Direction de la recherche, des études,
de l'évaluation et des statistiques
DREES

COLLECTION
ÉTUDES

DOCUMENT DE TRAVAIL

Décomposition tendance-cycle : une application aux prestations sociales

Catherine BAC, Olivier BONTOUT et Fabrice LENSEIGNE

n° 7 - novembre 2000

MINISTÈRE DE L'EMPLOI
ET DE LA SOLIDARITÉ

Nous remercions B. Sedillot pour ses remarques lors du séminaire 3S du 20 juin 2000 ainsi que G. Abramovici, G. Cornilleau et G. De La Gorce pour leurs suggestions sur une version antérieure de ce texte.

Résumé

L'utilisation de différentes techniques de décomposition tendance - cycle (méthodes de Hodrick - Prescott, Baxter - King, Beveridge - Nelson, modèles à composantes inobservables) sur les séries de prestations sociales en France (risques vieillesse - survie, santé, famille et chômage) permet de distinguer (sur la période 1981 T1 - 1998 T3) une composante tendancielle, correspondant aux évolutions de moyen à long terme et une composante cyclique correspondant aux évolutions de court à moyen terme.

La composante cyclique des séries de prestations sociales est forte, l'ordre de grandeur de la variance du cycle des séries de prestations sociales étant proche de celui du PIB. Toutefois cet ordre de grandeur dépend des séries considérées ; il est ainsi nettement plus faible pour le risque vieillesse - survie, dont les évolutions sont nettement plus régulières que celles des autres risques.

Les composantes tendancielles des séries de protection sociale ne font apparaître que de rares ruptures de tendance sur la période. Les réformes successives de la couverture du risque santé semblent n'avoir eu que peu d'impact sur la tendance des prestations du risque santé. La tendance des prestations famille s'est progressivement infléchie à la hausse depuis le début des années 90, reflétant les modifications successives de la politique familiale. Les seules ruptures de tendance que l'on identifie de manière nette sont liées à des modifications des politiques de couverture des risques : diminution des préretraites à partir de 1983, pour le risque vieillesse - survie ; séparation des régimes d'assurance et de solidarité en 1984 pour le risque chômage.

Enfin, la structure des corrélations entre le cycle du PIB et ceux des prestations sociales fait apparaître une corrélation instantanée fortement négative, ce qui valide l'intuition d'effets contracycliques marqués des prestations sociales.

Sommaire

I Introduction **3**

II La hausse des dépenses de protection sociale depuis 1970 est importante et multiforme **4**

Des périodes d'accélération et de ralentissement *4*

Une dynamique différenciée des principaux risques *7*

III La décomposition tendance – cycle : une présentation des différentes méthodes de décomposition univariées **9**

Les méthodes de décomposition par lissage et filtrage *10*
Méthodes de lissage par moyenne mobile 10
Le filtre de Hodrick-Prescott 10
Le filtrage dans le domaine des fréquences 11

Les décompositions tendance cycle avec tendance stochastique *11*
La décomposition de Beveridge Nelson 12
Les modèles à composantes inobservables 13

IV Tendances et Cycles : une analyse des résultats **15**

Une variance des cycles comparable à celle de l'activité *16*

Les contributions à la variance du total des risques *17*

Influence des politiques sociales sur les cycles et les tendances *18*
Le cas des plans d'assurance maladie présentés entre 1981 et 1998 18
Le cas des prestations familiales entre 1981 et 1998 20
Le cas des prestations vieillesse entre 1981 et 1998 21

V Les prestations sociales jouent elles un rôle contracyclique de stabilisateur des fluctuations conjoncturelles de l'activité ? **22**

Bibliographie **25**

Annexe 1 Les données utilisées **26**

Annexe 2 Les méthodes statistiques de décomposition tendance -cycle **29**

La décomposition de Beveridge – Nelson *29*

Le filtrage dans le domaine des fréquences : la méthode de Baxter-King. *30*

L'estimation des modèles à composantes inobservables par le filtre de Kalman *31*
La représentation du modèle EE 31
La procédure du filtre de Kalman 32
Estimation par le maximum de vraisemblance 33

Annexe 3 Les résultats des estimations **34**

I Introduction

L'objectif de ce travail est de décrire les tendances à l'œuvre dans l'évolution des dépenses de protection sociale, en distinguant une composante tendancielle ou de moyen - long terme, d'une composante cyclique ou conjoncturelle. Par ailleurs, on cherche à déterminer et à caractériser les mouvements de court terme des séries de protection sociale (ampleur des cycles, période ...), en les comparant à ceux des cycles macroéconomiques.

L'obtention de deux composantes, tendancielle et cyclique permet en premier lieu une caractérisation plus détaillée des tendances et en particulier de l'impact des différentes mesures administratives sur les rythmes d'évolution des dépenses. Par exemple, la série risque santé est probablement sensible à l'activité, à court terme. Mais d'autres déterminants interviennent comme facteurs explicatifs de son évolution de moyen-long terme. Ainsi, dégager la tendance permet de mettre en évidence le jeu des facteurs de long terme. En second lieu, la décomposition a pour objet le calcul d'un écart conjoncturel. Lorsqu'on observe une poussée de la croissance d'une série, ce calcul aide à distinguer une accélération de la croissance d'une phase haute du cycle.

On applique pour cela les principales méthodes statistiques de décomposition tendance-cycle aux données macro-économiques de prestations sociales, tant par risques[1] (vieillesse, maladie, famille) que globalement, en intégrant aux données par risques celles de l'action sociale. En effet, il n'existe pas une méthode unique d'extraction des cycles et des tendances. Et le choix de la méthode a un enjeu économique.

L'évaluation du cycle comme écart à la tendance est justifiée par l'autonomie des schémas respectifs d'explication de la croissance et des cycles. Mais, lorsque ces schémas ne sont plus autonomes, l'évaluation du cycle comme écart à la tendance peut conduire à l'estimation d'un cycle fallacieux (Nelson et Kang (1981)).

Sur le plan théorique, lors d'un choc d'activité transitoire, ayant un impact négatif sur le niveau du chômage, si l'on postule qu'une durée de chômage plus longue a un effet négatif sur le capital humain, alors le choc d'activité peut avoir un impact permanent sur la tendance du chômage.

Une illustration empirique est fournie par Watson (1986). Il décompose le revenu disponible américain successivement par la méthode de Beveridge-Nelson puis par un modèle à composantes inobservables. Dans le premier cas, la composante cyclique est de faible amplitude et la majeure partie des chocs se répercutent sur la tendance tandis qu'avec la seconde méthode, le cycle est d'une amplitude plus forte et la tendance apparaît plus lisse. Watson indique d'ailleurs que les conclusions pour la validation de l'hypothèse de revenu permanent sont alors opposées.

Ce travail est organisé comme suit. Dans une première partie, les principales évolutions des dépenses agrégées puis par risques sont exposées. Dans une deuxième partie, on rappelle brièvement les principales méthodes univariées de décomposition. Dans une troisième partie, les séries sont analysées à l'aide de ces méthodes afin de proposer un diagnostic concernant les tendances de la protection sociale à l'œuvre sur longue période, ainsi que la succession de cycles qui y sont associés. On aborde enfin dans une dernière partie les corrélations entre ces cycles et ceux de l'activité.

---

[1] La série indemnisation du chômage, issue des comptes trimestriels n'est pas intégrée à l'analyse car sur la période étudiée, cette série rend compte à la fois des réformes successives de l'indemnisation (RMI, ASS, AUD) et de l'évolution globale du chômage. Toutefois, le risque chômage est intégré à l'évolution des séries total des risques et total des prestations.

II La hausse des dépenses de protection sociale depuis 1970 est importante et multiforme

Les facteurs de la hausse importante des dépenses de protection sociale depuis 1970 sont multiples. Le vieillissement de la population entraîne une hausse des dépenses de retraite et de soins de santé. De plus, la hausse du chômage depuis le premier choc pétrolier puis celle de la pauvreté dans les années 80 et 90, le souci d'améliorer la qualité de la protection sociale ainsi que l'extension de sa couverture à des populations nouvelles se sont ajoutés au renchérissement du coût des soins médicaux, mais également au ralentissement de la croissance pour accroître les transferts organisés par le système de protection sociale.

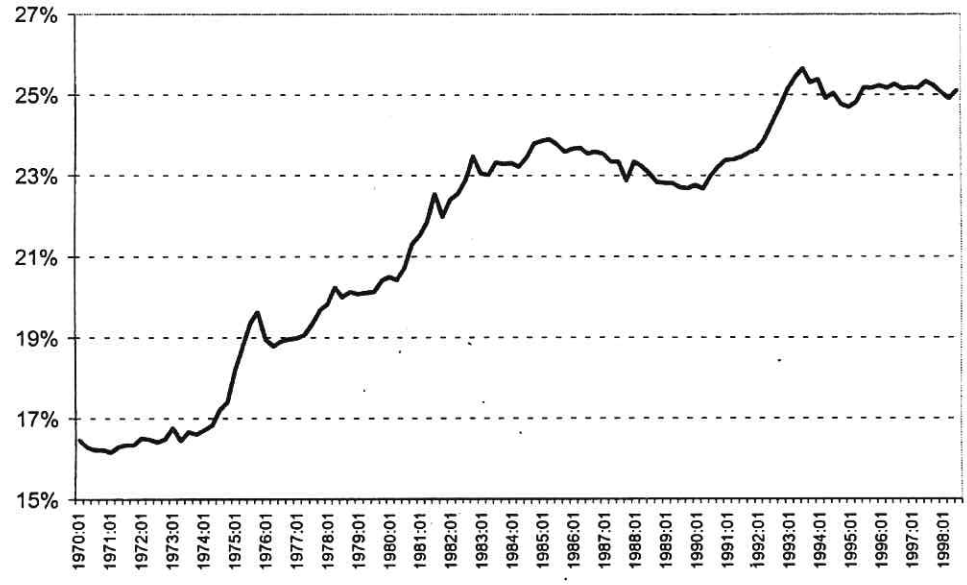
Toutefois, cette période de croissance importante des dépenses de protection sociale recouvre en fait des sous - périodes au cours desquelles les évolutions sont contrastées.

Par ailleurs, même si la part de chacun des risques dans l'ensemble des prestations est restée plutôt stable sur la période, reflétant le poids prépondérant des risques vieillesse et maladie, une dynamique spécifique est observable pour chacun des risques élémentaires.

Des périodes d'accélération et de ralentissement

La part des dépenses sociales dans le PIB s'élève de l'ordre de 9 points sur la période 1970-1988 pour passer de 16 % à 25 %.[2] Cette hausse importante recouvre des évolutions différentes selon les sous - périodes considérées : les phases de faible croissance et de récession s'accompagnent d'une hausse plus rapide, alors qu'il y a stabilisation ou baisse du poids des dépenses sociales en phase de reprise.

Graphique 1 Part des dépenses sociales dans le PIB



Source : Comptes trimestriels, INSEE.

On peut distinguer cinq périodes.

- Au début des années 70, la forte croissance des prestations sociales est accompagnée par une croissance soutenue du PIB, se traduisant par un poids des dépenses de protection sociale dans le PIB très légèrement croissant. Une seconde période s'ouvre à partir du premier choc pétrolier, pendant laquelle la croissance du PIB est

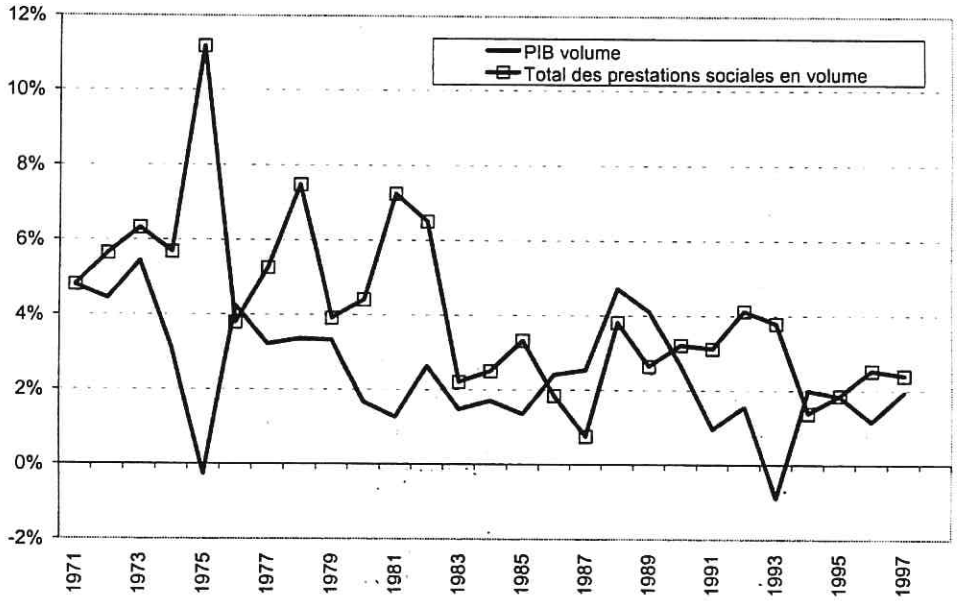
[2] Les dépenses sociales regroupent l'ensemble des prestations reçues par les ménages, à la fois par les caisses du régime général, par les régimes spéciaux et par l'aide sociale des collectivités locales. Ces données sont issues des comptes trimestriels de l'INSEE en base 80. Cf. annexe 1.

ralentie alors que celle des prestations sociales s'accélère. Il en résulte un fort accroissement du poids des dépenses sociales sur la période 1970-1998 qui passent de 16,5% du PIB en 1973 à 23,9% en 1985, la hausse étant particulièrement marquée en 1975.

- La période de forte croissance économique qui prévaut à la fin des années 80 permet une diminution de la part des dépenses sociales dans le PIB.
- A partir de 1990, la part des dépenses sociales dans le PIB s'accroît de nouveau pour atteindre un point historiquement haut à 25,6% du PIB au moment de la récession de l'année 1993.
- Depuis 1994 cette part s'est stabilisée à un niveau voisin de 25 %.

L'évolution de la part de dépenses de protection sociale dans le PIB reflète le différentiel de croissance entre le PIB et les dépenses de protection sociale. Les taux de croissance annuels en volume des prestations sociales montrent un profil en accélération jusqu'en 1975 où elles atteignent un rythme de l'ordre de 10 % par an. La forte croissance des prestations sociales au début des années 70 porte la marque de deux évènements : la montée du chômage d'une part et l'amélioration de la couverture sociale d'autre part, notamment en matière de retraites et de couverture maladie (cf. infra).

Graphique 2 Croissance annuelle du PIB et des prestations sociales en volume

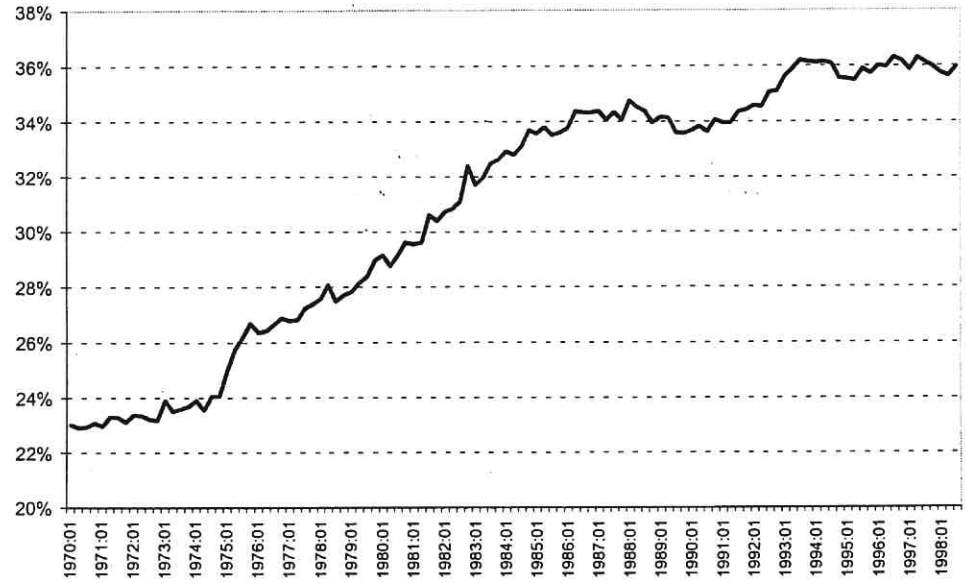


Source : Comptes de la protection sociale, DREES.
Note : le déflateur retenu est le prix du PIB, mais l'utilisation du prix de la consommation ne modifie pas sensiblement le profil de croissance des prestations sociales.

Le rythme de croissance des prestations sociales reste ensuite plus élevé que celui du PIB jusqu'au milieu des années 80, tout particulièrement en 1975, 1978 et en 1981-82 (cf. Graphique 2). Il ralentit dans la première moitié des années 80 et atteint un minimum de l'ordre de 1 % en 1987. Un cycle à la hausse est alors entamé, portant le rythme de croissance à plus de 3 % entre 1991 et 1993. Les prestations sociales ralentissent par la suite pour s'établir à un rythme de l'ordre de 2,5% fin 1998.

L'évolution des dépenses sociales peut également s'apprécier par leur poids dans le revenu disponible des ménages, retracé au Graphique 3.

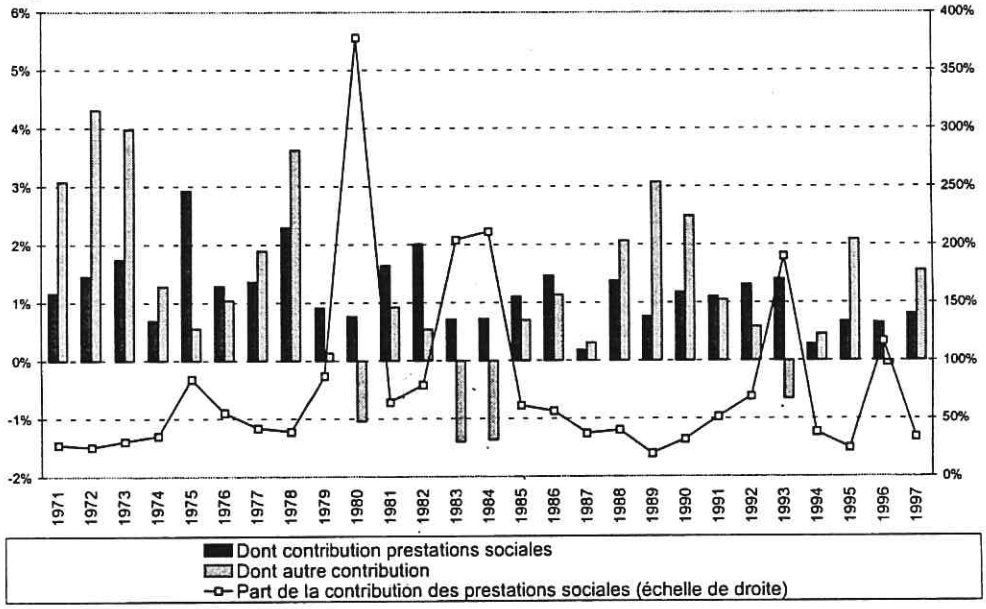
Graphique 3 Part des prestations sociales dans le revenu des ménages



Source : Comptes trimestriels, INSEE.

L'évolution du poids des prestations sociales dans le revenu disponible brut des ménages présente un profil similaire à celui de la part des dépenses sociales dans le PIB.

Graphique 4 Contribution annuelle des prestations sociales au revenu des ménages



Source : Comptes de la protection sociale, DREES.

Note : le déflateur retenu est le prix de la consommation. Lorsque la contribution autre que celle des prestations est négative, la part de la contribution des prestations sociales à la croissance du RDB des ménages est calculée de manière à être supérieure à 100 %.

Ainsi, la part des dépenses sociales dans le revenu disponible croît à un rythme important entre 1974 et 1985, mais est plus stable depuis 15 ans, à l'exception de la hausse intervenue au moment de la récession de 1993.

