce qui concerne la question de l'adhésion du Royaume-Uni à la zone euro.

Un certain nombre des résultats antérieurs sont ainsi confirmés dans les chapitres I et III : une convergence accrue au sein de la zone euro pendant la période du SME ; des périodes transitoires de divergence au moment de la réunification allemande et de la crise

asiatique ; une avance persistante du cycle du Royaume-Uni associée à une corrélation ajustée élevée. Mais le modèle MCCS fournit en outre de nouveaux résultats sur l'évolution ambivalente de la convergence entre les cycles du Royaume-Uni et de la zone euro au cours des années 1990.

3. Implications pour les politiques économiques

Au-delà du cercle des chercheurs, nous voudrions à présent montrer l'utilité de la thèse pour les décideurs politiques. Il s'agit d'analyser en quoi l'économétrie du cycle européen aide à apprécier l'adéquation des politiques économiques à la conjoncture de la zone euro. L'analyse portera successivement sur la politique monétaire et sur la politique budgétaire au sein de l'UEM, la stabilisation de la conjoncture européenne constituant l'un des objectifs de ces politiques. En revanche, il ne sera pas discuté directement des politiques structurelles qui, par définition, ne se définissent pas à partir de la situation conjoncturelle, même si elles ont des effets de court terme qui doivent être pris en compte dans la définition des politiques conjoncturelles. Cette partie de la conclusion générale doit être comprise comme une contribution supplémentaire qui s'appuie à la fois sur les résultats de la thèse et sur mon expérience d'économiste au sein de l'OFCE.

3.1. Implications pour la politique monétaire

Formellement, la BCE admet pour principal objectif la stabilité des prix et comme objectif secondaire la stabilité de la croissance[1]. Se pose alors la question de la réaction appropriée de la BCE au cycle de la zone euro. *A priori*, cette réaction semble simple : la BCE devrait monter (respectivement baisser) son taux d'intérêt directeur quand le PIB passe au-dessus (respectivement au-dessous) de sa tendance de long terme déclenchant ainsi des tensions inflationnistes (respectivement désinflationnistes). En pratique, son action reçoit généralement trois critiques par rapport à celle de la banque centrale américaine (la Réserve Fédérale, aussi appelé Fed) : elle déclencherait une hausse de taux pour une croissance trop faible ; elle réagirait trop lentement aux évolutions de la conjoncture ; elle ne réagirait enfin pas assez fortement à ces évolutions.

En ce qui concerne la première critique, les chapitres I, II et IV fournissent plusieurs estimations de la croissance tendancielle de la zone euro et des Etats-Unis. Selon ces estimations, la croissance tendancielle européenne serait plus faible que la croissance

[1] D'après le traité instituant la Communauté européenne, « l'objectif principal du Système Européen des Banques Centrales (SEBC) est de maintenir la stabilité des prix » et, « sans préjudice de l'objectif de stabilité des prix, le SEBC apporte son soutien aux politiques économiques générales dans la Communauté, en vue de contribuer à la réalisation des objectifs de la Communauté ». Ces objectifs consistent en un niveau d'emploi élevé et une croissance durable et non inflationniste.

tendancielle américaine. En prenant ces croissances tendancielle pour références, la zone euro entre en phase de reprise pour une croissance plus faible que les Etats-Unis et cette croissance molle peut suffire à faire passer le PIB au-dessus de sa tendance de long terme. Tant que la croissance tendancielle européenne ne rattrape pas celle des Etats-Unis, ceci justifierait que la BCE resserre son taux directeur pour une croissance plus faible que ne le fait la Fed.

En ce qui concerne la rapidité de réaction, il est vrai que, depuis la naissance de l'euro en 1999, la BCE a généralement monté ou baissé ses taux avec un certain retard par rapport à la Fed. Mais ceci ne signifie pas qu'elle ait été plus lente[2] et s'explique plutôt par le retard du cycle de la zone euro sur le cycle américain, qui a été mis en évidence dans le Chapitre I. De plus, le Chapitre II a révélé une autre caractéristique de la conjoncture européenne qui augmente les risques liés à une réaction trop rapide de le BCE à une accélération de la croissance : la conjoncture européenne est particulièrement perturbée par un cycle de courte période, de trois ans en moyenne. Etant donné les délais pour reconnaître le retournement du cycle et pour que l'effet de la politique monétaire se diffuse, la politique monétaire ne peut pas stabiliser correctement le cycle court. Les réactions au retournement du cycle court risqueraient alors d'avoir des effets inadaptés sur le cycle long. En voulant contrer les risques inflationnistes engendrés par une accélération transitoire de la croissance, la BCE pourrait ainsi empêcher une croissance durable. Il conviendrait donc d'établir un cadrage de moyen terme pour évaluer dans quelle phase du cycle long se trouve la zone euro et de ne pas interpréter trop vite une accélération de la croissance comme une reprise du cycle long (ou une décélération de la croissance comme un ralentissement).

Enfin, la question se pose de savoir si la politique menée par la BCE est suffisamment contra-cyclique. Depuis 1999, son action s'est avérée moins contra-cyclique que celle de la Fed, mais peut-être est-ce celle de la Fed qui serait excessive ? Pour répondre à cette question, il faut évaluer le poids que doit prendre le cycle dans la règle de Taylor[3] : plus ce poids est élevé, plus la politique menée est contra-cyclique. Les politiques monétaires ne sont généralement pas aussi contra-cycliques en pratique que le prévoient les

---

[2] Selon Cherbonnier et Pochon (2004), la BCE aurait même réagi plus rapidement que la Fed à la conjoncture (entre 1999 et 2002).

[3] La règle de Taylor permet de déterminer le niveau auquel fixer le taux directeur comme une somme pondérée de l'inflation et du cycle.

règles de politique monétaire optimale en raison de l'incertitude qui entoure le cycle en temps réel. Le Chapitre IV a étudié l'incertitude qui entoure le cycle et a estimé cette incertitude pour la zone euro et pour les Etats-Unis. L'incertitude serait plus forte autour du cycle américain que du cycle européen et il est montré que cette plus forte incertitude serait principalement expliquée par la plus forte amplitude du cycle américain. Ceci expliquerait que, après prise en compte de l'incertitude, les poids optimaux soient à peu près les mêmes pour la zone euro et pour les Etats-Unis et correspondent au poids utilisé en pratique par la Fed. Ainsi, selon les règles de Taylor optimales sous information incomplète, la BCE devrait mener une politique monétaire plus contra-cyclique qu'elle ne l'a fait jusqu'à présent et se rapprocher ainsi de la politique menée par la Fed. Mais il reste plus difficile d'obtenir en temps réel des estimateurs significatifs pour l'écart de production de la zone euro que pour celui des Etats-Unis et ceci peut brouiller la capacité de jugement des autorités européennes.

3.2. Implications pour les politiques budgétaires

L'évaluation des cycles nationaux et l'analyse de leur degré de convergence ne sont pas non plus sans conséquence sur l'appréciation à porter sur le cadre de politique budgétaire retenu pour la zone euro, le Pacte de Stabilité et de Croissance. La nouvelle version du Pacte, adoptée en mars 2005 (encadré), cherche à apprécier l'orientation budgétaire de chaque pays en prenant mieux en compte la position de chaque État membre dans son cycle économique[4]. La complexité de ce texte mérite que nous tentions de l'éclairer à l'aide de l'analyse cyclique développée dans la thèse.

Pour différencier l'application des règles du Pacte en fonction du niveau du potentiel et de la situation conjoncturelle de chaque pays, il est fait référence à de multiples concepts dont la définition et la mesure demeurent assez flous : les "données corrigées des variations conjoncturelles", les pays "à potentiel de croissance élevé", les "périodes de conjoncture favorable" définies à partir de l'écart de la croissance à son potentiel, une possible "période prolongée de croissance très faible par rapport au potentiel de croissance".

---

[4] La réforme cherche également à mieux prendre en compte le type de politique menée. En s'écartant d'une évaluation automatique du niveau des déficits publics nationaux, cette réforme incorpore la dimension politique des choix de politique budgétaire et soulève des questions de répartition des pouvoirs qui sortent du champ de la thèse et ne sont donc pas abordées ici.

Pourtant, un objectif majeur de la réforme consistant à éviter un biais pro-cyclique du Pacte, son efficience repose fondamentalement sur le choix d'une méthode appropriée pour évaluer le potentiel de croissance. Il n'existe en effet pas à l'heure actuelle une méthode reconnue comme la meilleure et les nombreuses méthodes existantes conduisent à un large éventail de valeurs possibles pour le potentiel (Introduction générale). De plus, pour chaque méthode, l'estimation du potentiel s'avère particulièrement délicate en temps réel et peut conduire à de fortes révisions du potentiel estimé (Chapitre IV, dans le cas des modèles MCI). Une sous-évaluation du potentiel conduirait à identifier à tort une période comme favorable et à procéder à un ajustement budgétaire au mauvais moment ; en cas de surévaluation, l'absence de contrainte risquerait d'engendrer un dérapage du déficit public et de la dette publique.

La méthode de la Commission (Denis, Mc Morrow et Röger, 2002) présente l'intérêt de déterminer le taux de chômage d'équilibre à partir d'une méthode multivariée et de limiter ainsi l'incertitude entourant le taux de chômage d'équilibre en fin d'échantillon. Elle présente en revanche l'inconvénient d'exclure *a priori* la possibilité d'un excès durable d'offre ou de demande[5] et de conserver une forte incertitude en fin d'échantillon autour de la productivité globale des facteurs tendancielle (estimée avec un filtre de Hodrick-Prescott).

Enfin, malgré la monnaie unique, les divergences cycliques persistent au sein de la zone (Chapitre I) et conduisent en l'absence d'ajustement des taux de change à des comportements non coopératifs. Ainsi, en recourant à une forme de « TVA sociale »[6], le gouvernement allemand augmente le prix des imports et baisse le prix des exports de son pays ; cette forme de dévaluation permet à l'Allemagne de prendre des parts de marché à ses partenaires, tant que leur gouvernement n'adopte pas la même politique. Pour éviter de tels comportements qui réduisent le pouvoir d'achat des ménages et en conséquence leur consommation, il faudrait mettre en place une coordination des politiques budgétaires nationales ou des règles spécifiques pour chacun des trois groupes de conjonctures identifiés dans le Chapitre I. La règle d'un déficit public maximal de 3% pourrait être

---

[5] L'écart entre les valeurs effective et structurelle du taux de chômage est contraint à avoir une moyenne nulle, ce qui n'est pas le cas avec la méthode de l'OCDE (Richardson *et al.*, 2000).

[6] La « TVA sociale » consiste à augmenter la TVA pour financer les dépenses sociales et à diminuer en contrepartie les cotisations sociales. En Allemagne, le taux de TVA sera augmenté de 3 points en 2007 et la hausse sera compensée pour un tiers par une baisse des cotisations sociales.

globalement respectée au niveau de la zone, mais le déficit pourrait être plus marqué dans les États en période défavorable et plus limité dans les États en période favorable. Les marges de manœuvre prévues selon les phases conjoncturelles devraient donc aussi être définies avec l'objectif de réduire l'hétérogénéité entre les États membres.

ENCADRE : LA REFORME DU PACTE DE STABILITE ET DE CROISSANCE

Le Pacte de Stabilité et de Croissance imposait initialement au déficit public de chaque pays de se situer à moyen terme à l'équilibre (volet préventif) et de ne pas dépasser 3 % du PIB sous peine d'avertissement puis de sanction financière (procédure pour déficit excessif). Sa réforme de mars 2005, décrite dans les conclusions de la présidence du Conseil Européen des 22 et 23 mars 2005, renforce son volet préventif et assouplit la procédure pour déficit excessif.

Dans le volet préventif, l'objectif de moyen terme du solde public se situerait "– en données corrigées des variations conjoncturelles et déduction faite des mesures ponctuelles et temporaires – entre -1 % du PIB pour les pays à faible dette et à potentiel de croissance élevé et l'équilibre ou l'excédent" pour les autres. Pour atteindre cet objectif, les États membres devraient procéder à un ajustement annuel de 0,5 % du PIB par an en périodes de conjoncture favorable (définies comme "les périodes où la production dépasse son niveau potentiel, compte tenu des élasticités des recettes fiscales"). La réforme assouplit la procédure pour déficit excessif en ne pénalisant pas un État dont le "dépassement de la valeur de référence est temporaire et le déficit reste proche de la valeur de référence" en cas de "circonstances exceptionnelles". Alors que les circonstances exceptionnelles, où un déficit public de plus de 3% n'engendre pas de procédure pour déficit excessif, consistait auparavant en une grave récession avec une baisse du PIB de plus de 2 %, ces circonstances consistent à présent en "une période prolongée de croissance très faible par rapport au potentiel de croissance".

Un certain nombre de politiques justifieraient qu'un État dépasse la limite des 3 % de déficit ou qu'il retarde son retour à l'objectif de moyen terme. Un déficit excessif pourrait être justifié par un certain nombre de "facteurs pertinents", notamment les efforts d'investissement public, les politiques visant à encourager la recherche et l'innovation et les contributions financières destinées à réaliser l'unification de l'Europe (ce point concerne principalement la charge financière qui pèse sur le budget allemand, en raison de la réunification). De plus, en période de conjoncture favorable, la trajectoire d'ajustement du déficit à son objectif de moyen terme peut être adaptée en cas de réforme structurelle qui entraîne une détérioration à court terme des finances publiques durant la période de mise en œuvre, mais renforce leur viabilité à long terme.