La contribution des prestations sociales à la formation du revenu des ménages apparaît ainsi sensible aux évolutions du contexte macroéconomique. Croissante au début des années 70, la contribution des prestations sociales à la croissance des revenus des ménages atteint un premier maximum au moment du premier choc pétrolier. La part de la contribution des prestations sociales à la croissance du RDB diminue dans les années suivantes avant de croître

à nouveau fortement au moment du second choc pétrolier, restant supérieure à 50 % jusqu'au milieu des années 80. Elle diminue ensuite dans la seconde moitié des années 80, avant d'accélérer à nouveau au moment de la récession de 1993.

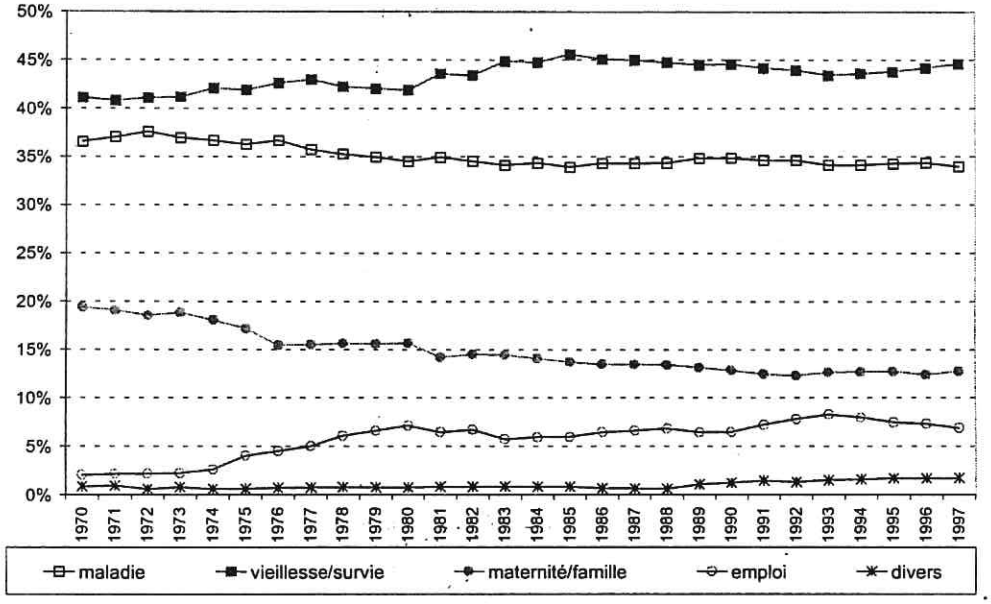
Une dynamique différenciée des principaux risques

La part de chacun des risques est restée relativement stable au cours de la période.[3] En 1997, 44,6 % des prestations étaient versées au titre du risque vieillesse, 34 % au titre du de la santé, 12,6 % au titre de la famille, 7,9 % au titre de l'emploi et 1,7 % au titre du risque divers.[4] La structure des dépenses sociales par risques s'est déformée progressivement.

La part la plus importante est celle des dépenses liées au risque de vieillesse et survie qui part d'un niveau de 41,1 % en 1970, pour croître jusqu'au milieu des années 80 et se stabiliser depuis autour de 45 %.

Le second risque correspond à la maladie. Sa part est stable, proche de 35 % tout au long de la période, avec une faible tendance à la baisse, de 2,5 points sur l'ensemble de la période. La part du risque "maternité – famille" a une tendance à la baisse nettement plus marquée, correspondant à sept points sur la période. A l'inverse, la part du risque emploi augmente de 5 points sur la période sous l'effet de la hausse du chômage.

Graphique 5 : Part des différents risques dans les prestations sociales 1970 – 1998



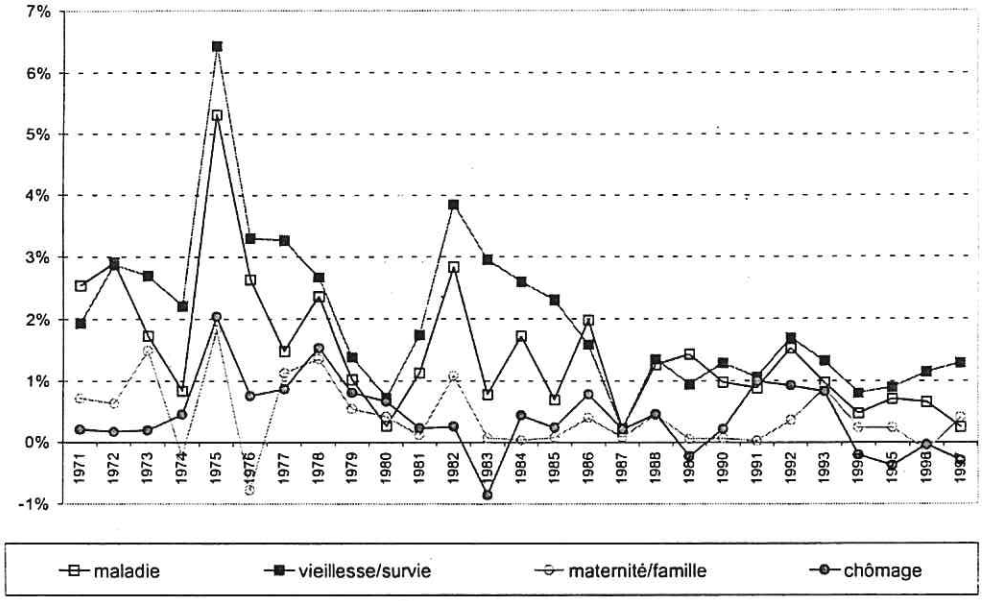
Source : Comptes de la protection sociale, DREES.

L'augmentation du poids de la protection sociale résulte d'une dynamique différenciée des différents risques retracée dans le Graphique 6 qui présente la contribution des risques élémentaires à la croissance des dépenses de protection sociale en volume.

[3] La répartition par risque des dépenses de protection sociale utilisée dans cette sous section est issue des comptes de la protection sociale, en raison de la non disponibilité des séries de dépenses trimestrielles par risques avant 1981.

[4] Le risque divers regroupe essentiellement le RMI et les prestations versées par les organismes caritatifs, inclus dans le secteur des administrations privées au sens de la comptabilité nationale.

Graphique 6 Contributions des différents risques à la croissance annuelle des prestations sociales 1971-1998



Source : Comptes de la protection sociale, DREES
Note de lecture : Contributions à la croissance annuelle des prestations sociales en volume.

Reflétant leur forte part dans les dépenses de protections sociale, les contributions des risques vieillesse et santé sont nettement prépondérantes dans la croissance des prestations sociales du début des années 70 à celui des années 90. De même, la hiérarchie des contributions par risques ne s'est pas trouvée affectée par la croissance très forte des prestations engendrée par la montée des risques liés aux manifestations de la crise économique qui a débuté en 1974 (chômage et exclusion).

L'étude de chacun des risques fait l'objet de la partie suivante, à l'exception des évolutions durant la décennie 70 qui sont abordées dans les paragraphes suivants.

En matière de retraite, les lois Boulin de décembre 1971 prévoyaient un certain nombre de dispositions visant à améliorer les modalités de calcul des pensions de vieillesse et de réversion[5], ce qui contribue à la croissance des prestations au tout début des années 70. Par ailleurs, l'importance du vieillissement comme facteur explicatif de la hausse des dépenses agrégée est également soulignée sur ce graphique, ainsi que le rôle du risque vieillesse-survie dans le ralentissement des dépenses de protection sociale de la fin des années 70 au milieu des années 80.[6]

L'évolution de la contribution du risque santé suit un profil semblable. Pour ce qui concerne l'assurance maladie, le rapport *Santé 2010* du Commissariat au Plan indique que la croissance soutenue du revenu des ménages, l'extension de la couverture sociale (le taux de couverture sociale augmente encore de presque 0,4% par an entre 1970 et 1980) et celle du taux de financement socialisé des soins (qui passe de 76,3% en 1970 à 80,2% en 1980 avant de décroître) sont les principaux facteurs de demande contribuant à soutenir la dépense de

[5] Majoration du taux plein de 40 à 50%, prise en compte des 10 meilleures années au lieu des 10 dernières, suppression de la durée minimale d'assurance, validation de certaines périodes d'inactivités, abaissement de l'âge de la réversion, cumul partiel de celle ci avec une pension personnelle, élargissement de la population concernée par la réversion et augmentation de son taux. Il convient d'ajouter , en 1972, l'obligation d'adhésion aux régimes complémentaires de retraite et les reconstitutions (partielles) de carrières qui ont été accordées aux salariés quittant le marché du travail à partir de cette date.

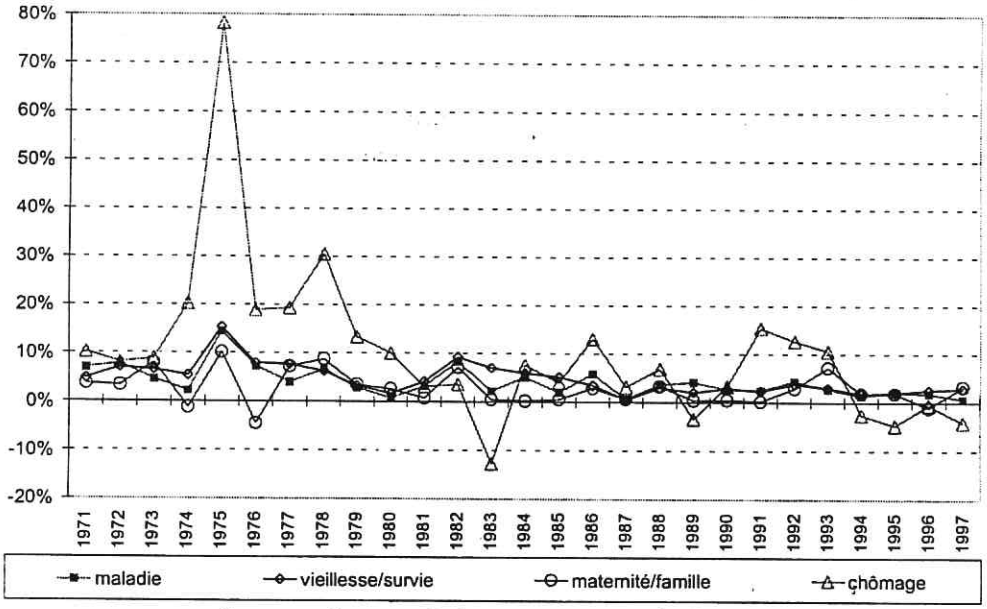
[6] Il convient de souligner que le Graphique 6 sous estime l'importance du vieillissement dans la croissance des prestations sociales puisque la croissance du risque maladie s'explique également en partie par le vieillissement des populations.

santé jusqu'au début des années 80. Des facteurs d'offre se sont ajoutés à ces éléments pour imprimer leur rythme aux dépenses de santé dans les années 70 et le début des années 80, grâce à un accroissement du nombre de lits d'hôpitaux ainsi que du nombre de médecins.

La politique familiale a également subi des modifications sur cette période en se diversifiant sous la pression des mutations socio-économiques (montée du chômage et de la pauvreté, généralisation du travail féminin, montée du monoparentalisme, etc...) dans le sens d'un poids accru des objectifs de redistribution. Des mesures sont ainsi prises en faveur des familles monoparentales dès le début des années 70 (allocation d'orphelin en 1970, assurance vieillesse des parents au foyer en 1972, allocation d'éducation spéciale et allocation adulte handicapé en 1975, allocation de parent isolé en 1976, assurance veuvage en 1980).

Enfin, reflétant la hausse du chômage, le graphique ci-dessous souligne que la croissance des dépenses de protection sociale liées au risque chômage est nettement plus forte que celle des autres risques. La contribution correspondante demeure toutefois relativement faible par rapport au risques santé ou vieillesse, du fait d'un poids moindre.

Graphique 7 Croissance annuelle des prestations sociales par risque 1971-1998



Source : Comptes de la protection sociale, DREES

III La décomposition tendance – cycle : une présentation des différentes méthodes de décomposition univariées

Les méthodes de décomposition cycle-tendance sont des outils traditionnels de l'analyse conjoncturelle, mais n'ont pas été utilisés à notre connaissance pour l'étude des séries de la protection sociale. Dans le cadre macroéconomique standard, l'analyse de la tendance réfère aux théories de la croissance et celle du cycle aux théories des fluctuations. Dans le cadre de cette étude, c'est surtout une grille de lecture des évolutions des dépenses de protection sociale qui est recherchée. En effet, ces méthodes permettent de distinguer une tendance de moyen - long terme d'un cycle correspondant aux évolutions de court à moyen terme.

On distingue deux familles de méthodes: les techniques empiriques de lissage, décrites dans une première section et les techniques, issues des séries temporelles, explicitant un

modèle, qui font l'objet d'une seconde section (le détail des calculs propres à chaque méthode est reporté en annexe 2).[7]

Les méthodes de décomposition par lissage et filtrage

Méthodes de lissage par moyenne mobile

Les deux méthodes les plus simples sont l'estimation directe d'une tendance déterministe et le lissage par moyenne mobile. Le lissage par moyenne mobile consiste à appliquer un filtre de la forme suivante (pour un filtrage d'ordre m) :

$$T_t = \sum_{-m}^{+m} \alpha_i * Y_{t+i} \ , \ \text{s.c.} \ \sum_{-m}^{+m} \alpha_i = 1$$

Le profil des coefficients (α_i) détermine la forme des cycles qui seront filtrés. S'ils sont tous égaux, on aura un lissage par moyenne mobile symétrique qui filtrera les fonctions périodiques de période (2m+1) s'annulant en moyenne sur la période. D'autres pondérations permettent de filtrer des composantes périodiques de formes plus générales et plus complexes.

Toutefois, les procédures de filtrage par moyennes mobiles posent de nombreux problèmes : le large arbitraire laissé au choix des fenêtres de lissage et des pondérations, qui implique d'avoir un *a priori* sur la période et sur la forme du cycle à filtrer, la mise en évidence de cycles artificiels (effet de Slutsky - Yale) et l'existence " d'effets de bord " puisque les points aux extrémités de la série ne peuvent pas être traités par la procédure de lissage.

Le filtre de Hodrick-Prescott

Ces méthodes de lissages par moyennes mobiles ont été progressivement enrichies. La méthode la plus répandue est le filtre de Hodrick-Prescott (1980) en raison de ses performances empiriques satisfaisantes.

Ce filtre repose sur l'idée qu'une tendance doit être suffisamment lisse pour ne pas suivre toutes les inflexions de la série sans pour autant trop s'écarter de la série initiale. Analytiquement il s'agit donc de résoudre le programme suivant qui pondère les deux objectifs évoqués ci-dessus (une tendance tout à la fois " lisse " et qui ne " s'écarte pas trop " de la série) :

$$\underset{Tt}{\text{Min}} \sum_{1}^{n} (Y_t - T_t)^2 + \lambda \sum_{1}^{n} [(T_t - T_{t-1}) - (T_{t-1} - T_{t-2})]^2$$

Où Y est la série à lisser et T est la tendance ainsi obtenue. Le premier terme représente l'adéquation de la tendance à la série et le second le degré de variabilité de la tendance.

Le paramètre λ joue un rôle crucial dans la décomposition et indique le poids accordé à l'objectif de lissage par rapport à celui de l'adéquation à la série brute. Pour $\lambda = \infty$, le programme de minimisation implique que $\Delta T_t = \Delta T_{t-1}$, ce qui revient à imposer un taux de croissance constant, c'est à dire que la tendance est linéaire.

A l'inverse, pour $\lambda = 0$, le programme conduit à la solution $T_t = Y_t$, c'est à dire que la tendance est confondue avec la série brute et que le cycle est nul. Entre ces deux valeurs du paramètre λ, l'utilisateur du filtre peut choisir l'importance qu'il accorde à chacun des deux objectifs.

---

7 Pour une synthèse de ces méthodes et leur application au PIB français, voir Doz, Rabault et Sobczak (1995), Fayolle et Mathis (1994), Fournier (1999).

Généralement, pour des séries trimestrielles on prend λ=1600. Cette valeur élimine les basses fréquences et revient à filtrer la série des parties cycliques dont la période est supérieure à 32 trimestres. Le cycle ainsi déterminé a généralement une longueur moyenne comprise entre 4 et 6 ans. Le choix déterminant de λ ne repose cependant pas sur un modèle explicite ce qui rend la décomposition difficile à maîtriser.

Le filtrage dans le domaine des fréquences

Le filtrage "dans le domaine des fréquences" consiste à traiter la série étudiée par un filtre passe bande dont la caractéristique sera de "filtrer" (de ne retenir) que les fréquences comprises entre deux bornes définies à l'avance. Dans cette perspective, on considère que la tendance intègre les composantes de fréquence inférieures à la borne inférieure, le cycle les fréquences comprises entre les deux bornes et "l'irrégulier" les fréquences supérieures à la borne supérieure.

Une telle approche présente deux caractéristiques que les autres méthodes univariées de filtrage ne possèdent pas : d'une part elle permet d'extraire les composantes de hautes fréquences, "bruit" qui capte l'ensemble des évènements de très court terme dont la survenue perturbe l'interprétation de la série (par exemple un épisode grippal hivernal, une grève affectant le paiement des prestations, etc...) et d'autre part, elle propose un filtrage linéaire de la série.

Un cas particulier est le filtre de Baxter et King, qui se propose de calculer les coefficients d'une moyenne mobile infinie qui constituent une approximation d'un filtre passe-bande filtrant des cycles de périodicité comprise entre deux bornes définies à l'avance.[8]

Ces méthodes statistiques de lissage (moyenne mobile, filtre HP, méthode de filtrage dans le domaine des fréquences) peuvent donc prendre des formes plus ou moins complexes ; elles reposent néanmoins sur des représentations *a priori* des composantes tendancielles et cycliques et restent généralement peu explicites sur la représentation et les propriétés statistiques du cycle et de la tendance.

Les décompositions tendance cycle avec tendance stochastique

La présence d'une racine unité dans la représentation autorégressive de nombreuses séries macro-économiques a remis en cause les décompositions traditionnelles en tendance et cycle. La notion de croissance tendancielle déterministe est en effet apparue trop rigide, même en intégrant des ruptures du taux de croissance.[9]

La présence d'une racine unitaire implique en effet que la tendance ait une composante stochastique. Dans ce cas, la tendance reflète non seulement la partie déterministe mais aussi les effets permanents des chocs, tandis que le cycle incorpore les effets transitoires de ces chocs. Cette approche du cycle permet de ne pas imposer *a priori* la forme du cycle comme un phénomène régulier et symétrique mais d'estimer un modèle statistique explicite de la tendance et du cycle. De plus, les séries de dépenses de protection sociale sont généralement intégrées d'ordre 1, ce qui milite dans le sens de l'utilisation de ces approches.[10]

Deux principales méthodes peuvent être retenues. La première, la décomposition de Beveridge Nelson, fait l'hypothèse d'une corrélation parfaite entre les chocs affectant le cycle

---

8 Cf. Fournier (1999) et annexe 2.

[9] Une série temporelle I(1), ou intégrée d'ordre 1 est telle que sa différence première est stationnaire ; on dit qu'elle possède une racine unitaire. Une série temporelle I(2), ou intégrée d'ordre 2 est telle que sa différence seconde est stationnaire.

[10] Cf. annexe 3.

et la tendance, alors que la deuxième méthode, dite à composantes inobservables, postule au contraire que les deux composantes, tendancielle et cyclique, sont parfaitement non corrélées.

La décomposition de Beveridge Nelson.