4. Recherches ultérieures

Les méthodes développées dans la thèse permettront à l'avenir de mener des recherches supplémentaires dans les directions suivantes. L'incertitude entourant l'écart de production pourrait être analysée dans des modèles MCI fondés sur une fonction de production. La plupart des institutions, notamment l'OCDE et la Commission Européenne, préfèrent en effet utiliser ce type d'approche pour modéliser le potentiel de production, afin de pouvoir évaluer des projections de moyen terme du potentiel de production (en utilisant notamment des projections démographiques). Mais leur approche fait pour l'instant l'impasse sur l'évaluation des intervalles de confiance autour des écarts de production estimés.

Il serait également intéressant d'évaluer l'incertitude autour de l'écart de production dans un modèle MCI qui incorporerait une corrélation non nulle entre la tendance et le cycle. Ceci permettrait de tenir compte d'un éventuel effet d'hystérèse sur le marché du travail.

L'analyse dynamique de la convergence cyclique pourrait être étendue dans un modèle MCCS à plus de deux pays. Ceci permettrait de caractériser la convergence globale au sein de la zone euro, en déterminant l'évolution du poids d'un facteur commun aux douze cycles de la zone euro. Par des techniques de simulation (dénommées *importance sampling*), il serait possible d'évaluer l'intervalle de confiance entourant ce poids évolutif.

Les modèles MCCS pourraient également être appliquées aux questions suivantes. Après avoir décrit avec les modèles MCCS les différentes dimensions de la convergence cyclique, il serait intéressant d'analyser rétrospectivement l'impact des différences de politique monétaire sur le processus de convergence. Pour cela, il faudrait estimer chaque cycle national dans le modèle de Gerlach et Smets (1999) qui intègre l'impact du taux d'intérêt réel de court terme dans l'équation du cycle. Des cycles ajustés seraient déterminés dans une variante, où tous les taux d'intérêt nationaux suivraient la même évolution que le taux d'intérêt directeur de la zone de l'époque, le taux d'intérêt allemand. Un modèle MCCS multivarié serait alors appliqué à ces cycles corrigés. On pourrait alors déterminer si les pays de la zone euro auraient plus convergé ou non s'ils avaient suivi la même politique monétaire avant la naissance de l'euro.

Enfin, l'analyse empirique menée pour le Royaume-Uni et la zone euro pourrait être étendue au niveau de l'Union Européenne, pour déterminer s'il existe des comportements

cycliques différenciés entre les Etats membres et non membres de la zone euro. Les modèles MCCS multivariés seraient appliqués aux PIB des vingt-cinq États membres de l'Union Européenne (UE). Il s'agirait alors de voir si les cycles des Etats n'appartenant pas à la zone euro ont plus ou moins convergé vers le cycle commun européen que les cycles des Etats appartenant à la zone euro. Déterminer le degré de convergence entre le cycle de chaque Etat non-membre et celui de la zone euro fournirait des indications sur la pertinence de l'adoption de l'euro par chacun de ces États.

Chapitre annexe :
Introduction aux modèles espace-état
et au filtre de Kalman

1. Introduction

L'émergence des modèles dynamiques à facteurs ou à variables cachées est relativement récente dans la théorie économique. Les modèles dynamiques à facteurs linéaires ou modèles espace-état en constituent une classe particulière. L'étude de systèmes physiques émettant au cours du temps des signaux déterminés par des états internes non observés, a conduit à développer en traitement du signal (une branche des sciences de l'ingénieur) les modèles dits espace-état. De nombreux modèles statistiques peuvent être formulés dans un cadre espace-état : les modèles ARMA, les modèles à composantes inobservables, les modèles à tendance stochastique, les modèles d'indices coïncidents et les modèles linéaires à coefficients aléatoires.

Cette annexe[1] a pour objet de détailler et de rappeler les principaux résultats des modèles espace-état et du filtre de Kalman. Dans un premier temps, ces modèles sont présentés en comparaison des techniques économétriques plus usuelles pour modéliser les séries temporelles. Les méthodes d'estimation de tels modèles sont ensuite expliquées en deux temps : l'estimation des variables cachées d'abord (avec le filtre de Kalman), puis celle des paramètres (avec l'algorithme EM)[2].

[1] Cette annexe est tirée de Lemoine et Pelgrin (2003).

[2] Des présentations plus détaillées des modèles espace-état et des méthodes d'estimation associées sont proposées, en français, dans Gourierroux et Montfort (1990) et, avec des extensions aux cas non-linéaires non gaussiens, dans Durbin et Koopman (2001).

2. Présentation générale des modèles espace-état

Les modèles espace-état intègrent la distinction entre les variables observées (le signal) et les variables cachées (l'état interne). Ils sont constitués :

- d'une ou plusieurs équation(s) de mesure (équation (1) dans l'encadré 1) décrivant la manière dont les variables observées sont générées par les variables cachées et les résidus.
- d'une ou plusieurs équation(s) d'état (équation (2) dans l'encadré 1) décrivant la manière dont les variables cachées sont générées à partir de leur retard et d'innovations.

Les modèles espace-état peuvent s'écrire sous une forme dite développée (encadré 1) qui implique, sous certaines hypothèses, que la variable de mesure s'écrit sous la forme d'une moyenne – mobile. Où réside donc l'intérêt de recourir aux modèles espace-état pour décomposer ou prévoir une série temporelle relativement aux techniques classiques développées par Box et Jenkins (1976) ? D'une part, on s'épargne ici les problèmes de stationnarité[3] et de racine unitaire qui se posent préalablement à l'estimation d'un modèle ARMA. En particulier, les résultats du filtre de Kalman restent valides en présence de séries non-stationnaires. Par ailleurs, ce cadre permet également de relâcher l'hypothèse d'une distribution gaussienne pour les bruits. D'autre part, l'estimation optimale prend en compte l'information disponible à partir de la date initiale t=0, alors que les estimateurs optimaux ARMA prennent en compte l'information à partir de $t=-\infty$. Finalement, les coefficients du modèle peuvent évoluer et ne sont pas obligatoirement considérés comme invariants au cours de la période d'estimation.

Dans leur version élémentaire, les modèles espace-état reposent sur un certain nombre d'hypothèses principales : les équations de mesure et d'état sont linéaires ; les bruits d'observation et d'innovation sont des bruits blancs[4] ; les variables cachées suivent à un instant initial donné une loi gaussienne. A ces dernières, se sont ajoutées des hypothèses secondaires permettant de déterminer la forme canonique (*c.f.* la définition 2 dans

[3] On considère ici la notion de stationnarité au sens faible, c'est-à-dire, pour une série X_t, le cas où l'espérance mathématique $E(X_t)$, la variance $V(X_t)$ et les auto-covariances $Cov(X_t,X_{t+h})$ sont indépendantes du temps.

[4] Un bruit blanc (au sens faible) est un processus aléatoire d'espérance et d'auto-covariances nulles.

l'encadré 1) : l'indépendance entre les bruits d'observation et d'innovation (condition d'inversibilité[5]) et l'indépendance entre la variable cachée initiale et ces bruits (condition de causalité). Toutes ces hypothèses sont destinées à simplifier les procédures d'estimation.

Pour autant, on ne peut pas associer à un processus donné Y_t une unique représentation espace-état. En effet, s'il existe une représentation de vecteur d'état Z_t, on peut formuler facilement une autre représentation $Z_t^* = E_t Z_t$, avec E_t une matrice inversible quelconque. De même, au lieu de modéliser Z_{t+1} dans l'équation d'état, on pourrait sans difficulté adapter l'estimation à modèle d'état de Z_t. Enfin, diverses dimensions du vecteur d'état sont possibles et il convient de rechercher un modèle de dimension minimale (encadré 1), de manière à ne pas alourdir la procédure d'estimation.

[5] La condition d'inversibilité n'est pas nécessaire. Lorsque les innovations de l'état et des observations (ε_t et η_t) sont corrélées, on réécrit le modèle sous forme canonique avec des innovations de l'état notées $\xi_t = \varepsilon_t - S_t R_t^{-1} \eta_t$.

ENCADRE 1 : DEFINITIONS ET NOTATIONS

La terminologie suivante est utilisée :

- Y_t est appelé observation ou variable de mesure ;
- Z_t est la variable d'état à la date t ;
- ε_t est le vecteur des innovations à la date t ;
- η_t est le vecteur des erreurs de mesures à la date t ;
- A_t est la matrice de transition ;
- C_t est la matrice de mesure ;
- $X_{1,t}$, $X_{2,t}$ sont des variables exogènes, prédéterminées ;
- C_tZ_t est le signal à la date *t*.

Soit un processus multidimensionnel Y_t, on appelle ***modèle espace-état*** de ce processus, le système (I) décrit par les équations matricielles (1) et (2) :

$$\begin{cases} Z_{t+1} = A_t Z_t + B_t X_{1,t} + \varepsilon_t & (1) \\ Y_t = C_t Z_t + D_t X_{2,t} + \eta_t & (2) \end{cases} \qquad \text{(I)}$$
$$où \quad \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \sim NID\left(0, \begin{pmatrix} Q_t & S_t \\ S_t^{'} & R_t \end{pmatrix}\right)$$

où les matrices A_t, C_t sont de taille $K \times K$ et $n \times K$, B_t et D_t sont des matrices déterministes de taille $K1 \times K$ et $K2 \times K$ et Z_0 est un vecteur aléatoire de loi $N(m,P)$ indépendant du bruit blanc normal.

Le système (I) peut s'écrire sous la ***forme développée*** suivante :

$$\begin{cases} Z_{t+1} = \prod_{j=0}^{t} A_{t-j} Z_0 + \sum_{j=1}^{t} \left(A_{t-j} \prod_{k=0}^{j-1} B_{t-k} \right) X_{1,t-j} + \sum_{j=1}^{t} \left(\prod_{k=0}^{j-1} A_{t-k} \right) \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t \\ Y_t = C_t \left[\prod_{j=0}^{t} A_{t-j} Z_0 + B_t X_{1,t} + \sum_{j=1}^{t} \left(A_{t-j} \prod_{k=0}^{j-1} B_{t-k} \right) X_{1,t-j} + \sum_{j=1}^{t} \left(\prod_{k=0}^{j-1} A_{t-k} \right) \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t \right] + D_t X_{2,t} + \eta_t \end{cases}$$

Les variables d'état et de mesure s'écrivent donc en fonction de la variable d'état initiale, du passé des erreurs de mesure et des innovations ainsi que des variables exogènes. Cette forme est particulièrement utile lorsqu'on s'intéresse à l'estimateur des moindres carrés généralisés du vecteur d'état ou à l'initialisation du filtre de Kalman.

Le système (I) est dit sous ***forme canonique*** si et seulement si :

$$E(\varepsilon_t \eta_s) = E(\varepsilon_t Z_0) = E(\eta_t Z_0) = 0 \qquad \forall t,s=1,...,T$$

Le modèle espace-état est alors dit ***causal*** et ***inversible.***

On appelle ***dimension minimale*** d'un système admettant une représentation espace-état, la plus petite dimension possible du vecteur d'état, K^*. En particulier, la représentation est dite minimale si A_t est de taille $(K^* \times K^*)$.

Enfin, le modèle espace-état (I) est dit ***invariant par rapport au temps*** si les matrices A_t, B_t, C_t et D_t ne dépendent pas de *t*.

3. Estimation des variables d'état par le filtre de Kalman

Afin de simplifier l'analyse, les paramètres[6] définissant le modèle espace-état sont supposés connus et le modèle est supposé dépourvu de variables exogènes. La question consiste alors à estimer à chaque instant t les variables cachées (le vecteur d'état) conditionnellement aux variables observées jusqu'à la date t (le vecteur de mesure).

3.1. Présentation de l'algorithme

Pour calculer des estimations filtrées du vecteur d'état, l'algorithme optimal[7], appelé filtre de Kalman, est utilisée. L'algorithme est structuré en deux étapes reprises d'itération en itération. Les deux premières équations (1) et (2) sont des équations de "mises à jour des mesures" (actualisation) et les deux suivantes (3) et (4) de "mise à jour du temps" (prévision). La première étape concerne les lois de probabilité *a posteriori* qui tiennent compte de l'information à la date t. La seconde étape, à la différence de la première, ne dépend pas des observations à la date t : le calcul peut être fait "hors-ligne", c'est-à-dire sans utiliser les signaux Y_t. Enfin, la dernière équation (5) actualise la matrice de gain[8] K_t qui intervient dans les équations précédentes. Chaque itération se résume par les cinq équations suivantes:

$$\boldsymbol{Z}^*_{t,t} = \boldsymbol{Z}^*_{t-1,t} + \boldsymbol{K}_t\left(\boldsymbol{Y}_t - \boldsymbol{C}_t\boldsymbol{Z}^*_{t-1,t}\right) \tag{1}$$

$$\Sigma_{t,t} = (I - K_t C_t)\Sigma_{t-1,t} \tag{2}$$

$$Z^*_{t,t+1} = A_t Z^*_{t,t} \tag{3}$$

$$\Sigma_{t,t+1} = A_t \Sigma_{t,t} A_t^{'} + Q_t \tag{4}$$

---

[6] Il s'agit ici principalement des matrices A_t, C_t, R_t, Q_t, P et du vecteur m. Pour simplifier, on écarte ici le cas des variables exogènes, ce qui revient à supposer que B_t et D_t sont nulles.