Cette décomposition est fondée sur la représentation ARIMA de la série Y_t, préalablement considérée en logarithme, soit :

$$(1-L)\varphi(L)Y_t = \beta+\theta(L)\varepsilon_t$$

où L est l'opérateur retard et avec les racines des polynômes φ et θ de module strictement supérieures à un. On a alors la représentation de Wold pour le taux de croissance :

$$\Delta Y_t = \gamma + C(L)\varepsilon_t, \text{ où } \gamma = \varphi^{-1}(L)\beta \text{ et } C(L)=\varphi^{-1}(L)\theta(L).$$

En factorisant le polynôme C(L) autour de la racine unité :

$$\Delta Y_t = \gamma + C(1)\varepsilon_t + [C(L)-C(1)]\varepsilon_t$$

où le dernier terme admet une racine unitaire par construction. Une réécriture est alors possible sous la forme :

$\Delta Y_t = \gamma + C(1)\varepsilon_t + C^*(L)[\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}]$ qui permet de reconstituer la série, par intégration des différences, sous la forme :

$$Y_t = Y_0 + \gamma t + C(1)\sum_1^t \varepsilon_i + C^*(L)\varepsilon_t$$

On peut alors distinguer une composante tendancielle $[Y_0 + \gamma t + C(1)\sum_1^t \varepsilon_i]$ qui a la propriété de conserver la mémoire de tous les chocs passés et une composante cyclique $C^*(L)\varepsilon_t$ stationnaire. Cette méthode de décomposition permet donc d'obtenir une tendance et un cycle qui sont parfaitement corrélés, la tendance intégrant immédiatement les effets de long terme des chocs, tandis que les effets transitoires forment la composante cyclique.

Par ailleurs, la valeur prise par le coefficient C(1) permet de caractériser le processus. Pour une série stationnaire en écart à une tendance déterministe, ce coefficient prend la valeur 0 et tend vers 1 à mesure que le processus se rapproche d'une marche aléatoire.

De plus, pour des coefficients C(1) inférieurs à 1, une perturbation initiale a un effet immédiat sur la tendance inférieur à la perturbation, tandis que pour des valeurs de C(1) supérieures à 1, une perturbation initiale a un effet immédiat sur la tendance d'une ampleur supérieure à la perturbation : il y a une amplification des effets des chocs sur la tendance de long terme. Le coefficient C(1) fournit donc une indication sur la persistance des chocs.

Dans la pratique l'identification de plusieurs modèles concurrents est possible, ce qu peut avoir des implications très différentes en termes de prévision ou d'indicateur de persistance. Toutefois, les performances à court terme sont très proches, ce qui atténue cette difficulté.

Les modèles à composantes inobservables

Ces modèles reposent également sur l'idée d'une extraction conjointe de la tendance et du cycle. La différence principale par rapport à la méthode Beveridge - Nelson réside dans l'hypothèse d'une indépendance entre les innovations du cycle et celles de la tendance.

A partir de la décomposition $Y_t = T_t + C_t$ où Y_t est la série, en logarithme en niveau et T_t et C_t représentant respectivement la tendance et le cycle, on modélise explicitement les composantes cycliques et tendancielles. La spécification de la tendance prend la forme générale suivante :

$$T_t = T_{t-1} + \beta_t + \nu_t \quad (1a)$$
$$\beta_t = \beta_{t-1} + \mu_t \quad (1b)$$

Cette modélisation, dès lors que les deux variances σ_ν^2 et σ_μ^2 sont non nulles, permet de décrire le cas d'un processus tendanciel I(2) qui intègre aussi bien des chocs sur le niveau de la tendance (équation 1a) que sur les taux de croissance de cette tendance (équation 1b). Cette spécification très générale d'une tendance autorise une réduction parcimonieuse à des processus de natures différentes :

- avec $\sigma_\nu^2 = \sigma_\mu^2 = 0$, on décrit un processus à tendance déterministe ;
- avec $\sigma_\mu^2 = 0$, $\sigma_\nu \neq 0$, on décrit une marche aléatoire avec une dérive constante (de valeur β = Cte), la tendance est I(1) ;
- pour $\sigma_\nu^2 = 0$, , $\sigma_\mu \neq 0$, le processus évolue en fonction des seules innovations qui affectent la pente de la tendance, la tendance est I(2).

De même que pour la tendance, plusieurs modélisations alternatives du cycle peuvent être envisagées dès lors qu'elles respectent les conditions de stationnarité. Dans l'ouvrage qu'il consacre à ces modèles à composantes inobservables, Harvey (1989) propose la modélisation suivante :

$$\begin{pmatrix} C_t \\ C_t^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \rho\cos\omega & \rho\sin\omega \\ -\rho\sin\omega & \rho\cos\omega \end{pmatrix} \begin{pmatrix} C_{t-1} \\ C_{t-1}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} k_t \\ k_t^* \end{pmatrix}$$

Le cycle ainsi modélisé est déterministe si les perturbations k et k^* sont supprimées. Sa période est $T=2\pi/\omega$ et le coefficient ρ caractérise le degré d'atténuation de l'oscillation associée. Dans la réalité du déroulement des processus économiques, la forme d'une telle modélisation du cycle peut paraître excessive.[11] Afin d'atténuer cette contrainte artificielle imposée au cycle, on peut envisager de modéliser le cycle comme un processus Arma(2,1) " libre ", de la manière suivante :

$C_t - \varphi_1 C_{t-1} - \varphi_2 C_{t-2} = \varepsilon_t - \theta\varepsilon_{t-1}$ où certains des paramètres φ_1,φ_1 et θ peuvent éventuellement être nuls.

Le modèle à composantes inobservables ainsi défini peut être mis sous la forme dite " espace-état " :

$$Y_t = Z\alpha_t + \varepsilon_t \quad (3a)$$
$$\alpha_t = A\alpha_{t-1} + \Lambda_t \quad (3b)$$

[11] On peut montrer que cette représentation correspond à une représentation Arma(2,1) du cycle dès lors que les racines du polynôme sont complexes et de module strictement inférieur à 1.

où l'équation (3a) est appelée équation de mesure tandis que l'équation (3b) est appelée équation de transition. La matrice A synthétise le modèle statistique retenu au départ.

Dans le modèle de Harvey, on aura :

$$A=\begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho\cos\omega & \rho\sin\omega \\ 0 & 0 & -\rho\sin\omega & \rho\cos\omega \end{pmatrix}, \quad \alpha_t=\begin{pmatrix} T_t \\ \beta_t \\ C_t \\ C_t^* \end{pmatrix} \text{ et } Z=\begin{pmatrix} 1 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}.$$

Si le modèle choisi est un cycle Arma(2,1) " libre " , on aura :

$$A=\begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \varphi_1 & \varphi_2 & -\theta \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}, \alpha_t=\begin{pmatrix} T_t \\ \beta_t \\ C_t \\ C_{t-1} \\ \varepsilon_t \end{pmatrix} \text{ et } Z=\begin{pmatrix} 1 & 0 & 1 & 0 & 0 \end{pmatrix}.$$

La dernière étape de cette modélisation consiste à résoudre le modèle. La procédure du filtre de Kalman[12] permet une estimation convergente des paramètres ($\rho,\omega,\sigma_\nu^2,\sigma_\mu^2,\sigma_k^2$ dans le premier cas, $\varphi_1,\varphi_2,\theta,\sigma_\nu^2,\sigma_\mu^2,\sigma_\varepsilon^2$ dans le second).

Ce bref exposé permet de rappeler un certain nombre de conclusions essentielles à l'interprétation des résultats. En premier lieu, il existe une infinité de séparations possible de la partie stationnaire et de la partie non stationnaire, identifiées au cycle et à la tendance respectivement. En effet, une série non stationnaire le demeure lorsqu'on lui ajoute (ou lui retranche) une partie stationnaire et qu'une série stationnaire le demeure également lorsqu'on lui retranche (ou lui ajoute) une partie stationnaire.

Dans la pratique, une décomposition tendance/cycle devra faire intervenir un certain nombre d'*a priori* sur la nature des séries auxquelles on souhaite parvenir (structure de corrélation entre la tendance et le cycle, arbitrage entre la "variabilité" de la tendance et celle du cycle,...). Quah (1992) a même montré que selon la méthode retenue le partage de la variance entre le cycle et la tendance pouvait varier entre 0 et 1.

En théorie, l'information pertinente à propos d'une série se résume à sa représentation de Wold (elle-même difficile à obtenir empiriquement de manière robuste, en particulier dans le cas de séries de faible taille) et tout au plus peut-on s'assurer que le modèle statistique utilisé est compatible avec la représentation de Wold de celle-ci.

Ainsi, il convient d'indiquer qu'il n'existe actuellement pas de consensus sur la manière optimale de procéder à une telle décomposition entre cycle et tendance des séries macroéconomiques.

Enfin, il y a en général dans ces méthodes une ambiguïté sur l'interprétation de ce qui est nommé "cycle" dans les décompositions obtenues par ces méthodes. L'intuition commande en effet de se satisfaire d'une décomposition qui permettrait d'exhiber une partie stationnaire qui sera alors identifiée au cycle. Ce dernier peut alors intégrer tout à la fois des fréquences très élevées et très basses (dans le cas d'un cycle très persistant) qui peuvent perturber l'analyse économique du phénomène économique sous jacent. Les décompositions obtenues par les méthodes d'Hodrick-Prescott, de Beveridge-Nelson et, dans la plupart des cas, des composantes inobservables ne permettent pas de mettre en évidence un irrégulier,

[12] Voir la présentation du filtre en Annexe 2.

composante stationnaire ne comprenant que des fréquences élevées et synthétisant tous les "accidents" de très court terme de la vie sociale (grèves, conjoncture épidémique, mise en place de procédures administratives nouvelles, etc...). La décomposition de Baxter-King permet d'isoler un tel irrégulier en appliquant à la série à décomposer un filtre qui isolera toutes les composantes du spectre de fréquences supérieures à une fréquence arbitrairement posée.

IV Tendances et Cycles : une analyse des résultats

Les diverses méthodes univariées de décomposition tendance - cycle exposées ci-dessus ont été mises en œuvre sur les séries de prestations sociales. Les séries retenues sont celles des comptes nationaux trimestriels en base 80, les séries de la base 90 n'étant pas encore rétropolées au moment de cette étude. Ces séries correspondent à chacun des quatre principaux risques : vieillesse-survie, maladie, famille et chômage. A ces quatre séries ont été ajoutées une série " total des risques " et une série " total des prestations " qui prend de plus en compte principalement les régimes directs des fonctionnaires et des GEN que l'aide sociale départementale ainsi que d'autres versements des administrations (essentiellement RMI, CES, ASS).[13]

Chacune de ces six séries a ainsi été décomposée en une composante tendancielle et une composante cyclique grâce aux quatre méthodes de décomposition univariées exposées en première partie de cette étude à savoir la filtre Hodrik-Prescott, le filtre de Baxter - King, le modèle à composantes inobservables (dont plusieurs versions structurelles ont été testées) et la décomposition de Beveridge-Nelson. En plus de ces six séries de prestations, le même travail de décomposition a été effectué pour le PIB en volume.[14]

Les différentes méthodes indiquent des taux de croissance moyens très semblables sur la période. Par exemple, avec la décomposition de Hodrick - Prescott, on trouve un rythme de croissance annuel de 2,3 % pour le total des prestations, légèrement supérieur à celui du PIB, qui vaut 2 % sur la période considérée. Les croissances moyennes des différents risques sont dispersées : 0,5 % pour le risque famille, 2,6 % pour le risque vieillesse, 3,9 % pour le risque santé et 4,7 % pour le risque chômage. Dans ce qui suit, on examine l'ensemble des composantes cycliques ainsi obtenues avant de revenir sur les évolutions de chaque risque.

Chaque méthode fournit une décomposition différente. Toutefois la datation des points de retournement est très proche selon les différentes méthodes, à l'exception de la méthode de Beveridge - Nelson qui introduit parfois un décalage.

Les cycles obtenus par les trois décompositions (Hodrick-Prescott et le modèle à composantes inobservables et le filtre de Baxter - King) paraissent coïncidents (les points de retournements sont identiques) pour l'ensemble des séries de prestations. En revanche la décomposition de Beveridge-Nelson peut fournir un diagnostic parfois un peu différent des deux autres méthodes. C'est en particulier le cas pour la vieillesse, la famille et le chômage avec des cycles parfois décalés par rapport aux deux autres décompositions, ce qui correspond à une propension à anticiper les retournements de cycles par rapport aux deux autres méthodes.

Ainsi, pour les prestations familiales, le point bas du cycle observé en 1992-T2 et 1992-T3 avec les méthodes de lissage Hodrick-Prescott et le modèle à composantes inobservables se trouve en 1991-T4 avec la méthode de Beveridge-Nelson. De même, au

[13] Les séries par risques n'existent qu'à partir de 1981 dans les comptes trimestriels à l'exception du chômage qui a pu être pris en compte dès 1970. Toutefois, les comptes nationaux trimestriels enregistrent un total des prestations sociales depuis 1970.

[14] Pour une analyse plus détaillée des séries, voir Annexe 1.

moment de la récession de 1993-1994, le point haut du cycle apparaît en avance d'un trimestre par la méthode de Beveridge-Nelson par rapport aux deux autres méthodes. Pour le risque vieillesse, la méthode de Beveridge-Nelson indique également un retournement cyclique à la baisse dès 1993-T1 deux trimestres en avance sur les deux autres méthodes. Un deuxième retournement, à la hausse, se produit en 1994-T1 soit 2 trimestres avant le retournement résultant des deux autres méthodes.

Pour les prestations chômage, les différences qui apparaissent dans les positions cycliques sont plus importantes encore puisque la méthode de Beveridge-Nelson indique une dégradation continue de la position cyclique à partir de 1991-T3 alors que le retournement conjoncturel selon les deux autres méthodes de décomposition n'interviendrait qu'en 1993-T4. Le point bas du cycle et le retournement à la hausse interviendraient en 1995-T1 selon la méthode de Beveridge-Nelson soit un an plus tôt que selon les deux autres méthodes.

Pour le reste des séries de prestations (total des prestations, total des risques, santé), la coïncidence des cycles est assurée quelles que soient les méthodes de décomposition employées.

Une variance des cycles comparable à celle de l'activité

Un premier enseignement de ces décompositions réside dans la possibilité de quantifier la volatilité des séries c'est-à-dire l'écart-type des cycles (mesurés par chaque méthode de décomposition et pour chaque série; cf. Tableau 1). Comme la décomposition tendance – cycle est effectuée sur les séries en niveau prises en logarithme, la composante cyclique s'exprime au premier ordre comme un pourcentage de la composante tendancielle.[15]

Il apparaît que pour chaque série la variabilité du cycle est dépendante de la méthode de décomposition utilisée, mais un classement des séries par volatilité décroissante n'en est pas moins possible.

Tableau 1 Ecart - type des cycles (en %) sur la période 1981 T1 - 1998 T3

	Décomposition méthode Hodrick-Prescott	Décomposition modèle à composantes inobservables	Décomposition Méthode Baxter-King : Cycle	Décomposition modèle Beveridge-Nelson		Décomposition Méthode Baxter-King : Irrégulier
Chômage	7,2%	12,2%	7,5%	2,0% *		1,3%
Famille	2,4%	1,3%	1,6% *	0,8% *		0,9%
Santé	2,0%	0,9%	1,5% *	0,8% *		1,1%
Total des risques	1,4%	1,1%	0,7 % *	0,4% *		0,6 %
Total des prestations	1,1 %	0,9 %	1,8 %	0,8% *		0,9 %
Vieillesse	1,3%	0,9%	0,7%	0,3% *		0,5%
1985-Q2/1998-Q3	0,6%	0,6%	0,6%	0,3%		0,3%
PIB	1,0%	1,1 %	1,0%	0,4%		0,2%

Notes : Pour les modèles à composantes inobservables les résultats de ce tableau correspondent à la modélisation d'une tendance I(1) avec rupture de pente. (*) L'écart type plus faible obtenu dans ce cas s'explique en partie par le fait que la première partie de la période qui est celle pour laquelle le cycle semble le plus marqué ne peut pas être intégrée dans cette estimation.

On peut remarquer au vu des résultats que le modèle à composantes inobservables, le filtre Hodrick-Prescott et la méthode de Baxter et King donnent des résultats similaires en ce qui concerne la hiérarchie des volatilités cycliques des séries. La décomposition de Beveridge-Nelson semble en revanche s'en éloigner.

En premier lieu, il apparaît que les cycles des dépenses de protection sociale sont généralement plus accentués que ceux du PIB. En effet, l'écart-type des cycles des séries

[15] Cf. annexe 2.

retraçant l'ensemble des dépenses ("total des risques" et "total des prestations") est comparable ou plus important que celui du PIB.[16]

Ce tableau montre également que parmi les différents risques, ce sont les prestations chômage et famille qui ont la volatilité cyclique la plus marquée. Ce résultat correspond à des prestations caractérisées par un renouvellement important de la part du législateur (RMI, loi famille de 1993/94) et faisant l'objet de négociations interprofessionnelles à intervalles rapprochés (UNEDIC) et enfin qui sont les plus concernées par l'absorption des chocs conjoncturels.

Le risque santé a une variabilité dans la moyenne, comparable à celle du " total risque " et " total des prestations ", alors qu'un troisième groupe comprend les prestations vieillesse.

La faible variabilité des prestations vieillesse peut aisément s'expliquer par le peu d'influence de la conjoncture sur les éléments concourant à la détermination des retraites (démographie, reconstitution des carrières salariales). Pour l'essentiel, la composante cyclique est le fait des préretraites (incluses dans les prestations retraites en comptabilité nationale-base 80) qui ont pu être utilisées comme un outil de régulation conjoncturelle du marché du travail, en particulier au début des années 80. De fait, lorsque la variance du cycle des prestations vieillesse est calculée sur la période 1985-T2/1998-T3, ce qui élimine l'effet de l'utilisation massive des préretraites en début de période, la variance du cycle de prestations vieillesse se retrouve être la plus faible de l'ensemble des prestations sociales, un résultat lui aussi conforme à l'idée que l'on se fait *a priori* d'une prestation essentiellement explicable par des facteurs de long terme.[17]

Les contributions à la variance du total des risques

Une information supplémentaire est apportée par la décomposition de la variance du cycle "total des risques" en parts attribuées à chacun des quatre risques. Du fait de la non linéarité des méthodes de décomposition, à l'exception du filtre de Baxter-King, on ne retient que cette dernière méthode de décomposition. Toutefois, la transformation logarithmique utilisée dans la décomposition des séries entraîne une non-linéarité et donc la présence d'un résidu dans la décomposition de la variance.

D'autre part, l'obtention d'une série "total des risques en volume" à l'aide d'un déflateur appliqué à la série correspondante en valeur n'assure pas une égalité de la série en volume avec la somme des risques élémentaires en volume, ce qui ajoute un résidu supplémentaire à celui qui résulte des effets de la non-linéarité mentionné ci-dessus. Pour s'affranchir de cette difficulté, on a utilisé une série "total des risques en volume" obtenue comme somme directe des risques élémentaires en volume.

Tableau 2

Contribution des risques élémentaires à la variance du "total des risques" (en %)

	Santé	Vieillesse	Famille	Chômage		Résidu
Cycle Baxter-King	44,6	17,6	9,3	5,2		23,2
Irrégulier Baxter-King	57,8	25,7	6,6	1,4		8,5

L'essentiel de la variance peut être expliqué par les deux séries de prestations attachées aux risques les plus importants en terme de montants : la santé et la vieillesse. La santé tout particulièrement dont la variabilité est forte et la vieillesse dont la variabilité est faible mais le poids plus important. Les risques chômage et famille, couverts par des prestations de plus forte variabilité, pèsent toutefois d'un poids limité dans le total, ce qui explique leur plus

[16] Pour la série "total des risques", la méthode de Baxter - King ne peut pas être appliquée en début de période (pour laquelle la composante cyclique semble importante), du fait de la non disponibilité des données, ce qui rend difficile la comparaison avec le cycle du PIB.

[17] Cf. graphiques en annexe 2.

faible contribution à la variance de l'ensemble. Ces résultats sont conservés à la fois pour la décomposition du cycle et de l'irrégulier issus du filtre de Baxter - King.

Influence des politiques sociales sur les cycles et les tendances

L'analyse des tendances et des cycles obtenus par les différentes méthodes de décomposition permet un premier regard qualitatif, sur l'influence des politiques sociales aussi bien que de la conjoncture économique sur les tendances. La nature des modèles de décomposition incite à se reporter au modèle à composantes inobservables pour mener à bien cet exercice. En effet, ce modèle est basé sur une indépendance des parties cycliques et tendancielles de la série, ce qui permet une meilleure lisibilité des parties tendancielles ainsi calculées.

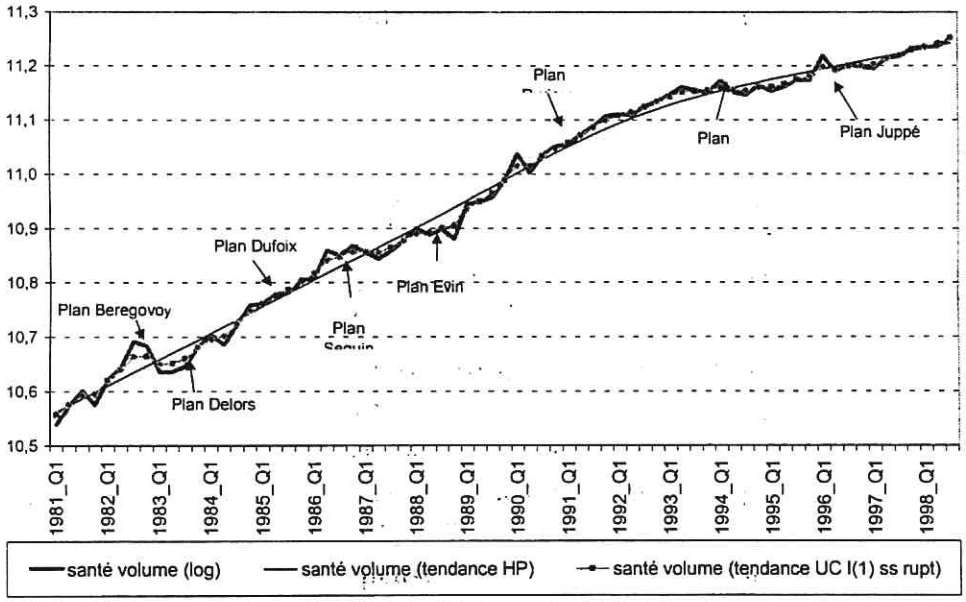
L'influence des politiques publiques sur la position cyclique ainsi que l'inflexion de tendance qu'elles peuvent induire sont particulièrement pertinentes dans le cas de l'assurance maladie et, dans une moindre mesure dans celui de la politique familiale qui sont les domaines de la politique sociale les plus sujets à des décisions publiques discrétionnaires et qui correspondent de plus à des " plans " connus et datés.

Cette analyse des conséquences discrétionnaires des politiques publiques peut également être éclairée par les circonstances dans lesquelles la politique considérée a été mise en œuvre, c'est-à-dire que nous aurons à examiner la position cyclique et la tendance avant la mise en œuvre du plan et après qu'il ait été opérationnel.

Le cas des plans d'assurance maladie présentés entre 1981 et 1998

Durant cette période, 8 plans ont été mis en œuvre en 1982 (plan Bérégovoy en juillet et septembre), 1983 (plan Delors, mars et septembre), 1985 (plan Dufoix, mai et juin), 1986 (plan Seguin, novembre), 1988 (plan Evin, septembre), 1991 (plan Durieux, juillet), 1993 (plan Veil, août) et 1995 (plan Juppé, novembre).

Graphique 7 Dépenses de santé tendance (volume)

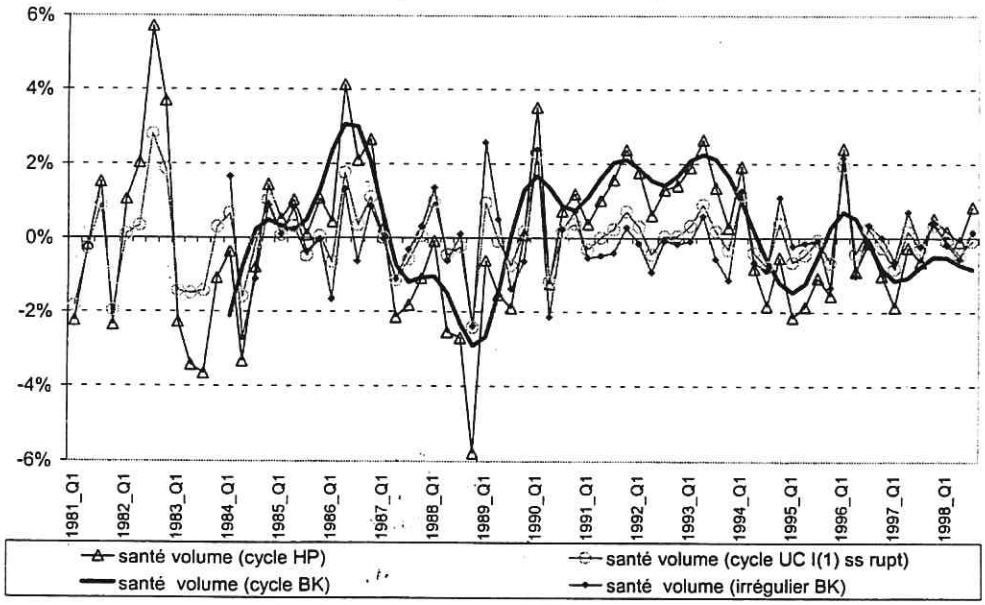


Source : INSEE, calculs DREES.

Sur l'ensemble de ces plans, 5 ont été décidés et annoncés alors que le cycle de dépenses maladie était en position positive (plans Bérégovoy, Dufoix, Seguin, Durieux, et Veil) et trois ont été décidés et annoncés alors que la conjoncture de l'assurance maladie était dans une phase négative du cycle (plans Delors, Evin, Juppé). Encore convient-il de préciser que le plan Evin était un plan conçu pour être " dépensier " (il proposait de nombreuses

exonérations de ticket modérateur) et que le plan Juppé était conçu comme un plan de nature essentiellement structurel dont les principes de base reposaient sur une refonte de l'organisation institutionnelle du système.

Graphique 8 Dépenses de santé : Cycle volume



Source : INSEE, calculs DREES.

Si l'on examine maintenant, non plus la position cyclique mais sa dynamique, on constate que cinq de ces plans (Bérégovoy, Dufoix, Durieux, Veil et Juppé) ont été mis en œuvre alors que le cycle était dans une phase ascendante ou à un pic. Le plan Seguin a été annoncé alors que la position cyclique était positive mais déjà déclinante. Deux plans ont été annoncés dans une phase cyclique tout à la fois négative et déclinante (Delors et Evin).

On peut dans un deuxième temps examiner l'évolution cyclique à la suite de ces plans tout en reconnaissant d'une part que cette évolution peut s'expliquer par des facteurs étrangers à ces plans et qu'il convient d'autre part de prendre en compte les retards inhérents à la mise en œuvre et à la montée en charge des effets de ces plans.

Trois plans mis en œuvre dans des phases cycliques hautes sur cinq ont débouché sur un passage en phase cyclique négative dans un délai de 1 (plan Seguin) à 3 trimestres (plan Bérégovoy). Les plans Dufoix et Durieux n'ont en revanche eu aucun effet sur la position cyclique puisqu'il aura fallu environ 8 trimestres après le plan Dufoix pour passer en phase cyclique négative et environ 13 trimestres après le plan Durieux. En ce qui concerne le plan Delors, mis en œuvre dans une phase cyclique négative, il est associé avec une prolongation de cette phase négative pendant une durée d'environ 5 trimestres. Le plan Evin, qui a été décidé dans une phase négative et qui comportait pour l'essentiel des mesures d'exonération du ticket modérateur est associé avec un retournement cyclique à la hausse et à un passage en phase positive du cycle en 2 à 3 trimestres.

Une analyse similaire menée sur les infléchissements de tendance qui seraient associées aux différents plans permet les remarques suivantes. Sur les 8 plans considérés, 4 peuvent être associés à des infléchissements de tendance dans le rythme des dépenses de l'assurance maladie (les plans Bérégovoy, Seguin, Veil et Juppé). Ces infléchissements de tendance semblent toutefois avoir une persistance très faible, de l'ordre de 3 à 4 trimestres pour les plans Bérégovoy, Seguin, Veil et Juppé, voire nulle pour les plans Delors, Dufoix et Durieux. Quant au plan Evin de septembre 1988 il a été associé à une accélération de la tendance un trimestre après avoir été présenté.

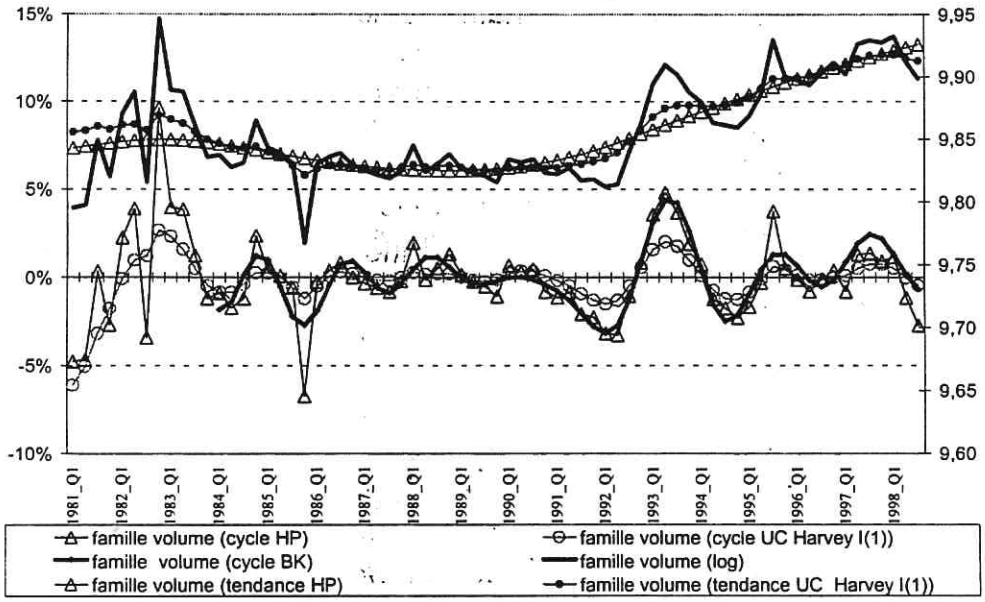
Il ressort donc de cette analyse menée à partir des résultats de notre décomposition tendance-cycle que la plupart des plans ont été conçus et mis en œuvre dans des périodes hautes du cycles des dépenses de santé et qu'ils semblent avoir eu (dans l'ensemble) des effets certains dans le retournement du cycle et le passage en position cyclique négative. En revanche, leurs effets sur la tendance semble limité en intensité et dans tous les cas transitoires.

Il est à noter que ces résultats sont cohérents avec ceux exposés dans le Rapport Santé 2010 (page 37) qui mentionnait qu'un ajustement économétrique des déterminants des dépenses de santé devait introduire une variable indicatrice sortant avec un signe négatif l'année d'introduction du plan et un signe positif l'année suivante.

Le cas des prestations familiales entre 1981 et 1998

Tout comme les dépenses de santé, les prestations familiales peuvent faire l'objet de décisions discrétionnaires de la part des autorités publiques (revalorisation d'un barème, création d'une nouvelle prestation, augmentation exceptionnelle et transitoire d'une prestation, ...) avec des conséquences qui peuvent *a priori* être de nature cyclique (cas d'une augmentation de l'allocation de rentrée scolaire) ou tendancielle (cas de la création d'une nouvelle prestation comme l'APE deuxième enfant) mais en tout état de cause susceptibles d'avoir un effet à court terme.

Graphique 8 Tendance et cycle de la série " risque famille " en volume 1981-98



Source : INSEE, calculs DREES.

On constate une rupture dans la tendance en 1991-92. Jusqu'à la fin des années 80, la tendance est stable ou légèrement décroissante, ce mouvement est cohérent avec l'évolution démographique concomitante. Par contre, depuis 1991, l'inflexion (changement de tendance à la hausse à un rythme de l'ordre de 1,2 % par an environ) est difficile à expliquer par des facteurs autres que des modifications de la politique familiale.

Sur l'ensemble de la période les principales caractéristiques de la politique familiale se sont traduites par des mouvements dans la composante cyclique de la série. Deux grandes inflexions cycliques de la politique familiale peuvent être repérées, dans les années 1982-1983 et en 1993 correspondant à la période de majoration des barèmes et à la revalorisation de la BMAF et de l'allocation de rentrée scolaire, ainsi qu'à la loi famille.

Entre 1981 et 1982 une forte revalorisation des barèmes a été opérée débouchant sur une dégradation de la situation financière de la branche famille. Il s'ensuit, à partir de 1983

une évolution très modérée des prestations, ainsi que des arrêts de versements (avancement de la date de réduction ou de fin de droit d'un mois en février 1983, non-versement de l'ALF pour la période prénatale à partir de juillet 1983).

La revalorisation des barèmes semble n'avoir eu qu'une influence limitée sur la composante tendancielle qui reste stable jusqu'en 1983 T3 avant d'amorcer une diminution suivie d'une stagnation à partir de la fin de l'année 1985. L'évolution atypique mesurée au dernier trimestre de 1985 pourrait éventuellement s'expliquer par l'harmonisation des dates de versement des prestations (paiement entre le deuxième jour et le cinquième jour du mois suivant), qui ont pu induire de forts mouvements de trésorerie et d'écriture dans les comptes trimestriels.

Par la suite, une politique de conciliation de l'activité professionnelle et de la vie familiale se traduit par la création d'aides spécifiques.[18] Ces éléments contribuent sans doute à l'accélération de la tendance des prestations familiales à partir du début des années 90, qui intervient avant même la loi Famille alors que la composante cyclique devient négative au début de la décennie 90.

Peut être observe-t-on dans ces données l'influence croissante des prestations sous conditions de ressources dans la politique familiale. Bien que cette hypothèse soit difficile à prouver compte tenu des données disponibles, on peut penser que cette orientation de la politique familiale a eu un double effet. D'une part sur la remontée de la tendance, observable à partir du tournant des années 90, au moment où l'exclusion et la pauvreté frappait un nombre croissant de personnes. D'autre part sur la variabilité du cycle puisque les prestations associées à la lutte contre la pauvreté sont *a priori* celles qui présentent le caractère le plus cyclique ainsi qu'on peut le voir dans le caractère accentué du cycle durant la récession de 1993-94, accompagnée d'une hausse du chômage et de l'exclusion.

On peut aussi voir dans le retournement de tendance un effet de la revalorisation de la BMAF en 1993-94 qui évolue plus vite que l'indice des prix et qui de ce fait induit une accélération des dépenses qui se retrouve dans la composante cyclique. Le caractère accentué du cycle en 1993-94 durant la période de ralentissement cyclique accompagnée de la hausse du chômage et de l'exclusion s'explique sans doute également par la hausse des dépenses de prestations sous conditions de ressources.

A ces éléments s'ajoute l'accumulation dès 1992 de mesures expansionnistes (janvier 1992, extension de l'ALS aux personnes non encore couvertes par une aide au logement dans les agglomérations de plus de 100 000 habitants ; avril 1992, AGED).

La troisième étape importante de la politique familiale durant cette période est le triplement de l'allocation de rentrée scolaire en 1993 et le vote de la loi famille en 1994 qui combine des mesures visant à mieux concilier vie domestique et professionnelle, de mesures en faveur de l'adoption et des naissances multiples, et enfin des mesures d'aide aux familles, notamment avec de jeunes adultes.[19] L'amplitude de la composante cyclique qui en résulte est relativement importante quelle soit la méthode retenue. Mais, ce cycle peut néanmoins refléter le caractère saisonnier de certaines prestations (en particulier celui de l'ARS).

Le cas des prestations vieillesse entre 1981 et 1998

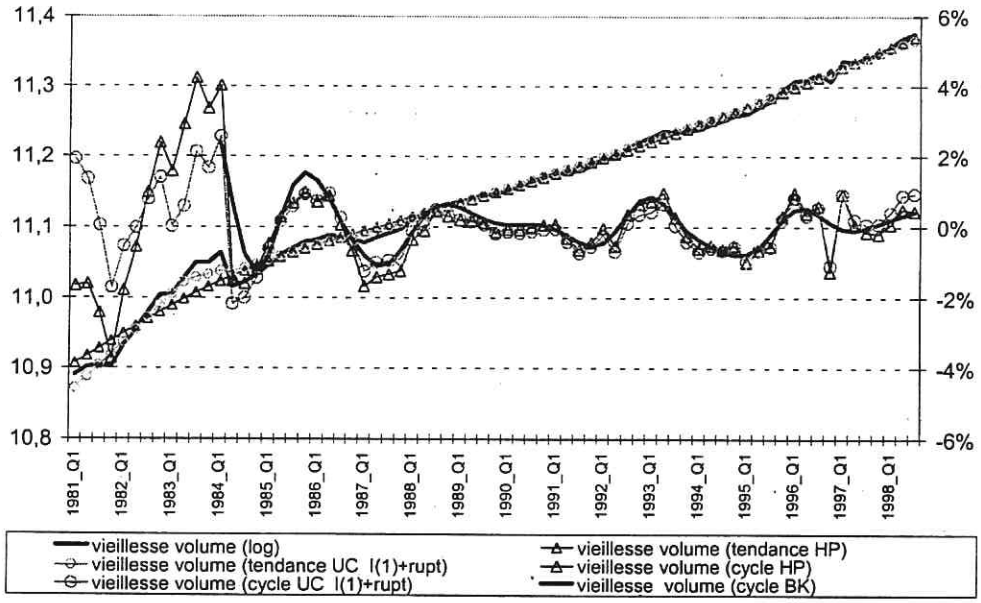
Les prestations vieillesse ont une composante cyclique de faible variabilité, en particulier après la deuxième moitié des années 80. Les prestations vieillesse sont en effet

[18] Création de l'AJE et de l'APE en 1985, création de l'AGED et assouplissement du champ d'attribution de l'APE en 1986, institution de l'AFEAMA en 1990.

[19] Extension de l'APE au deuxième enfant, extension de l'AGED et de l'AFEAMA, extension du congé de maternité en cas de naissances multiples et création d'une allocation d'adoption, relèvement de l'âge d'ouverture du droit aux allocations familiales.

essentiellement régies par les facteurs de long terme correspondant aux évolutions démographiques dont la variabilité de court terme est évidemment très faible.

Graphique 9 Tendance et cycle de la série " risque vieillesse " en volume 1981-98



Source : INSEE, calculs DREES.

Par contre, la forte composante cyclique du début des années 80 s'explique par l'utilisation des préretraites comme une des composantes de la politique de l'emploi (qui sont une partie des prestations vieillesse dans la base 80 de la comptabilité nationale) dont le stock annuel s'accroît et atteint un pic historique de l'ordre de 700 000 personnes en 1984 (contre moins de 50 000 en 1973).[20]

A partir du début des années 90, l'adaptation progressive des régimes de retraites aux conditions démo-économiques a débouché sur la réforme du régime général de retraite en juillet 1993[21] puis sur celle des régimes complémentaires AGIRC/ARRCO en 1993, 1994 et 1996.[22] Les mesures prises dans les années 90 en matière de retraites mais également le relatif "creux" démographique des entrées en retraite de la seconde moitié des années 90 ont sans doute contribué à modérer le dynamisme des prestations retraites sur la fin de la période étudiée.

V Les prestations sociales jouent-elles un rôle contracyclique de stabilisateur des fluctuations conjoncturelles de l'activité ?

La protection sociale a souvent été vue comme un amortisseur du cycle, du fait du soutien à la demande des ménages assuré par les prestations servies.