[7] Sous le terme « meilleure approximation » ou « optimal », on pense ici deux critères d'optimalité qui s'avèrent être équivalents dans le cas gaussien : la maximisation de la vraisemblance du vecteur d'état conditionnellement au vecteur de mesure ou la minimisation des carrés des erreurs réalisées sur le vecteur d'état. Dans le cas non-gaussien, le filtre de Kalman reste uniquement optimal parmi les estimateurs linéaires.

$$K_t = \Sigma_{t-1,t} C_t^{'} (C_t \Sigma_{t-1,t} C_t^{'} + R_t)^{-1} \tag{5}$$

et par l'initialisation : $Z^*_{-1,0} = m, \Sigma_{-1,0} = P$

où- $Z^*_{t,t}$ est l'estimation courante du vecteur d'état ;

- $\Sigma_{t,t}$=V($Z_{t,t}$ -$Z^*_{t,t}$) est l'erreur quadratique moyenne sur Z_t ;
- $Z^*_{t\text{-}1,t}$ est la prévision du vecteur d'état faite à la date t-1 ;
- $\Sigma_{t\text{-}1,t}$ =V($Z_{t\text{-}1,t}$ -$Z^*_{t\text{-}1,t}$) est l'erreur quadratique moyenne de prévision correspondante;
- K_t est la matrice de gain de Kalman qui sera définie dans l'algorithme qui suit.

L'équation (1) calcule l'estimation courante du vecteur d'état $Z^*_{t,t}$ comme la somme pondérée de la prévision à la date t-1 du vecteur d'état Z_t et de l'erreur de prévision calculée à partir de la dernière valeur observée Y_t. La pondération K_t, appelée matrice de gain, est actualisée à chaque itération par l'équation (5). L'équation (3) permet de calculer la prévision de Z_t à la date t+1, $Z^*_{t,t+1}$, comme la projection de $Z_{t,t+1}$ sur son passé (passé synthétisé par $Z_{t,t}$).

Les équations (2) et (4) sur les matrices de covariance sont appelées "équations de Riccati". Ces équations permettent de calculer la suite des gains de Kalman K_t et ce calcul peut être fait "hors-ligne". La matrice de covariance *a posteriori* $\Sigma_{t,t}$ connaît généralement un gain en précision par rapport à la matrice de covariance *a priori* $\Sigma_{t\text{-}1,t}$ grâce au terme $K_tC_t\Sigma_{t\text{-}1,t}$ (équation (2)). La matrice de covariance *a priori* en t+1, $\Sigma_{t,t+1}$, prend en compte les erreurs liées aux innovations de l'état avec la matrice Q_t, mais est aussi augmentée d'un terme $A_t\Sigma_{t,t}A'_t$ associé aux erreurs sur l'état à la date t (équation (4)). Lorsque les variables d'état sont stationnaires, la covariance prévue $\Sigma_{t,t+1}$ qui part d'une incertitude *a priori P*, tend vers une constante Σ_∞ (voir Harvey, 1989). Après une période transitoire, les intervalles de confiance entourant des variables cachées stationnaires ont donc une largeur à peu près constante.

---

[8] La matrice K_t est dénommée matrice de gain car, comme cela sera expliqué plus loin, sa prise en compte dans l'équation (2) engendre un gain en précision de l'estimation $Z^*_{t,t}$ de la variable cachée, relativement à $Z^*_{t\text{-}1,t}$.

3.2. Extension à d'autres modes d'estimation

L'estimation du vecteur d'état envisagée jusqu'ici est une estimation filtrée et se distingue des estimations lissées ou prévues :

- le filtrage consiste à rechercher la meilleure approximation de l'état Z_t sachant les observations présentes et passées Y_0, ..., Y_t
- la prévision consiste à rechercher la meilleure approximation de l'état Z_t sachant des observations passées Y_0, ..., Y_{t-h}
- le lissage consiste à rechercher la meilleure approximation de l'état Z_t sachant les observations passées, présentes et future Y_0,...,Y_T

Les problèmes de prévision et de lissage se traitent ainsi à partir de simples extensions de l'algorithme de filtrage présenté précédemment.

3.3. Interprétations graphiques du filtre de Kalman

Si le filtre de Kalman vise d'abord à estimer la variable cachée Z_t, il permet également de réaliser une prévision de Y_t, connaissant son passé. Il suffit pour cela de calculer $Y^*_{t-1,t} = C_t Z^*_{t-1,t}$. En raisonnant sur la variable d'observation, le filtre calcule en fait une prévision $Y^*_{t-1,t}$ qui est ensuite corrigée par comparaison avec la mesure réelle Y_t. Le filtre fait donc dévier progressivement la trajectoire théorique $Y^*_{t-1,t}$ (engendrée par les conditions initiales et l'équation d'état) vers la trajectoire réelle Y_t, comme le montre la Figure 1. En raisonnant sur l'état Z_t, son estimation actualisée $Z^*_{t,t}$ est décomposable entre la prévision $Z^*_{t-1,t}$ et un terme correctif proportionnel à l'erreur relative aux dernières observations Y_t.

Une seconde représentation du filtre de Kalman consiste à utiliser des propriétés élémentaires de l'algèbre linéaire. Rechercher $Z^*_{t,t} = \mathrm{E}(Z_t|Y_{1:t})$ revient en effet à projeter Z_t sur l'espace engendré par Y_1, …, Y_t. Or cet espace peut se décomposer en l'espace des valeurs observées par le passé (engendré par Y_1, …, Y_{t-1}) et celui de l'innovation v_t (égale à Y_t-$C_t Z^*_{t-1,t}$). En projetant Z_t sur ces deux sous-espaces, on obtient par définition $Z^*_{t-1,t}$ et $\mathrm{E}(Z_t|v_t)$. On peut alors montrer que $\mathrm{E}(Z_t|v_t)$ peut se réécrire $K_t v_t$ avec la matrice de gain calculée dans l'équation (5). L'équation (1) exprime alors la projection recherchée comme la somme des projections sur chaque sous-espace (Figure 2).

Figure 1 : Trajectoire théorique et trajectoire réelle

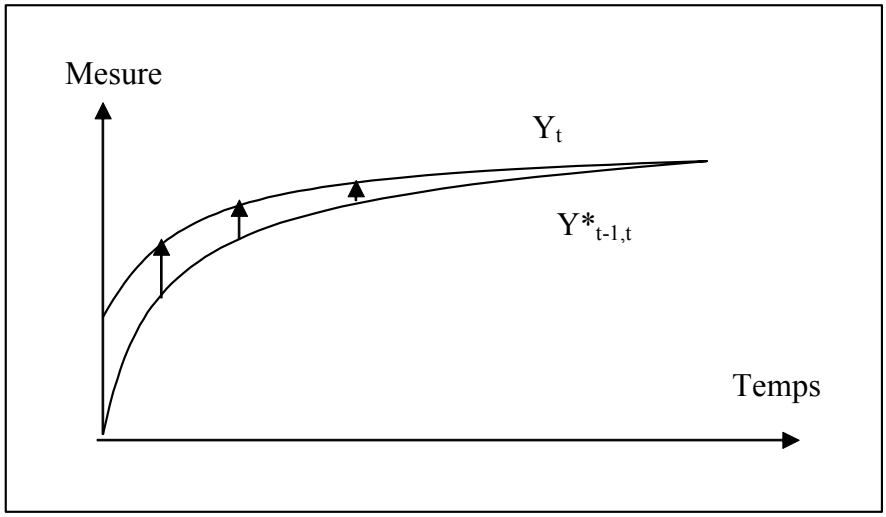
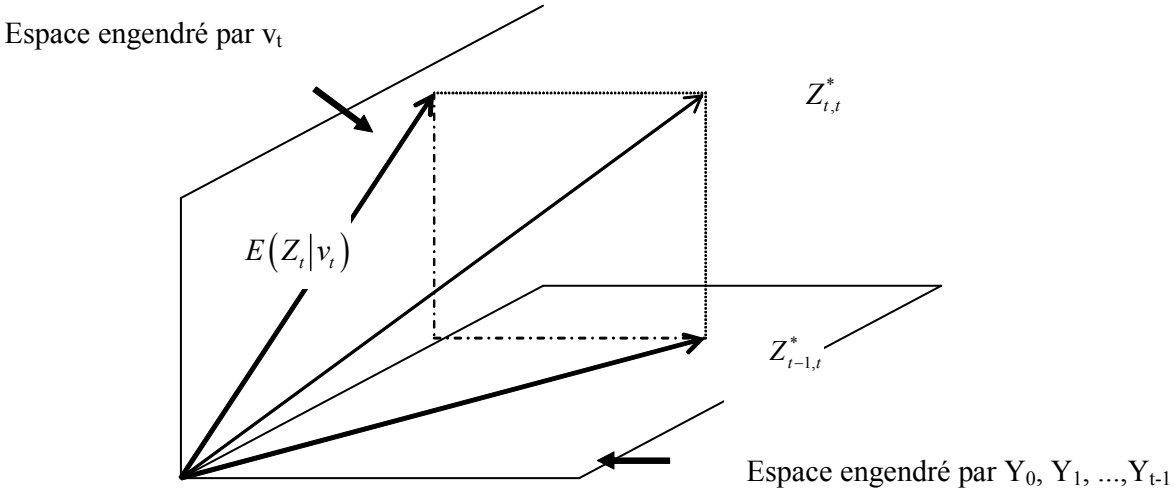


Figure 2 : Projection du vecteur $Z^*_{t,t}$



4. Estimation des paramètres par l'algorithme EM

Dans la partie précédente, les matrices A_t, C_t, Q_t, R_t, P ainsi que le vecteur m étaient supposés connus. En pratique, ces matrices sont inconnues et doivent être estimées. L'algorithme EM est couramment utilisé pour déterminer les Estimateurs du Maximum de Vraisemblance (EMV) des paramètres d'un modèle espace-état. Cet algorithme itératif a le mérite d'être simple, même s'il est relativement lent à converger par rapport à des algorithmes plus sophistiqués. Il a été introduit par Dempster *et al.* (1977) pour estimer le maximum de vraisemblance de modèles stochastiques à variables cachées.

Pour procéder à une estimation par maximum de vraisemblance des paramètres d'un modèle espace-état, il est nécessaire d'avoir l'expression de la fonction de vraisemblance. Pour chaque jeu de paramètres θ, la log-vraisemblance associée à un échantillon $Y_1,...,Y_T$ d'un modèle espace-état s'exprime à partir des valeurs prévues de l'état $Z^*_{t\text{-}1,t}$ et des matrices de covariance associées $\Sigma_{t\text{-}1,t}$:

$$\ln l\left(Y_{0:T};\theta\right) = cte - \frac{1}{2}\sum_{t=0}^{T}\ln\det M_{t-1,t}(\theta) - \frac{1}{2}\sum_{t=0}^{T}\tilde{Y}'_{t-1,t}(\theta)M^{-1}_{t-1,t}(\theta)\tilde{Y}_{t-1,t}(\theta)$$

avec $$\tilde{Y}_{t-1,t}(\theta) = Y_t - C_t Z^*_{t-1,t}$$

et $$M_{t-1,t}(\theta) = C_t \Sigma_{t-1,t} C'_t + R_t$$

L'algorithme EM est alors un algorithme itératif qui génère une séquence d'estimations $(\theta_i)_{i=1,2,...}$ à partir d'une condition initiale θ_0. Chaque itération se décompose en deux étapes qui s'écrivent :

- Etape E : ln $l(Y_{0:T}\,;\,\theta)$ se déduit de $Z^*_{t\text{-}1,t}(\theta_i)$ et de $\Sigma_{t\text{-}1,t}(\theta_i)$, calculés par un filtre de Kalman.
- Etape M : la maximisation de ln $l(Y_{0:T};\theta)$ par rapport à θ conduit à θ_{i+1}.

La première étape E (*Expectation*) calcule une vraisemblance à partir de la formule précédente sur la vraisemblance d'un modèle espace-état. Ces formules mobilisent en particulier l'application d'un filtre de Kalman pour connaître l'espérance conditionnelle de l'état $Z^*_{t\text{-}1,t}$ et de sa covariance $\Sigma_{t\text{-}1,t}$ à paramètres θ_i et observations $Y_{0:T}$ fixés. La seconde étape M (*Maximisation*), consiste à rechercher un jeu de paramètres maximisant la vraisemblance estimée dans l'étape E. Cette maximisation peut-être analytique ou numérique selon la complexité du problème. Après un cycle « Etape E / Etape M », on

obtient θ_{i+1} et on peut montrer que $L(Y_t|\theta_{i+1})>L(Y_t|\theta_i)$. En itérant ces étapes E et M, les paramètres estimés par l'algorithme convergent généralement vers le maximum de vraisemblance.

Remarque : dans de nombreux cas, la vraisemblance possède malheureusement des maxima locaux dans lesquels l'algorithme peut être piégé. Dans ce cas, il est préférable de fournir à l'algorithme des paramètres initiaux relativement proches du maximum global.

Références bibliographiques

ANGELONI I. et L. DEDOLA, 1999, "From the ERM to the euro: new evidence on economic and policy convergence among EU countries", *working paper*, n° 4, BCE.

ARTIS M., H. KROLZIG et J. TORO, 2002, "The European business cycle", *working paper*, n° 2242, CEPR.

ARTIS M. et W. ZHANG, 1997, "International business cycles and the ERM: is there a European business cycle ?", *International Journal of Finance and Economics*, vol. 2, p. 1-16.

BARREL R. et M. WEALE, 2003, "Designing and choosing macroeconomic frameworks", *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 19, n° 1.

BAXTER M. et R.G. KING, 1999, "Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 8, n° 4, p. 575-593.

BELO F., 2001, "Some facts about the cyclical convergence in the euro zone", *working paper*, n° 7-01, Banco de Portugal.

BENTOGLIO G., M. LEMOINE et J. FAYOLLE, 2001, "Unité et pluralité du cycle européen", *Revue de l'OFCE*, n° 78.

BENTOGLIO G., M. LEMOINE et J. FAYOLLE, 2002, "La croissance européenne perturbée par un cycle de courte période", *Économie et Statistique*, n° 359-360.