Si cette hypothèse est vérifiée, alors les corrélations entre composantes cycliques des prestations sociales et du PIB devraient être négatives, une fois pris en compte d'éventuels décalages temporels. Les graphiques suivants retracent les corrélations entre le cycle du PIB

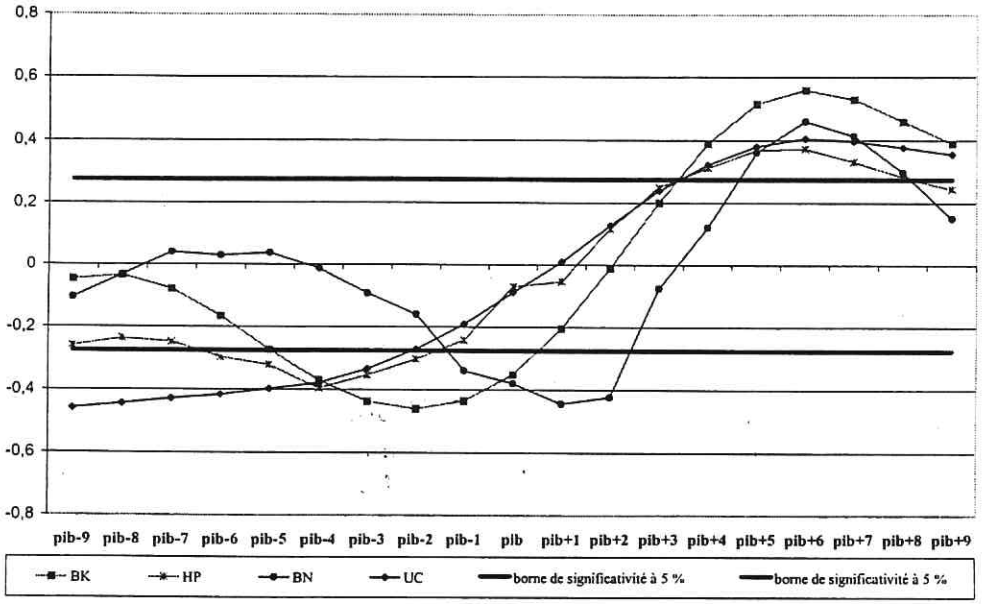
[20] Cette politique délibérée de retrait des travailleurs âgés du marché du travail est rendue possible sur la période grâce à l'instauration, en 1972, d'une garantie de ressources au profit des travailleurs âgés, puis par l'extension de l'AS-FNE en 1979 et enfin avec la création des contrats de solidarité en 1982. Le dispositif est complété par les dispenses de recherche d'emploi pour les chômeurs âgés en 1985.

[21] Le salaire moyen est désormais progressivement calculé sur les 25 meilleures années, la durée d'assurance est augmentée de 150 à 160 trimestres et les pensions sont revalorisées en fonctions des prix et non plus des salaires bruts.

[22] Ces dispositions visaient à réduire le rendement de référence, la diminution des majorations familiales et une hausse de la valeur du point.

d'une part et celui de l'ensemble des prestations versées par un circuit d'assurance sociale (série "total des prestations» et série "total des risques"), ainsi que pour deux types de prestations, chômage d'une part en raison de sa forte volatilité et son lien supposé avec le cycle, santé d'autre part en raison de leur forte contribution à la variance de l'ensemble des prestations sociales.[23]

Graphique 10 Corrélation cycle à cycle, "total des risques" PIB



Note : BK désigne la structure de corrélation entre cycle obtenue par le filtre de Baxter-King, HP celle obtenue par le filtre de Hodrick-Prescott, UC par le modèle à composantes inobservables et BN par celle de la méthode de Beveridge-Nelson.

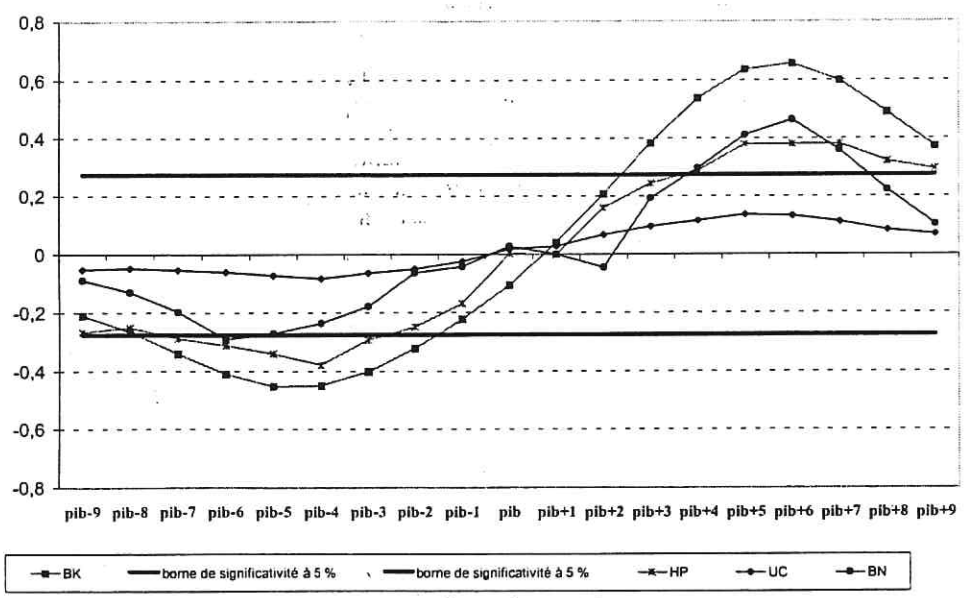
La datation des décalages entre cycle de l'activité d'une part et cycle des prestations d'autre part est sensiblement robuste à la méthode de décomposition employée. Pour s'en tenir à la seule série "total des risques en volume", la corrélation entre le cycle du PIB et celui des prestations sociales est la plus fortement négative lorsque l'activité a une légère avance sur le cycle des prestations, avance qui peut varier de 2 trimestres (décomposition de Baxter King) à 4 trimestres (décomposition de Hodrick-Prescott). Autrement dit, le cycle de l'activité et celui des prestations sociales sont négativement corrélés, avec un léger décalage temporel correspondant à un retard des prestations sociales de l'ordre de 2 à 4 trimestres.

A l'inverse, on observe une corrélation positive entre le cycle des prestations sociales et celui de l'activité, mais avec un décalage variant entre 7 (pour les modèles à composantes inobservables) et 5 trimestres (décomposition de Hodrick-Prescott). Autrement dit, les deux cycles sont positivement corrélés avec un retard de 5 à 7 trimestres de l'activité sur les prestations sociales.

D'autre part, la structure de corrélations cycle à cycle qui est retracée aux graphiques 11 et 12 est comparable à celle obtenue avec les autres séries.

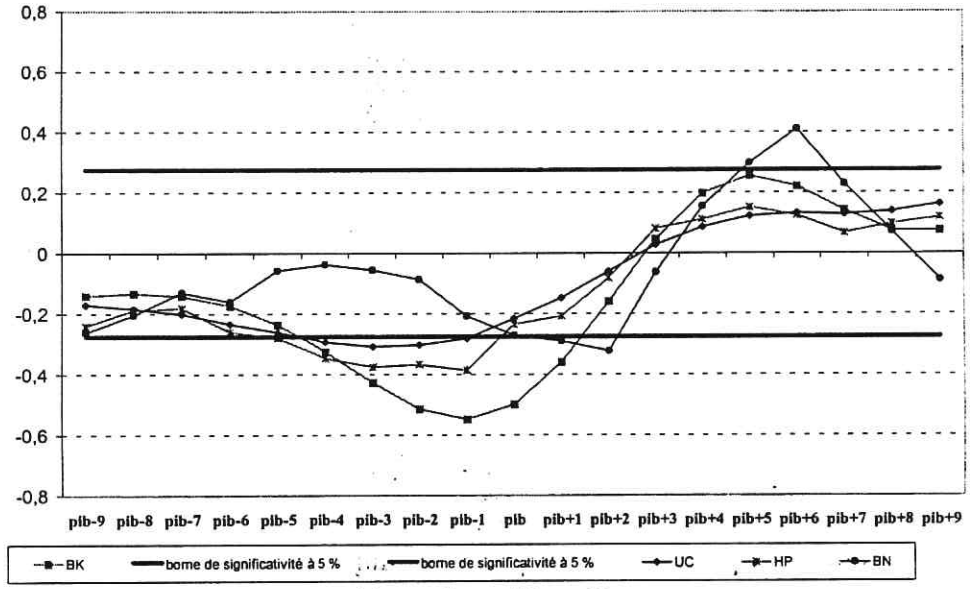
[23] On teste l'indépendance des deux v.a. gaussiennes par la nullité de leur coefficient de corrélation. Lorsque ce coefficient de corrélation est nul, on démontre que la v.a. R dont le coefficient de corrélation empirique est la réalisation est telle que $\frac{R\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-R^2}}$ suit une loi de Student à (n-2) degrés de liberté (où n est la taille de l'échantillon). Pour des v.a. quelconques, ce test est encore valable pour des échantillons de grande taille. On ne teste alors pas l'indépendance, mais la non corrélation linéaire. On a utilisé ces tests pour indiquer la significativité des coefficients de corrélation observés.

Graphique 11 Corrélation cycle à cycle, santé et PIB



Note : cf. graphique 10.

Graphique 12 Corrélation cycle à cycle, "total des prestations" et PIB



Note : cf. graphique 10.

Ainsi, la forme générale de ces graphiques met en évidence une corrélation négative entre le cycle du PIB et ceux des dépenses de prestations sociales, avec un retard lié au versement décalé des prestations, qui vaut au maximum quelques trimestres.

Ce premier résultat indique que les cycles des prestations sociales et celui du PIB sont instantanément dans des phases opposées : lorsque le cycle du PIB est négatif, celui des prestations sociales est positif et vice-versa. En d'autres termes, on détecte un caractère contra cyclique des prestations sociales.

D'autre part, on observe une corrélation positive entre le cycle des prestations sociales et celui du PIB décalé de plusieurs trimestres (de 5 à 9 trimestres). Ce second résultat indique simplement que les phases des cycles sont les plus semblables avec un décalage de 5 à 9 trimestres.

Ces résultats, valables pour les quatre séries étudiées, pourraient s'expliquer de la manière suivante : une position cyclique dégradée (resp. : favorable) engendrerait un surcroît de versement de prestations décalé de quelques trimestres compte tenu des délais administratifs de mise en œuvre et des effets du cycle de productivité (les manifestations d'une dégradation/amélioration cyclique ne se faisant sentir que de manière retardée, notamment sur l'emploi). A l'inverse, le surcroît (resp. : le déficit) de versement des prestations sociales précèderait de plusieurs trimestres une reprise (resp. : une dégradation) cyclique.

Conclusion

L'utilisation des méthodes de décomposition cycle-tendance est un outil de l'analyse macroéconomique traditionnelle. Dans cette étude, nous avons utilisé cette approche pour l'étude des séries de dépenses de protection sociale en France depuis 1981. Cela permet de développer une grille de lecture des évolutions au cours de cette période, en particulier en distinguant une tendance de moyen-long terme d'un cycle correspondant aux évolutions de court à moyen terme.

Il apparaît que la composante cyclique des séries de prestations sociales est forte. En effet, l'ordre de grandeur de la variance du cycle des séries de prestations sociales est proche de celui du PIB. Toutefois cet ordre de grandeur dépend des séries considérées. On distingue ainsi deux groupes de prestations, d'une part les prestations ayant une variabilité cyclique plus forte que celle du PIB (branches chômage, famille, santé) et d'autre part le risque vieillesse-survie, dont les variations cycliques sont nettement moins amples que celles du PIB.

D'autre part, les composantes tendancielles des séries de protection sociale ne font généralement apparaître que de rares ruptures de tendance sur la période. Les réformes successives de la couverture du risque santé semblent n'avoir eu que peu d'effet sur la tendance des prestations du risque santé. La tendance des prestations famille s'est progressivement infléchie à la hausse depuis le début des années 90, reflétant les modifications successives de la politique familiale.

Les seules ruptures de tendance que l'on identifie de manière nette sont liées à des modifications sensibles des politiques de couverture des risques : diminution des préretraites à partir de 1983, pour le risque vieillesse - survie ; séparation des régimes d'assurance et de solidarité en 1984 pour le risque chômage.

En dernier lieu, la structure des corrélations entre le cycle du PIB et ceux des prestations sociales fait apparaître une corrélation instantanée fortement négative, ce qui valide l'intuition d'effets contracycliques marqués des prestations sociales.

Bibliographie

Beveridge S. et Nelson C., (1981), "A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle", *Journal of Monetary Economics*, n°7, pp 151-174.

Bolot-Gittler A, Daniel C, Join-Lambert M.T, Lenoir D, Méda D, (1997), *Politiques Sociales*, Presses de Sciences Po et Dalloz.

Commissariat Général au Plan, (1993), *Santé 2010, Equité et efficacité du système,* La documentation française.

Doz C., Rabault G. et Sobczak N., (1995), "Décomposition tendance-cycle: estimations par des méthodes statistiques univariées", *Economie et Prévision*, vol 4, n°120

Fayolle J. et Mathis A. (1994), "Tendances et cycles stylisés dans les pays du G7. Une approche stochastique", *Observations et Diagnostics Economiques, Revue de l'OFCE*, n° 45, pp. 201-233.

Fournier J.Y., (1999), "Extraction du cycle des affaires: la méthode de Baxter et King", *document de travail de l'INSEE, DESE*, n°9916.

Gourieroux C. et Monfort A., (1995), *Séries temporelles et modèles dynamiques.* Economica.

Hamilton J.D., (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.

Harvey A.C., (1989), *Forecasting, Structural time series models and the Kalman filter*, Cambridge University Press.

Henin P.Y., (1989), "Sur la non stationnarité des séries macroéconomiques : tendances, cycles et persitance", *Revue d'Economie Politique*, n°5, pp.631-691, septembre-Octobre.

Nelson J.B et Kang H., (1981), "Spurious periodicity in inappropriately detrended time series" *Econometrica*, n°49, pp. 741-751

Nelson J.B et Plosser C.I., (1982), "Trend and random walks in Macroeconomic Time series: Some evidence and implications", *Journal of Monetary Economics*, n°10,pp 139-162.

Newbold P., (1990), " Precise and efficient computation of the Beveridge – Nelson decomposition of economic time series ", *Journal of Monetary Economics*, vol. 26, pp. 453-457.

Quah D., (1992) ,"The relative importance of permanent and transitory components : identification and some thoretical bounds", *Econometrica*, 60, p 107-118.

Watson M., (1986), "Univariate detrending methods with stochastic trends", *Journal of Monetary Economics*, n°18, pp. 49-75.

Annexe 1 Les données utilisées.

Les séries utilisées proviennent des comptes trimestriels de l'INSEE dans la base 80. Les séries par risque (santé, vieillesse, famille et chômage) correspondent aux prestations sociales liées à un circuit d'assurance sociale, c'est-à-dire dans la nomenclature INSEE à la ventilation par risque des prestations versées par les différents régimes correspondants de la nomenclature R641. Cette classification a des conséquences qui doivent précisées sur chacun des risques.

Pour ce qui concerne la santé, la série retraçant les prestations santé s'entend prestations de mutuelles et d'institutions de prévoyances comprises. En revanche, la dotation

hospitalière ainsi que l'aide médicale gratuite versée par les départements ne figurent pas dans la série.

Pour le risque chômage, la série correspond au régime général c'est-à-dire aux prestations versées par l'UNEDIC (c'est-à-dire hors prestations de solidarité comme l'ASS ou les pré-retraites ainsi que les indemnités de licenciements versées directement par l'employeur qui sont considérées comme des prestations directes d'employeur).

Les prestations de vieillesse-survie comprennent les préretraites dès lors qu'elles sont servies par un circuit d'assurance sociale. C'est ainsi que la garantie de ressources, instaurée en 1972 en faveur des travailleurs âgés de plus de 60 ans puis étendue aux travailleurs âgés de 57 à 60 ans en 1973 et aux démissionnaires en 1977 est incluse dans la série vieillesse-survie jusqu'à son abandon en 1984. En revanche, les préretraites FNE (l'allocation spéciale) ne figurent pas dans la série vieillesse-survie puisqu'elles ne sont pas servies par un circuit d'assurances sociales. Enfin, les dispositifs de dispense de recherche d'emploi (à partir de 1985) puis l'ARPE (en 1995) ne sont pas comptabilisés en prestations vieillesse mais en prestations chômage.

De même, les prestations familiales s'entendent "allocations de logement familial" incluses mais "allocations de logement social" et "aides personnalisées au logement" exclues puisque servies par des fonds d'Etat.

La série "total risques" est la somme simple des quatre risques: santé, vieillesse, famille et chômage.

Ces classifications de la comptabilité nationale (base 80) soulèvent un certain nombre de difficultés dans l'utilisation des cycles et des tendances de ces séries.

Ainsi, une série spécifique de préretraites pourrait être utile pour répondre à la question de l'utilisation cyclique du retrait des travailleurs âgés du marché du travail. Il s'agirait de palier à l'inclusion d'une partie des préretraites (la garantie de ressource) dans les prestations vieillesse, à l'exclusion des préretraites d'état versées par le FNE et au classement en prestations chômage de prestations servant en fait à financer des retraits du marché du travail (dispense de recherche d'emploi et ARPE).

Un autre développement pourrait résider dans la distinction des prestations familiales sous conditions de ressources ou universelles, qui sont actuellement confondues dans la série des prestations familiales.

Enfin, la constitution d'une série regroupant l'ensemble des prestations qui sont supposées avoir le rôle contracyclique le plus marqué serait également utile (RMI et ensemble des prestations familiales sous condition de ressources, prestations chômage et prestations finançant les retraits d'activité).

La série "total prestations reçues par les ménages" comprend non seulement la somme des risques explicités ci-dessus (santé, vieillesse, famille et chômage) mais aussi les prestations sociales versées directement par l'employeur (retraites des fonctionnaires, supplément familial de traitement, ...) et les autres prestations sociales reçues par les ménages hors circuit d'assurance sociale (ce qui comprend essentiellement le RMI et l'ASS, l'aide sociale départementale ainsi que les prestations versées par les associations et l'ALS et l'APL versées par des fonds d'Etat). Ce type de prestations correspond dans la nomenclature INSEE aux nomenclatures R642 (prestations directes d'employeurs) et R643 (autres prestations sociales reçues par les ménages).

Pour passer des séries en valeur aux séries en volume, différents déflateurs ont été utilisés. Pour la santé, le déflateur utilisé est l'indice du prix de la consommation de soins de santé des ménages. Pour la vieillesse, le déflateur est construit à partir des salaires bruts

jusqu'en 1993 puis à l'aide des prix à la consommation à partir de 1994 au moment du changement d'indexation mis en place par la loi de 1993. Pour la famille, le déflateur est l'indice des prix à la consommation. Le chômage en volume a été obtenu à partir d'un indice de pouvoir d'achat. Pour les séries total risques et total prestations, un déflateur composite est utilisé (les différents déflateurs sont pondérés par le poids du risque élémentaire correspondant dans le total des risques).

Les séries utilisées sont donc les suivantes :
-risque "santé" : R641_AR18NR7
-risque "vieillesse-survie" : R641_AR2_NR7
-risque "chômage" : R641_RE1127
-risque "famille" : R641_AR3_NR7

La série "total risques" est la somme des quatre séries ci-dessus alors que la série "total des prestations sociales reçues par les ménages" est la somme de la série "total risques", des prestations directes d'employeur (R642_NR7) et des "autres prestations sociales" (R643_NR7).

Annexe 2 Les méthodes statistiques de décomposition tendance - cycle

On utilise les séries en volume, prises en logarithme. Le problème de la décomposition tendance - cycle revient donc à identifier les composantes tendancielles (T) et cycliques (C), soit : $\ln(Y_t) = C_t+T_t$.

La composante cyclique obtenue correspond alors (au premier ordre) à un pourcentage de la tendance de la série en niveau. En effet, on a : $Y_t = \exp(C_t).\exp(T_t)$, et donc $Y_t \approx (1+C_t).\exp(T_t)$.

La décomposition de Beveridge – Nelson

La décomposition de Beveridge – Nelson repose sur l'estimation d'un modèle ARIMA de la série considérée. Elle consiste à intégrer dans la composante tendancielle les effets permanents des résidus provenant de l'estimation du modèle ARIMA de la série. Les estimations du cycle et de la tendance se font de ce fait de manière récursive, en utilisant en t l'information disponible jusqu'à cette date. Par construction de la méthode, les composantes cycliques et tendancielles de la série sont parfaitement corrélées.

Soit le modèle ARIMA(p,1,q) des différences premières de la série z_t :

$w_t = z_t - z_{t-1}$

représenté par : $\phi(L)(w_t - \mu) = \theta(L)\varepsilon_t$

A l'instant t, la prévision optimale de z à l'horizon (t+k) est alors :

$$\hat{z}_t(k) = z_t + \sum_{j=1}^{k} \hat{w}_t(j)$$

Puisque w est stationnaire, cette prévision est symptomatiquement une fonction linéaire de k, de pente μ et d'ordonnée à l'origine :

$$\bar{z}_t = z_t + \lim_{k\to\infty}\left(\sum_{j=1}^{k} \hat{w}_t(j) - k\mu\right) \qquad (1)$$

Cela amène Beveridge et Nelson (1981) à identifier $\bar{z}_t$ comme la composante permanente ou tendance de z_t et $c_t = \bar{z}_t - z_t$ comme la composante transitoire ou cyclique.[24]

Une fois un modèle ARIMA estimé, les prévisions peuvent être obtenues par les programmes standards. Beveridge et Nelson (1981) proposent de tronquer la somme infinie de 1 à 100. Pour un MA pur, le calcul est exact. Dans les autres cas, ce calcul est approché.

Newbold (1990) a toutefois proposé une expression exacte de ces composantes. En effet, en soustrayant la moyenne de w, on obtient :

$y_t = w_t - \mu$ et donc : $\hat{y}_t(j) = \hat{w}_t(j) - \mu$

La relation (1) s'écrit alors :

$$\bar{z}_t = z_t + \lim_{k\to\infty}\left(\sum_{j=1}^{k} \hat{y}_t(j)\right) = z_t + c_t \qquad (2)$$

[24] Watson (1986) a montré que $\bar{z}_t$ est l'estimateur des moindres carrés de la tendance, étant donnée l'information disponible à la date t.

Newbold (1990) montre que le calcul de la composante c peut être obtenu de la manière suivante : $c_t = \lim_{k\to\infty}\left(\sum_{j=1}^{k}\hat{y}_t(j)\right) = \sum_{j=1}^{q}\hat{y}_t(j) + \left(1-\phi_1-\ldots-\phi_p\right)^{-1}\sum_{j=1}^{p}\sum_{i=j}^{p}\phi_i\hat{y}_t(q-j+1)$ (3)

Les décompositions tendances – cycles présentées ont été calculées de cette manière.

Le cycle c_t est défini comme la somme des variations futures prévisibles à la date t. Comme Beveridge et Nelson (1981) l'indiquent, cela implique que le cycle sera positif lorsque la variable croît plus vite que sa moyenne et négatif, si elle croît moins vite, dans la mesure où les variations de la série sont positivement autocorrélées. Toutefois, une telle convention pour le cycle pose une difficulté dans le cas de séries dont les différences premières sont négativement corrélées. En effet, dans ce cas, le cycle serait généralement négatif lorsque la série croît plus vite que sa moyenne. C'est pourquoi dans ce dernier cas, nous avons adopté une convention différente, qui consiste à définir le cycle comme l'opposé de la somme des variations futures prévisibles à la date t.

Le filtrage dans le domaine des fréquences : la méthode de Baxter-King.

L'analyse "dans le domaine des fréquences" permet de décomposer un processus en une somme de fonctions sinusoïdales pondérées par la densité spectrale du processus telle que déduite de sa transformée de Fourier. L'application d'un filtre à ces décompositions en somme de sinusoïdes permet de ne retenir que les fréquences que l'on souhaite pour en extraire des "sous processus". Dans le cas présent il s'agit de définir des filtres qui ne conservent que les fréquences inférieures à certaines bornes définies à l'avance, appelés filtre "passe-bas".

La différence entre deux filtres passe-bas, appelé filtre "passe-bande", ne retient, dans le processus de filtrage, que les fréquences comprises entre deux bornes définies à l'avance. C'est ainsi que si l'on définit deux filtres "passe-bas" associés aux fréquences ω_0 et ω_1 (avec $\omega_0 < \omega_1$), on aura les fonctions de transfert suivantes :

- filtre passe-bas idéal associé à la fréquence ω_0

$$A(\exp\text{-}i\omega) = \begin{cases} 1 & si\ \omega \le \omega_0 \\ 0 & si\ \omega \succ \omega_0 \end{cases}$$

- filtre passe-bas idéal associé à la fréquence ω_1

$$A\ (\exp\text{-}i\omega) = \begin{cases} 1 & si\ \omega \le \omega_1 \\ 0 & si\ \omega \succ \omega_1 \end{cases}$$

- filtre passe-bande idéal associé aux fréquences ω_0 et ω_1

$$A(\exp\text{-}i\omega) = \begin{cases} 1 & si\ \omega_0 \le \omega \le \omega_1 \\ 0 & si\ \omega \prec \omega_0 \quad ou \quad \omega \succ \omega_1 \end{cases}$$

La série issue du filtre passe bas avec une fréquence de coupure égale à ω_0 s'exprime sous la forme d'une moyenne mobile infinie :

$y_t = \sum_{-\infty}^{\infty} a_k(\omega_0) Y_t$ où Y est la série brute à filtrer et $a_k = \frac{1}{2\pi} \int_{-\omega_0}^{+\omega_0} \exp(ik\omega) d\omega$.

Compte tenu de la linéarité du filtre passe-bas, qui s'exprime comme une moyenne mobile infinie, un filtre passe-bande dont les bornes sont ω_0 et ω_1 s'exprimera comme la différence entre les deux filtres passe-bas associés à ω_1 et ω_0 respectivement. Baxter et King montrent que la meilleure approximation du filtre infini par un filtre fini de 2k+1 termes s'obtient par troncature en ajoutant à chacun des 2k+1 termes un reste constant de telle manière que le total des 2k+1 coefficients ainsi obtenus soit égal à 1.[25]

Dans cette décomposition, on obtient donc une composante "cyclique" qui correspond au résultat du filtrage par le filtre passe-bande ne conservant que les fréquences comprises entre les deux bornes prédéfinies (ω_0 et ω_1), une composante "irrégulière" qui correspond aux fréquences les plus hautes (plus élevées que ω_1) et une composante "tendancielle" qui correspondant aux plus basses fréquences (plus basses que ω_0).

L'estimation des modèles à composantes inobservables par le filtre de Kalman

Le filtre de Kalman permet d'estimer les modèles espace-état (EE). Le filtre de kalman (FK) permet en effet de mettre à jour par une procédure itérative le vecteur d'état du modèle, en fonction des paramètres caractéristiques du modèle retenu, puis de calculer la fonction de vraisemblance correspondante du modèle. La maximisation de la vraisemblance permet alors d'estimer les paramètres du modèle.

La représentation du modèle EE

Soit une variable Y_t en niveau, modélisée par le modèle espace-état prenant la forme suivante : ω

$$Y_t = Z\alpha_t + \varepsilon_t \qquad (3a)$$

$$\alpha_t = A_t \alpha_{t-1} + \Lambda_t \qquad (3b)$$

où :

- l'équation (3a) est appelée équation de mesure tandis que l'équation (3b) est appelée équation de transition ;
- Le vecteur α_t est le vecteur d'état,
- ε_t est un bruit blanc, $E(\varepsilon_t)=0$ et $V(\varepsilon_t)= \sigma_\varepsilon^2$, et Λ_t est un bruit blanc de matrice de variance – covariance notée Q ;[26]
- Le vecteur Z et la matrice A_t synthétisent le modèle statistique retenu (cf. *supra*).[27]
- On suppose de plus que $Cov(\varepsilon_t, \Lambda_t) = 0$.

---

[25] L'approximation du filtre idéal par la méthode de Baxter-King est telle qu'elle minimise la grandeur : $\int_{-\pi}^{\pi} |\beta(\omega) - \alpha(\omega)|^2 d\omega$, où $\alpha(\omega) = \sum_{-\infty}^{\infty} a_k e^{-i\omega k}$ est la fonction de transfert du filtre idéal et $\beta(\omega)$ celle du filtre recherché.

[26] Dans le cas le plus général, les matrices de variance-covariance de ces bruits blancs peuvent dépendre du temps ; on se placera neanmoins dans le cas de modèles invariants dans le temps.

[27] Dans le cas le plus général, Z peut être variable.

Sous ces hypothèses, il est possible de calculer les espérances conditionnelles par régression linéaire, dont le filtre de Kalman fournit une détermination récursive. La détermination de la meilleure approximation du vecteur d'état à la date t, connaissant les observations passées de Y_t à la date t, c'est-à-dire, sous l'hypothèse normalité, l'espérance de α_t conditionnellement à $(Y_t, \ldots, Y_0)$ est appelée problème du filtrage. cette approximation peut être améliorée en intégrant l'information contenue dans les observations de Y ultérieures à t, c'est le problème du lissage.

La procédure du filtre de Kalman.

Pour des valeurs initiales données du vecteur des paramètres du modèle, l'itération du filtre de Kalman permet le calcul à chaque période du prédicteur linéaire optimal du vecteur d'état α_t connaissant l'information jusqu'à la date (t-1).

A chaque période, le filtre calcule la prévision optimale du vecteur α_t connaissant les réalisations du processus Y jusqu'en (t-1), notée $a_{t/t-1}$, soit $a_{t/t-1} = E(\alpha_t / Y_0,\ldots, Y_{t-1})$. Puis cette prévision est mise à jour (et notée $a_{t/t}$) en prenant en compte l'information jusqu'à l'instant (t) et sert de point de départ à une itération supplémentaire, soit $a_{t/t} = E(\alpha_t / Y_0,\ldots, Y_t)$.

On note de plus $\Sigma_{t/t-1}=E(\alpha_t - a_{t/t-1})(\alpha_t - a_{t/t-1})'$ la matrice de variance/covariance des erreurs de prévisions de (t-1) en t et de la même manière $\Sigma_{t/t}=E(\alpha_t - a_{t/t})(\alpha_t - a_{t/t})'$ celle des erreurs de prévision en (t). On note Q la matrice de variance/covariance des bruits blancs de l'équation de transition.

Les équations du filtre de Kalman se divisent donc en deux ensemble, d'une part les équations de prévision conditionnelle, d'autre part celles de mise à jour.

Equations de prévision conditionnelle :

$$a_{t/t-1}=A_t a_{t-1/t-1}$$

$$\Sigma_{t/t-1}=A_t \Sigma_{t-1/t-1} A'_t + Q$$

Mise à jour du vecteur d'état et de la matrice de variance/covariance de l'erreur de prévision :

$$a_{t/t}=a_{t/t-1}+\Sigma_{t/t-1} Z(Z'\Sigma_{t/t-1} Z)^{-1}(Y_t - Za_{t/t-1})$$

$$\Sigma_{t/t}=\Sigma_{t/t-1} + \Sigma_{t/t-1} Z(Z'\Sigma_{t/t-1} Z)^{-1} Z'\Sigma_{t/t-1}$$

La matrice $\Sigma_{t/t-1} Z(Z'\Sigma_{t/t-1} Z)^{-1} Z'\Sigma_{t/t-1}$, appelée la matrice de gain, indique le poids donné aux nouvelles informations acquises à chaque nouvelle incrémentation du filtre.

L'ensemble de ces quatre équations définit le filtre de Kalman et détermine donc de manière itérative la séquence des estimations des espérances conditionnelles du vecteur d'état du modèle espace – état considéré, en fonction des paramètres du modèle.

Le lissage du filtre de Kalman permet alors d'en déduire, également de manière itérative, la séquence des estimations des espérances du vecteur d'état conditionnellement à l'ensemble de l'information disponible, noté $a_{t/T}$, soit $a_{t/T} = E(\alpha_t / Y_0,\ldots, Y_T)$et la matrice de variance - covariance associée aux erreurs, noté $\Sigma_{t/T}$, soit $\Sigma_{t/T} = V(\alpha_t - a_{t/T})$.

$$a_{t/T}=a_{t/t}+F_t(a_{t+1/T} - a_{t+1/t})$$

où $F_t=\Sigma_{t/t} A'_t \Sigma^{-1}_{t+1/t}$

et $\Sigma_{t/T}=\Sigma_{t/t} + F_t(\Sigma_{t+1/T} - \Sigma_{t+1/t})F'_t$

Estimation par le maximum de vraisemblance

Sous l'hypothèse de normalité, les étapes de filtrage et de lissage du filtre de Kalman fournissent donc les meilleures prévisions linéaires du vecteur d'état, connaissant l'information fournie par la série étudiée et étant donnés les paramètres du modèle considéré.

De plus, sous l'hypothèse de normalité des perturbations, la vraisemblance du modèle s'exprime en fonction des estimations successives fournies par la procédure de filtrage, pour chaque valeur des paramètres du modèle. Dès lors, la maximisation de la vraisemblance permet de déterminer ces paramètres.

Si l'on note θ le vecteur de ces paramètres, la vraisemblance du modèle s'écrit en effet, sous hypothèse de normalité :

$$L_T(\theta) = -\frac{T+1}{2} n \log(2\pi) - \frac{1}{2}\sum_{t=0}^{T} \log\left[\det\left(M_{t-1/t}(\theta)\right)\right] - \frac{1}{2}\sum_{t=0}^{T} \left[y_t - \hat{y}_{t-1/t}\right]\left(M_{t-1/t}(\theta)\right)^{-1}\left[y_t - \hat{y}_{t-1/t}\right]$$

Où $M_{t-1/t}(\theta) = Z\,\Sigma_{t-1/t}\,Z' + \sigma_\varepsilon^2$

La maximisation de la vraisemblance permet alors d'obtenir le vecteur θ recherché.

L'identifiabilité du modèle n'est cependant pas assurée dans le cas général. En pratique, on détecte la non identifiabilité lorsque les coefficients sont en majorité non significatifs. Pour davantage de précisions sur ces difficultés, se référer à Hamilton (1994) ou Harvey (1989).

Annexe 3 Les résultats des estimations

Avant de présenter les résultats des estimations, le tableau ci-dessous résume les tests de racine unitaire (t-stat pour le test de Dickey-Fuller Augmenté ADF) effectués sur chacune des séries de l'étude.

Série	modèle avec constante et tendance	dont t-stat de la tendance	modèle avec constante seulement	Série en différence première Modèle avec constante	conclusion
Log(Santé) en volume	-0,800037	0,482986	-1,889993	-3,953868	I(1)
Log(Famille) en volume	-2,011445	1,658707	-1,288834	-5,284776	I(1)
Log(Chômage) en volume	-3,612002	2,905126	-2,026736	-3,840211	I(1)
Log(Vieillesse) en volume	-4,125541	4,025067	-0,993214	-3,684015	Tendance déterministe
Log(Total risque 1) en volume	-3,600430	3,503130	-0,916597	-4,232179	I(1)+tendance
Log(Total risque 2) en volume	-3,341021	3,236924	-1,038361	-3,914583	I(1)+tendance
Log(Total Prestations) en volume	-3,618639	3,473505	-1,547310	-4,656153	I(1)+tendance
valeur critique adftstat (modèle avec constante et tendance)=-3,47					
valeur critique tstat tendance=2,79					
valeur critique adftstat (constante)=-2,90					

Les deux séries total risque 1 et 2 correspondent respectivement à la série total risque calculée à l'aide d'un déflateur appliqué à la série somme des risques en valeur, et à la série obtenue comme somme directe des risques élémentaires en volume

Les méthodes de filtrage (décomposition tendance – cycle par le filtre de Hoddrick-Prescott, filtre de Baxter - King) ne donnent pas lieu à l'estimation d'un modèle : les composantes tendancielles et cycliques sont directement estimées. A l'inverse, les méthodes reposant sur la représentation stochastique des composantes cycliques et tendancielles nécessitent l'estimation explicite d'un modèle économétrique.

Toutefois, on ne présente pas l'intégralité des résultats associés à la décomposition de Beveridge - Nelson. En effet, l'estimation se fait pratiquement en estimant un modèle ARIMA pour chaque nouveau point de la série (cf. annexe 2). On n'indique ici que le type de modèle retenu ainsi que les résultats de la dernière estimation.

Les décompositions tendance – cycle par le filtre de Kalman reposent sur un algorithme itératif (cf. annexe 2), on présente ci - dessous les principaux résultats des estimations.

Le modèle général s'écrit $Y_t=T_t+C_t+\xi_t$, où ξ_t est un bruit blanc de variance σ^2_ξ. On a cherché de manière générale à ne pas introduire ce bruit blanc dans la décomposition, de manière à spécifier le modèle de la manière la plus parcimonieuse possible. Cela n'a néanmoins pas été possible pour la série du risque famille en volume, pour laquelle un bruit blanc intervient donc au premier niveau de la modélisation. La décomposition de la série fait

alors intervenir une composante tendancielle, une composante cyclique et un " irrégulier " correspondant à ce bruit blanc.

Les modèles retenus sont différents selon les variables. Avant de présenter les résultats, on rappelle les principales alternatives possibles pour la modélisation de la tendance et du cycle.

• La spécification de la tendance T_t prend la forme

$T_t = T_{t-1} + \beta_t + \nu_t$ (1a) et $\beta_t = \beta_{t-1} + \mu_t$ (1b)

Si $\sigma_\nu^2 = \sigma_\mu^2 = 0$, on décrit un processus à tendance déterministe ; si $\sigma_\mu^2 = 0$, on décrit une marche aléatoire avec une dérive constante (β = Cte) ; et si $\sigma_\nu^2 = 0$, le processus évolue en fonction des seules innovations qui affectent la pente de la tendance. Il s'agit donc d'estimer β, σ_ν et σ_μ.

• Pour le ce cycle, on a retenu deux spécifications alternatives.

- celle de Harvey, soit un cycle comme un processus Ar(2) " contraint ", :

$$\begin{pmatrix} C_t \\ C_t^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \rho\cos\omega & \rho\sin\omega \\ -\rho\sin\omega & \rho\cos\omega \end{pmatrix} \begin{pmatrix} C_{t-1} \\ C_{t-1}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} k_t \\ k_t^* \end{pmatrix}$$

On estime alors ρ, ω et $\sigma_k = \sigma_{k^*}$.

Dans ce cadre, on peut calculer une période du cycle, $T=2\pi/\omega$.

- un cycle comme un processus Arma(2,1) " libre ", de la manière suivante :

$$C_t - \varphi_1 C_{t-1} - \varphi_2 C_{t-2} = \varepsilon_t - \theta\varepsilon_{t-1}$$

où certains des paramètres φ_1, φ_2 et θ peuvent éventuellement être nuls.

On estime alors φ_1, φ_2, θ et σ_ε.

	Chômage	Famille	Santé	Vieillesse
Modèle retenu sur la période	*70:1 - 98:3*	*81:1 - 98:3*	*81:1 - 98:3*	*81:1 - 98:3*
Tendance	I(1) rupture 84:1	I(1)	I(1) sans rupture	I(1) rupture 83:3
Cycle	AR (2) " libre "	AR(2) contraint	AR (1) " libre "	AR (1) " libre "
Paramètres				
σ_ξ	//	0,02 (0,0042)	//	//
Tendance				
β	β_1 0,06 (0,0056) β_2 0,01 (0,0018)	0,0008 (0,050)	0,010 (0,001)	β_1 0,017 (0,0011) β_2 0,006 (0,0004)
σ_v	0,022 (0,00076)	-0,01 (0,0020)	0,020 (0,001)	0,006 (0,0004)
σ_μ	//	//	//	//
Cycle				
ρ	//	0,80 (0,11)	//	//
ω	//	0,45 (0,20)	//	//
σ_k	//	0,01 (0,0035)	//	//
φ_1	1,79 (0,03)	//	0,280 (0,113)	0,65 (0,10)
φ_2	-0,82 (0,03)	//	//	//
θ	//	//	//	//
σ_ε	0,0063 (0,0019)	//	0,020 (0,004)	0,01 (0,0008)
Période du cycle (en trimestres)	//	13,8	//	//

Note : Les écarts – types des paramètres estimés sont reportés entre parenthèses. // signifie que les paramètres considérés ne sont pas estimés pour ce modèle.