BLACKBURN K. et M.O. RAVN, 1992, "Business Cycles in the United Kingdom: Facts and Fictions", *Economica*, vol. 59, n° 236, November.

BLANCHARD O.J. and D. QUAH, 1989, "The Dynamic Effect of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, vol. 79, p. 655-73.

BOONE L., 1997, "Symétrie des chocs en Union Européenne : une analyse dynamique", *Économie Internationale*, vol. 70.

BORDO M. et T. HELBLING, 2003, "Have national business cycles become more synchronised ?", *working paper*, n° 10130, NBER.

BOX G.E.P. et G.M. JENKINS, 1976, *Times Series Analysis: Forecasting and Control*, San Francisco, CA: Holden-Day.

BURNS A. et W. MITCHELL, 1946, "Measuring business cycles", *working paper*, NBER.

CAMBA-MENDEZ G. et D. RODRIGUEZ-PALENZUELA, 2003, "Assessment criteria for output gap estimates", *Economic Modelling*, vol. 20(3), p. 529-562.

CANOVA F., 1998, "Detrending and business cycle facts", *Journal of Monetary Economics*, vol. 41, p. 475-512.

CHAGNY O. et J. DÖPKE, 2001, "Measures of the Output Gap in the Euro-zone: an Empirical Assessment of Selected Methods", *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung*, No 70.

CHAGNY O. et M. LEMOINE, 2003, "Écart de production dans la zone euro, une estimation par le filtre de Hodrick-Prescott multivarié", *Revue de l'OFCE*, n° 86.

CHAGNY O., M. LEMOINE et F. PELGRIN, 2004, "An assessment of multivariate output gap estimates in the euro area", *Working papers and studies*, Eurostat.

CHERBONNIER F. et F. POCHON, 2004, "Une comparaison du comportement récent de la Réserve Fédérale et de la Banque Centrale Européenne", *Analyses Economiques*, Direction de la Prévision, No 24.

CHOW G.C., 1975, *Analysis and Control of Dynamic Economic Systems*, John Wiley and Sons, New York.

CLARK P.K.**,** 1987, "The Cyclical Component of U.S. Economic Activity", *The Quarterly Journal of Economics,* November.

COGLEY T et J.M.. NASON, 1995, "Effects of the HP filter on trend and difference stationary time series. Implications for business cycle research", *Journal of Economic Dynamics and Control*, No 19, p. 253-78.

COMMISSION EUROPÉENNE, 2005, "Growth differences in the euro area", *Quarterly Report on the Euro area*, vol. 4, No 2.

COOLEY T. et E. PRESCOTT, 1976, "Estimation in the presence of stochastic parameter variation", *Econometrica*, vol. 44(1), p. 167-184.

COTIS J.-P., J. ELMESKOV et A. MOUROUGANE (2005), "Estimates of potential output: benefits and pitfalls from a policy perspective", in L Reichlin (ed.), *Euro area business cycle: stylized facts and measurement issues*, CEPR, London.

DE GRAUWE P., 1999, *Économie de l'intégration monétaire européenne,* De Boeck Université.

DE MASI P., 1997, "IMF estimates of Potential Output : Theory and Practice", *Staff Studies for the World Economic Outlook*.

DENIS C., K. MC MORROW and W. RÖGER, 2002 : "Potential Output : measurement methods, new economy influences and scenarios for 2001-2010", *European Commission Economic Papers*, No 176.

DEMPSTER A.P., N.M. LAIRD et D.B. RUBIN, 1977, "Maximum Likelihood for incomplete data via the EM algorithm", *Journal of the Royal Statistical Society*, Series B, vol. 39, pp. 1-38.

DIEBOLD F.X. et G.D. RUDEBUSCH, 1999, *Business Cycles, Durations, Dynamics and Forecasting* , Princeton University Press.

DURBIN J. et S.J. KOOPMAN, 2001, *Time Series Analysis by State Space Methods*, Oxford University Press.

EHRMANN M. et F. SMETS, 2001, "Uncertain potential output: implications for monetary policy", *European Central Bank Working Paper,* No 59.

ENGLE R., 2002, "Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 20(3), p. 339-350.

ENGLE R. et S. KOZICKI, 1993, "Testing for common features", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 11(4).

FAUST J., J.H. ROGERS et J.H. WRIGHT, 2001, "An empirical comparison of Bundesbank and ECB monetary policy rules", Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance, *Discussion Papers* n°705.

FAYOLLE J. et A. MATHIS, 1993, "Tendances et cycles stylisés dans les pays du G7: une approche stochastique", *Revue de l'OFCE***,** n°47, Octobre.

FAYOLLE J. et A. MATHIS, 1994, "Business Cycles and Interest Rate Spread in the U.S., Europe and Japan: A Stochastic Approach"*, Document de travail de l'OFCE*, n°94-04, Septembre.

FAYOLLE J., P.E. MICOLET, et L. TREQUATTRINI, 1999, "Long and Short Growth Trend and Cycles : an Application of Multivariate Structural Time Series Models to Five Countries", *Document de travail de l'OFCE*, n°99-04, Octobre.

FITOUSSI J.-P. et J. LE CACHEUX, 2005, *L'Etat de l'Union Européenne*, Fayard/Presses de Sciences Po.

FORNI M. et L. REICHLIN, 2001, "Federal policies and local economies : Europe and the US", *European Economic Review*, n°45, January.

FRANKEL J. and ROSE, A.K. (1998), "The endogeneity of the optimum currency area criteria", *Economic Journal*, July, 108 (449), p. 1009-1025.

FRISCH R., 1933, "Propagation and Impulse Problems in Dynamic Theory", *in Essays in Honor of Gustav Cassel*, George Allen and Unwin, London.

GERLACH & SMETS (1999), "Output Gaps and the Monetary Policy in the EMU area", *European Economic Review*, No 43, p. 205-244.

GIANNONNE D. et L. REICHLIN, 2005, "Euro Area and US Recessions, 1970-2003", in L. Reichlin (ed.), *Euro Area Business Cycle: Stylized Facts and Measurement Issues*, CEPR, London.

GIORNO C., P. RICHARDSON, D. ROSEVEARE et P. VAN DEN NOORD, 1995, "Estimating potential output, output gaps and structural budget balances", *Economics Department Working Papers*, No 152, OECD.

GORDON R.J., 1997, "The Time Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy" *Journal of Economic Perspectives* , Vol. 11.

GOURRIERROUX C. et A. MONTFORT, 1990, *Séries temporelles et modèles dynamiques*, Economica.

HALLET A. et C. RICHTER, 2004, "A time-frequency analysis of the US business cycle and the European business cycle", *Discussion Paper series*, n° 4751, CEPR.

HAMILTON J.D., 1986, "A Standard Error for the Estimated State Vector of a State-Space Model", *Journal of Econometrics*, vol. 33, p. 387-397.

HAMILTON J.D., 1989, "A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 3(3), P. 357-384.

HARVEY A.C., 1985, "Trend and cycles in macroeconomic time series", *Journal of Business and Economic Statistics*, No. 3.