	PIB		Total risques	Total prestations
Modèle retenu sur la période	*70 :1 - 98 :3*	*70 :1 - 98 :3*	*81 :1 - 98 :3*	*81 :1 - 98 :3*
Tendance	I(1) rupture 75 :1	I(2)	I(2)	I(1) sans rupture
Cycle	AR(2) " libre "	AR(2) " contraint "	AR(1) " libre "	AR(2) " libre "
Paramètres				
σ_ξ	//	//	//	//
Tendance				
β	β_1 0,01 (0,0007) β_2 0,005 (0,0003)	//	0,014 (0,0010)	0,0059 (0,0004)
σ_ν	0,005 (0,0004)	//	//	0,0048 (0,0020)
σ_μ	//	0,0012 (0,00016)	0,001 (0,0004)	//
Cycle				
ρ	//	0,83 (0,03)	//	//
ω	//	0,36 (0,066)	//	//
σ_k	//	0,0047 (0,00018)	//	//
φ_1	1,578 (0,152)	//	0,50 (0,16)	0,38 (0,19)
φ_2	-0,631 (0,159)	//	//	0,20 (0,06)
θ	//	//	//	//
σ_ε	0,003 (0,0009)	//	0,011 (0,0009)	0,0094 (0,0015)
Période du cycle (en trimestres)	//	17,2	//	//

Note : // signifie que les paramètres considérés ne sont pas estimés pour ce modèle.

Enfin, pour chacune des séries étudiées, on présente les graphiques des résultats obtenus, tant pour les tendances (données en logarithmes) que pour les cycles et cela pour chacune des méthodes de décomposition.