HARVEY A.C., 1989, *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.

HARVEY A.C., 2001, "Testing in Unobserved Component Models", *Journal of Forecasting*, vol. 20(1), p. 1-19.

HARVEY A.C., 2004, "Tests for cycles", in A.C. Harvey, S.J. Koopman et N. Shepard, *State space and unobserved components models: theory and applications*, p. 102-120, Cambridge University Press.

HARVEY, A.C. et A. JAEGER, 1993, "Detrending, Stylised Facts and the Business Cycle", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 8.

HARVEY A.C et S.J. KOOPMAN, 1997, "Multivariate structural time series models", in C. Heij, H. Schumacher, B. Hanzon et C. Praagman, *Systematic Dynamics in Economic and Financial Models*, p. 269-298, John Wiley and Sons (Chichester).

HARVEY A.C. et J. NYBLOM, 2001, "Testing against smooth stochastic trends", *Journal of Applied Econometrics*, No 16, p. 415-429.

HARVEY A.C., E. RUIZ et N. SHEPARD, 1994, "Multivariate Stochastic Variance Models", *The Review of Economic Studies*, vol. 61(2).

HARVEY A.C. et T. TRIMBUR, 2003, "General model-based filters for extracting cycles and trends in economic time series", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 85(2), p. 244-255.

HM TREASURY, 2003, "UK Membership of the single currency: An assessment of the five economic tests", rapport présenté au Parlement par le Chancelier de l'Echiquier.

HODRICK R.J. et E.C. PRESCOTT, 1997, "Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 29-1, pp. 1-16.

IACOBUCCI A. et A. NOULLEZ, 2005, "A frequency-selective filter for short-length time series", *Computational Economics*, vol. 25(1), p. 75-102.

KALMAN, R.E., 1960, "A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems", *Journal of Basic Engineering, Transactions of the ASME*, Vol. 82, Series D.

KOOPMAN S.J. et J.V. AZEVEDO, 2004, "Measuring synchronisation and convergence of business cycles", *Discussion paper*, Tinbergen Institute.

KOOPMAN S.J., A.C. HARVEY, J.A. DOORNIK et N. SHEPHARD, 2000, *Stamp Structural Time Series Analyser*, Modeller and Predictor, Timberlake Consultants, Londres.

KOSE M., E. PRASAD et M. TERRONES, 2003, "How does globalization affect the synchronisation of business cycles", *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol. 93, issue 2, p. 57-62.

KUTTNER K.N., 1994, "Estimating Potential Output Gap as a Latent Variable", *Journal of Business and Economic Statistics*, No 12, p. 361-367.

LEMOINE M., 2005, "A model of the stochastic convergence between business cycles", *Document de travail OFCE*, n° 2005-05.

LEMOINE M. et F. PELGRIN, 2003, "Introduction aux modèles espace-état et au filtre de Kalman", *Revue de l'OFCE*, n° 86.

MAYBECK P., 1982, *Stochastic Models, Estimation, and Control*, vol. 2, Academic Press, New York.

MILLS T.C. et M.J. HOLMES, 1999, "Common trends and cycles in European industrial production: exchange rate regimes and economic convergence", *The Manchester School*, vol. 67(4), p. 507-587.

MORLEY J., NELSON C.R. et E. ZIVOT, 2003, "Why are unobserved component and Beveridge-Nelson trend-cycle decompositions of GDP so different?", *Review of Economics and Statistics*, No 85(2), p. 235-243.

MUNDELL R., 1961, "A Theory of Optimal Currency Areas", *American Economic Review*, vol. 51.

MURRAY C.J., 2003, "Cyclical properties of Baxter-King filtered time series", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 85, issue 2, p. 472-476.

NELSON C.R. et C.I. PLOSSER, 1982, "Trends and random walks in macro-economic time series", *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, p. 139-162.

OKUN, A., 1962, "Potential GDP: Its Measurement and Significance", *American Statistical Association Proceedings of the Business and Economic Statistics,* p. 98-103. Washington.

ORPHANIDES A. et S. VAN NORDEN, 2002, "The unreliability of output gap estimates in real-time", *Review of Economic and Business Statistics*, vol. 84.

PEERSMAN G. et F. SMETS, 1999, "The Taylor rule: a useful monetary policy benchmark for the euro area?", *International Finance*, No 2(1), p. 85-116.

PROIETTI T., 2002, "Some Reflections on Trend-Cycle Decompositions with Correlated Components", *Economics Working Paper Archive*, No 0209002.

PROIETTI T., A. MUSSO et T. WESTERMANN, 2002, "Estimating the potential output and the output gap for the Euro area: a model-based production function approach", *EUI working paper*, No 2002/9, European University Institute.

RICHARDSON P., L. BOONE, C. GIORNO, M. MEACCI, D. RAE et D. TURNER, 2000, "The concept, policy use and measurement of structural unemployment : estimating a time varying nairu across 21 OECD countries", *OECD Economic Department Working Paper*, No 250.

ROSE A.K., 1999, "One money, one market: estimating the effect of common currencies on trade", *CEPR Discussion Paper*, n° 2329, CEPR.

RÜNSTLER G., 2002, "The information content of real-time output gap estimates. An application to the euro area" *ECB Working Paper*.

RÜNSTLER G., 2004, "Modelling phase shifts among stochastic cycles", *Econometrics Journal*, vol. 7(1), P. 232-248.

SMETS F., 2002, "Output gap uncertainty: does it matter for the Taylor rule?", *Empirical Economics*, No 27, p. 113-129.

SVENSSON L.E.O. et M. WOODFORD, 2004, "Indicator variables for optimal monetary policy under asymmetric information", *Journal of Economic Dynamics and Control*, No 28(4), p. 661-690.

STOCK J.H. et M.W. WATSON, 1991, "A probability model of the coincident economic indicators", in K. Lahiri et G.H. Moore (Eds.), *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, p. 63-89, Cambridge University Press.

STOCK J.H. and M.W. WATSON, 1992, "A simple estimator of cointegration vectors in higher order integrated systems", *Econometrica*, vol. 61, p. 783-820.

STOCK J.H. et M.W. WATSON, 1998, "Median unbiased estimation of coefficient variance in a time-varying parameter model", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 93, p. 349-358.

STOCK J.H. et M.W. WATSON, 2003, "Understanding changes in international business cycle dynamics", *working paper* n° 9859, NBER.

TAYLOR J.B., 1993, "Discretion versus policy rules in practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, No 39, p. 195–214.

VAHID F. et R.F. ENGLE, 1993, "Common Trends and Common Cycles", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 8(3), p. 341-360.

WYNNE M. et J. KOO, 2000, "Business cycles under monetary union: a comparison of the EU and the US", *Economica*, vol. 67, p. 347-374.

ZARNOWITZ V., 1985, "Recent work on business cycles in historical perspective: a review of theories and evidence", *Journal of Economic Litterature*, vol. 23, p. 523-580.