Figure 1 Tendances série risque famille

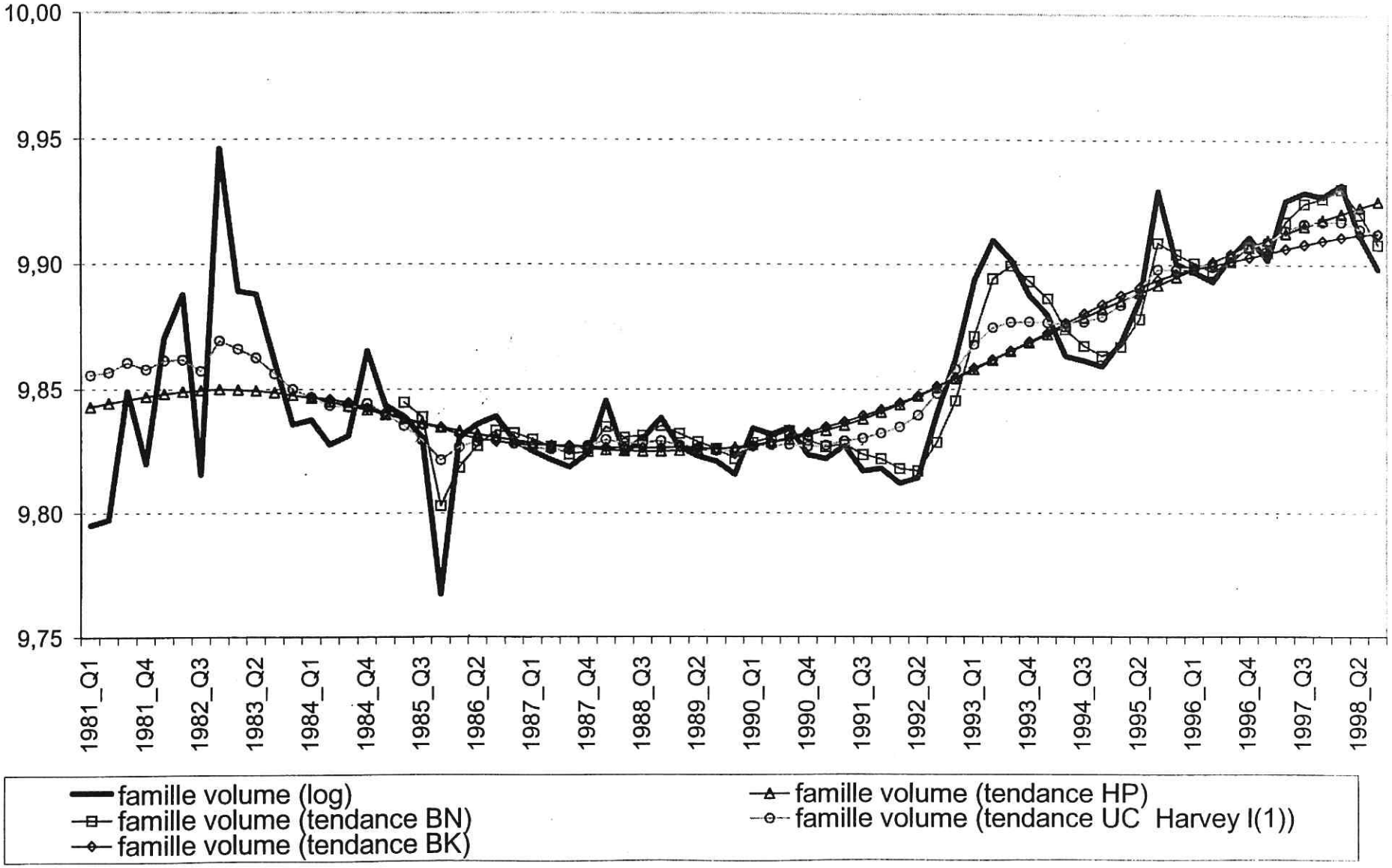


Figure 2 Cycles série risque famille

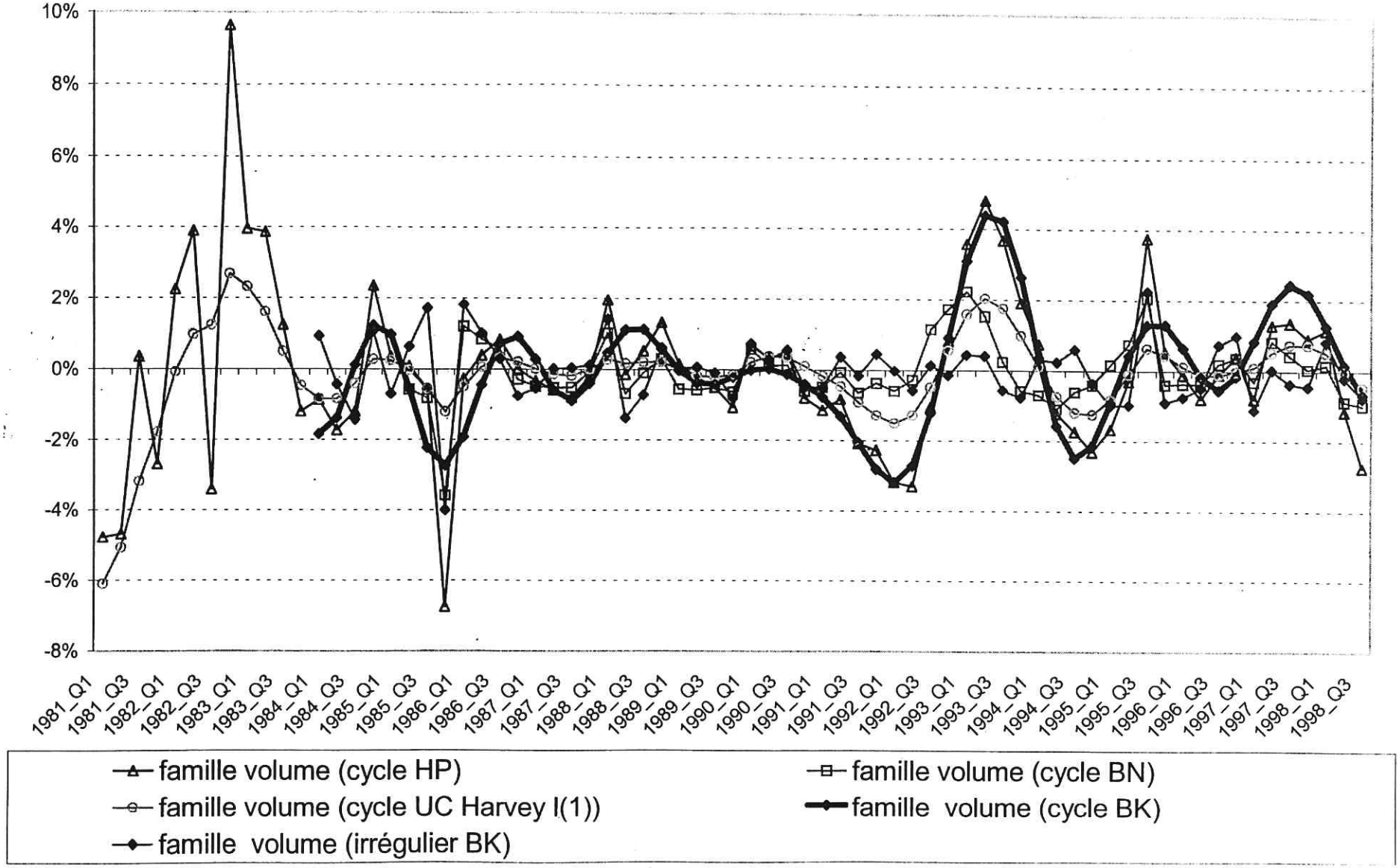


Figure 3 Tendances série risque santé

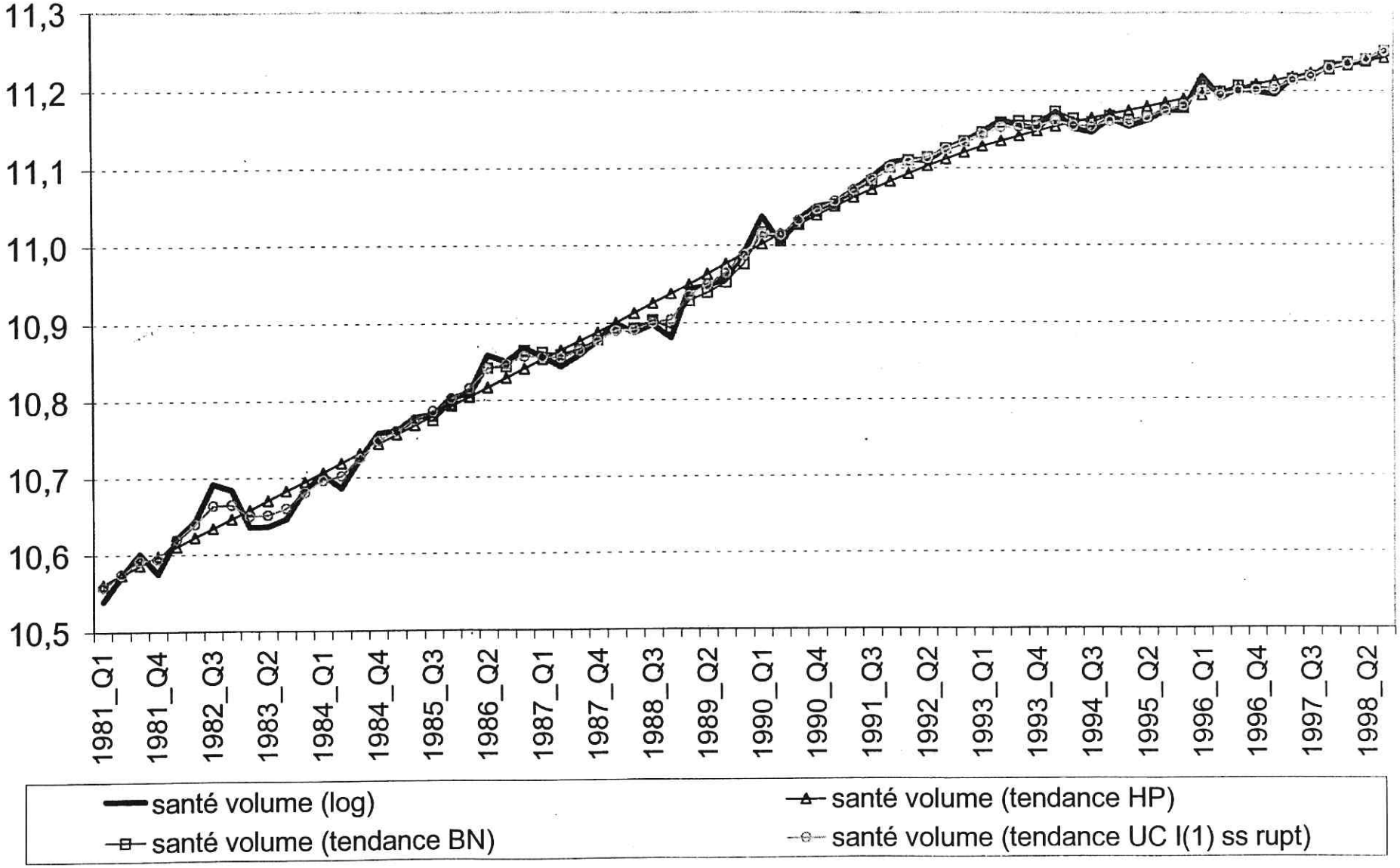


Figure 4 Cycles série risque santé

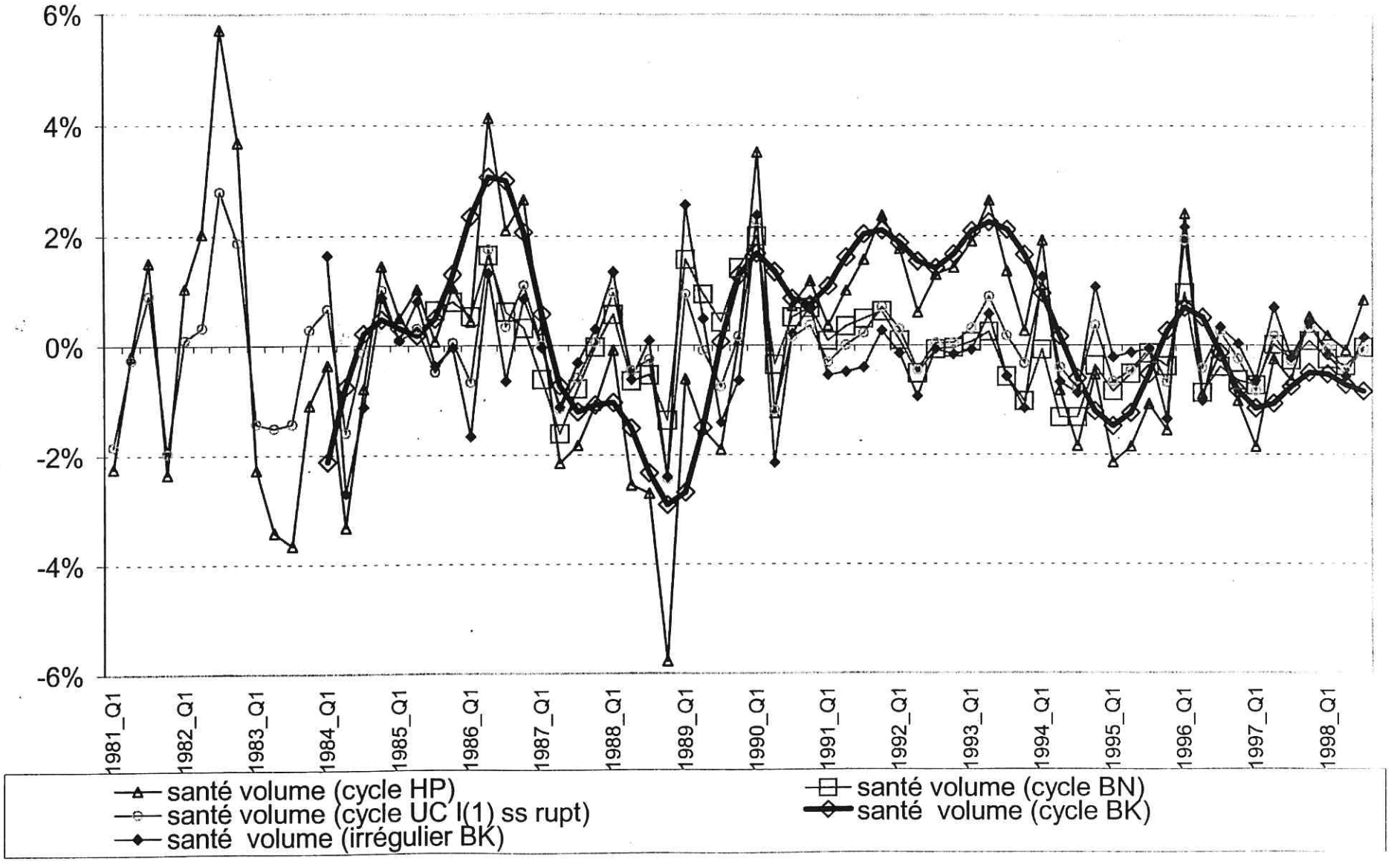


Figure 5 Tendances série risque vieillesse

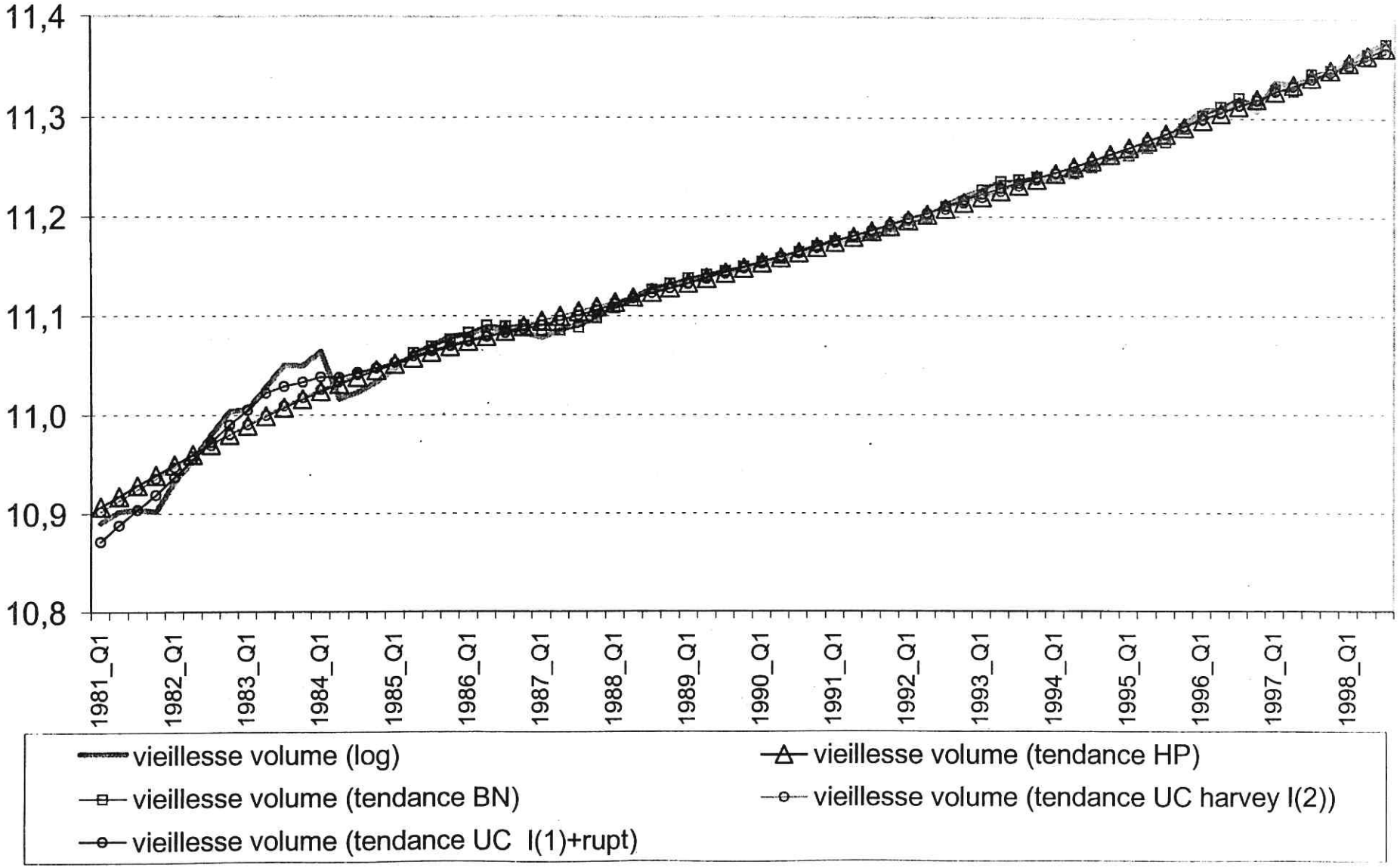


Figure 6 Cycles série risque vieillesse

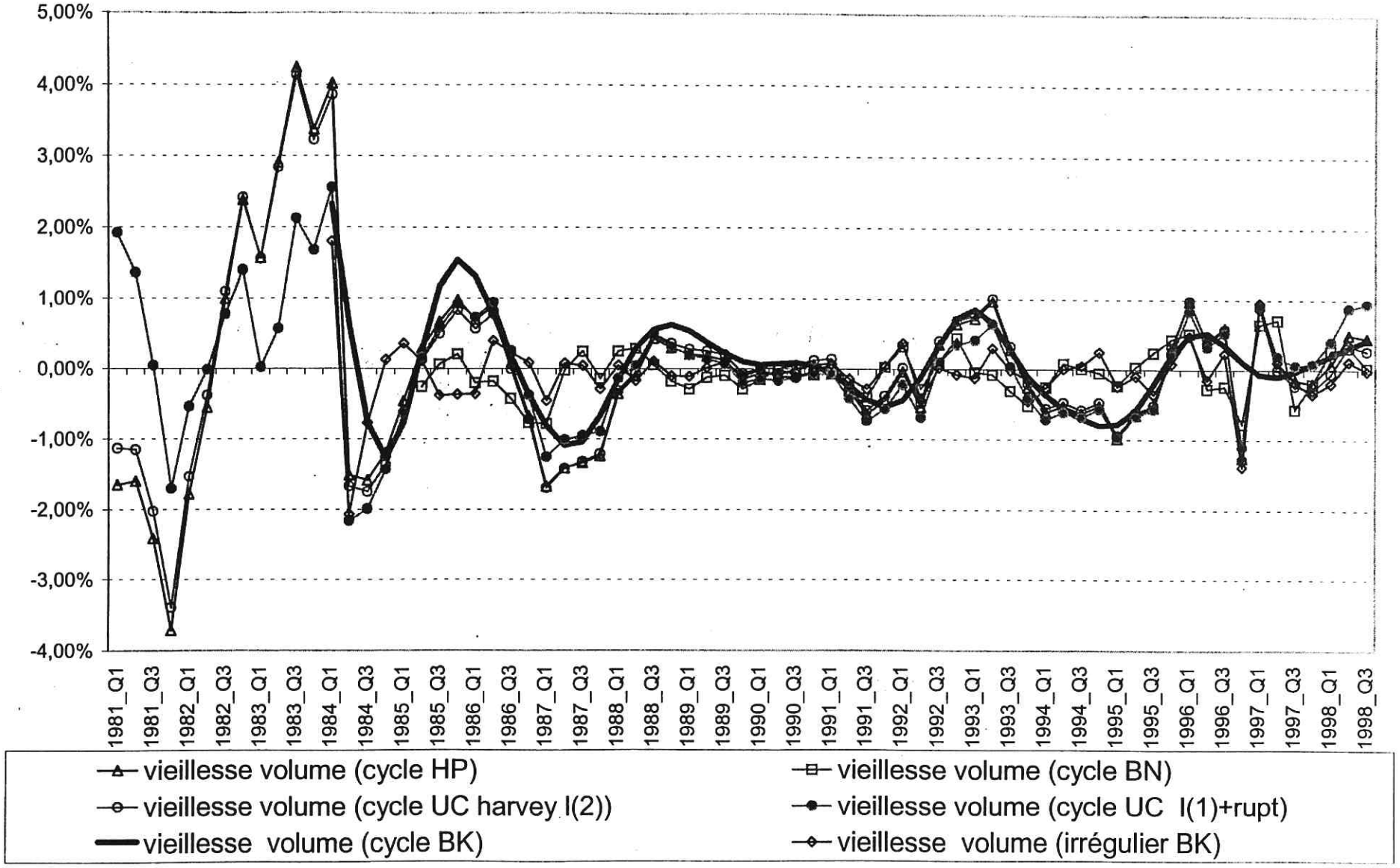


Figure 7 Tendances série total des prestations

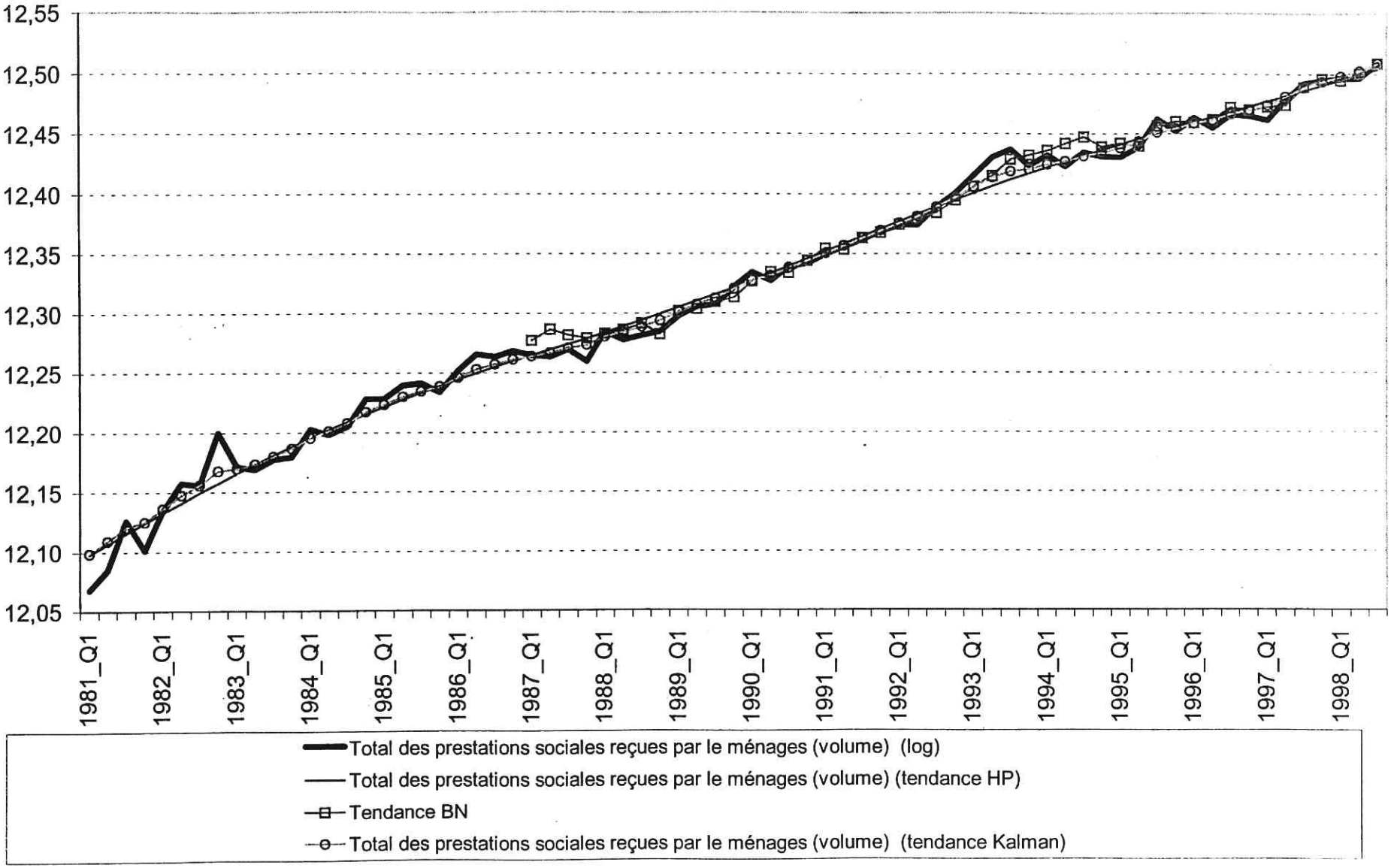


Figure 8 Cycles série total des prestations

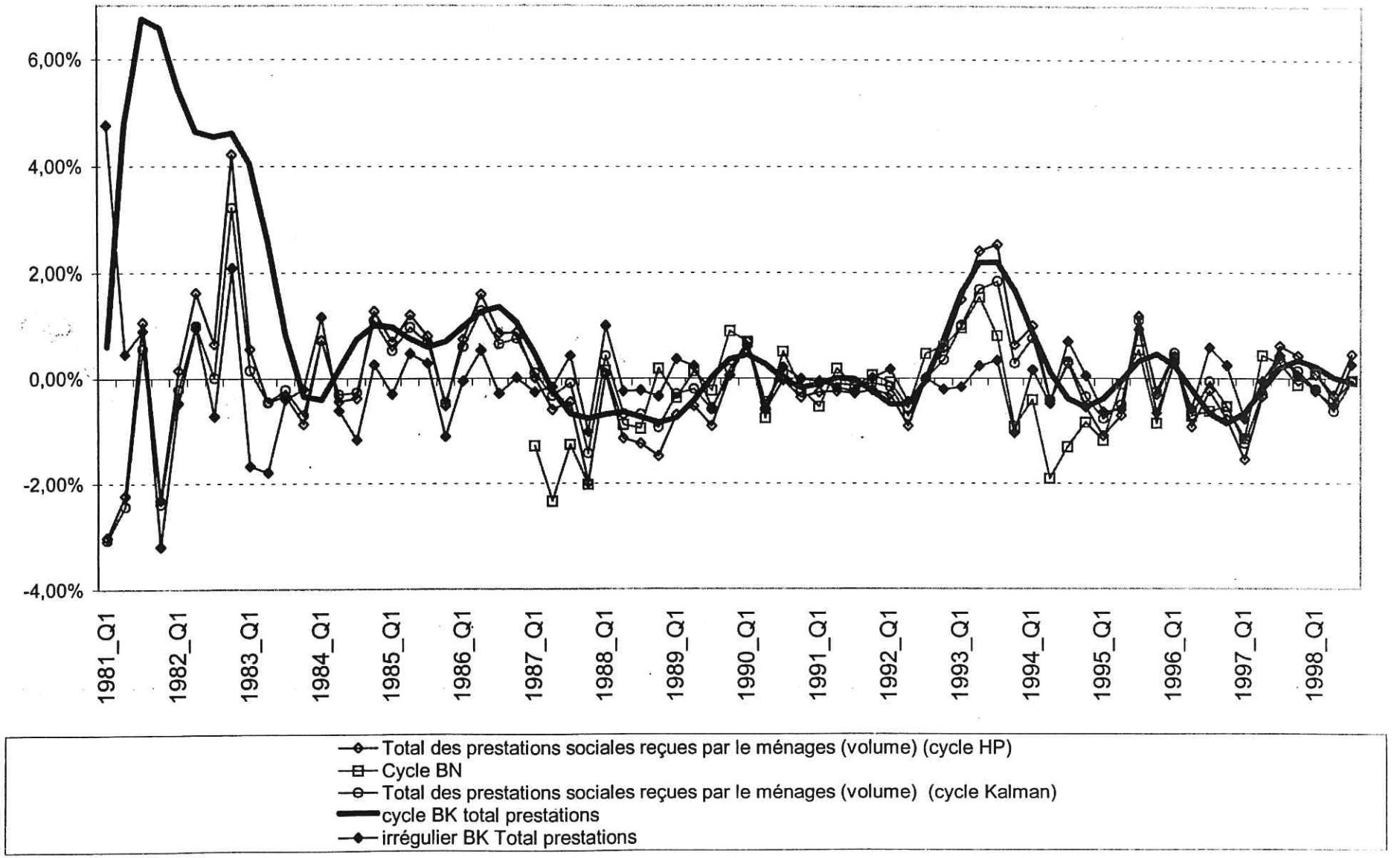


Figure 9 Tendances PIB

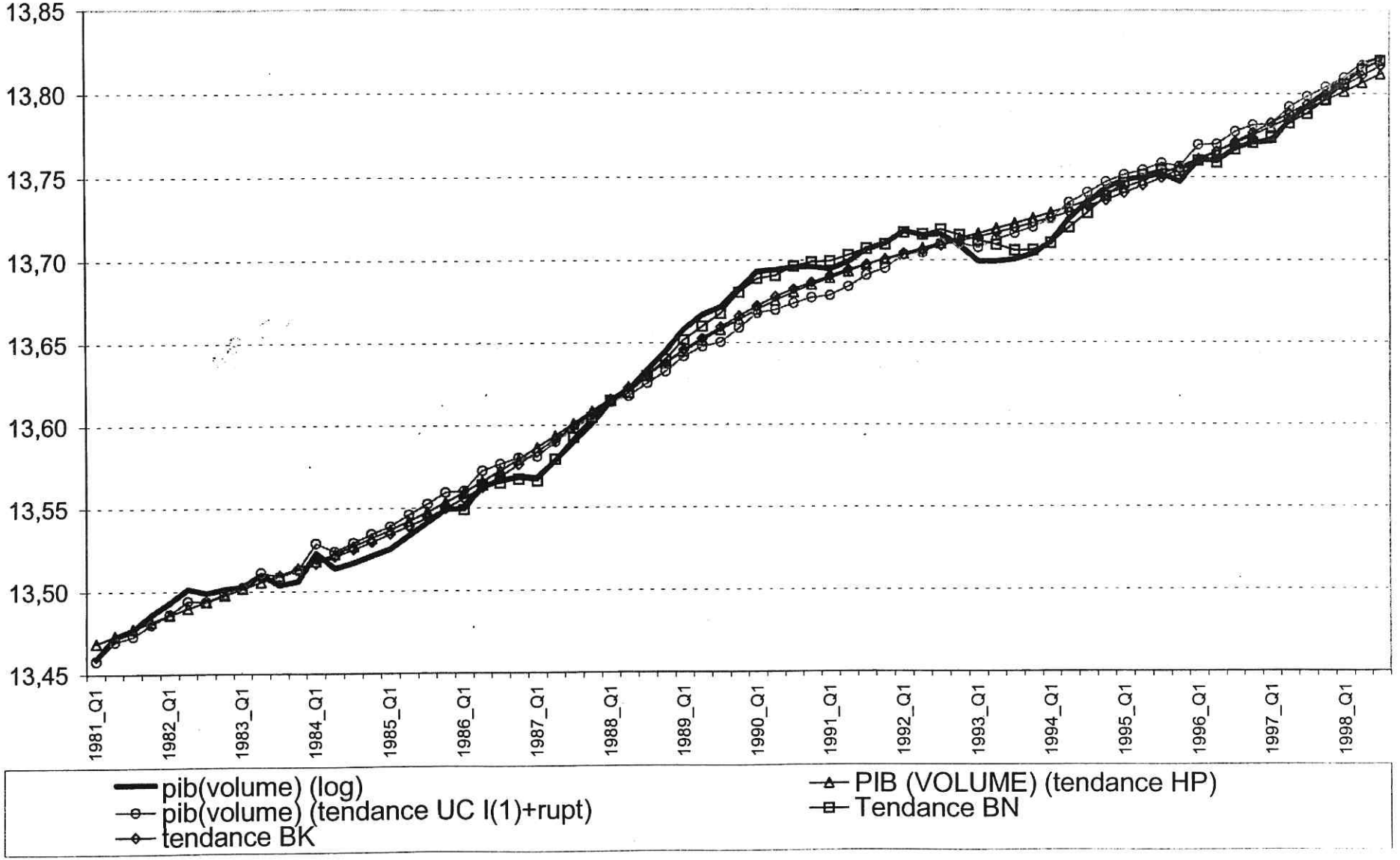
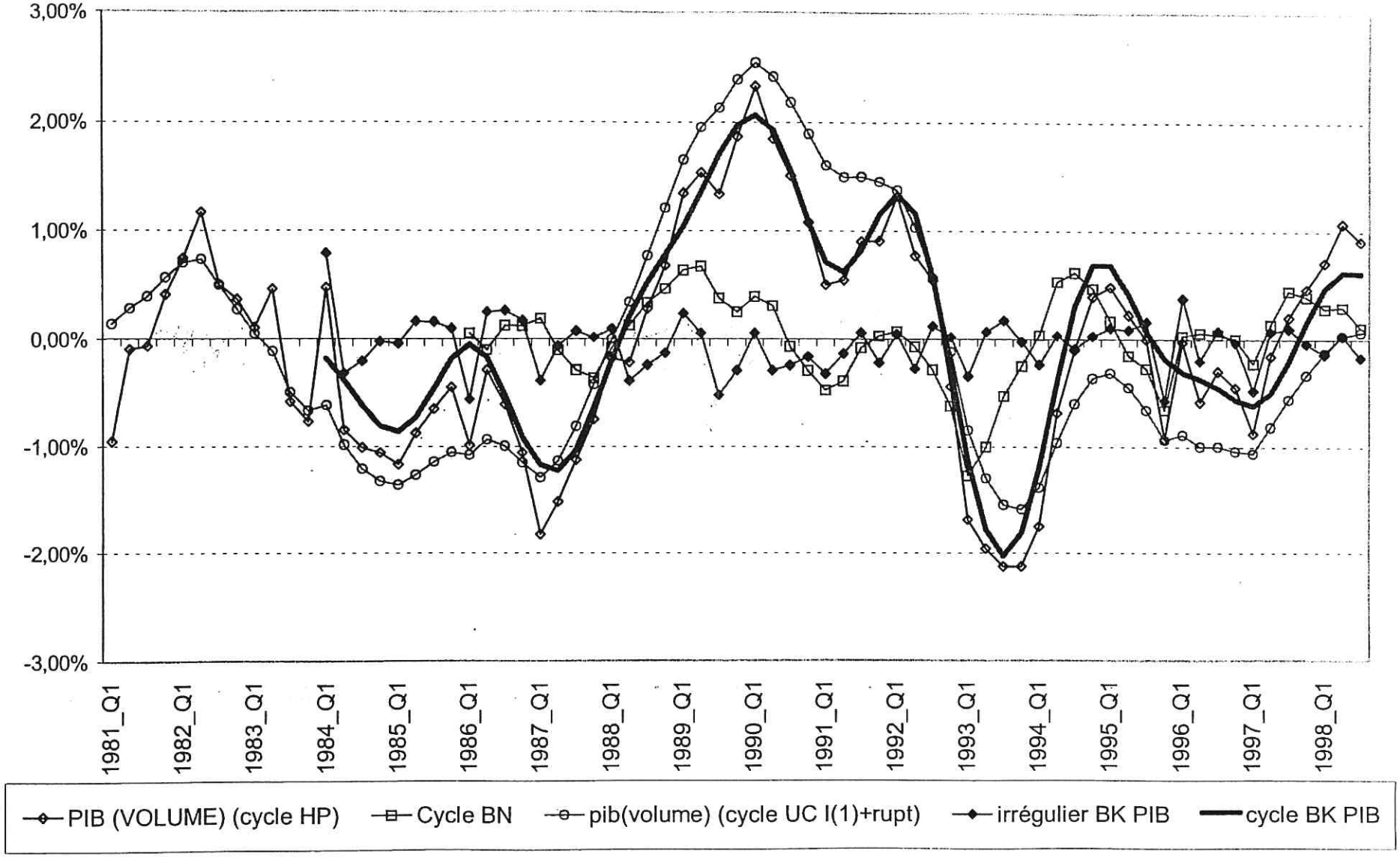



Figure 10 Cycles PIB