



HAL
open science

Les cycles économiques de la France : une datation de référence

Valérie Mignon, Antonin Aviat, Frédérique Bec, Claude Diebolt, Catherine Doz, Denis Ferrand, Laurent Ferrara, Eric Heyer, Pierre-Alain Pionnier

► To cite this version:

Valérie Mignon, Antonin Aviat, Frédérique Bec, Claude Diebolt, Catherine Doz, et al.. Les cycles économiques de la France : une datation de référence. *Revue Economique*, 2023, 74 (2023/2), pp.5-52. 10.3917/reco.742.0005 . hal-03661598

HAL Id: hal-03661598

<https://hal.science/hal-03661598v1>

Submitted on 15 Jul 2024

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



THEMA

théorie économique,
modélisation et applications

THEMA Working Paper n°2021-13
CY Cergy Paris Université, France

Les cycles économiques de la France :
une datation de référence

Antonin Aviat, Frédérique Bec, Claude Diebolt, Catherine Doz,
Denis Ferrand, Laurent Ferrara, Eric Heyer, Valérie Mignon,
Pierre-Alain Pionnier

June 2021



Les cycles économiques de la France : une datation de référence

Antonin Aviat, Frédérique Bec, Claude Diebolt, Catherine Doz, Denis Ferrand,
Laurent Ferrara, Eric Heyer, Valérie Mignon, Pierre-Alain Pionnier*

9 juin 2021

Résumé :

Cet article propose une datation trimestrielle de référence des périodes de récession et d'expansion de l'économie française depuis 1970, réalisée par le comité de datation des cycles de l'AFSE (Association Française de Science Economique). La méthodologie mise en place repose sur deux piliers : (i) des estimations économétriques à partir d'un ensemble de données pour identifier les périodes candidates, et (ii) une approche narrative qui détaille le contexte économique de l'époque pour finaliser notre datation. De 1970 à nos jours, le comité a identifié quatre périodes de récession économique : les deux chocs pétroliers de 1974-75 et 1980, le cycle d'investissement de 1992-93 et la Grande Récession de 2008-09 engendrée par la crise financière mondiale. Le pic précédant la récession Covid a quant à lui été daté au dernier trimestre 2019.

Classification JEL : E32, E37, C24, N14.

Mots-clés : Cycles économiques, économie française, datation, analyse narrative, modèles économétriques.

* **Auteurs :** A. Aviat (Direction Générale du Trésor), F. Bec (ThEMA, CY Cergy Paris Université et CREST-ENSAE), C. Diebolt (BETA), C. Doz (PSE et Université Paris I), D. Ferrand (Rexecode), L. Ferrara (Skema Business School), E. Heyer (OFCE), V. Mignon (EconomiX, Université Paris Nanterre et CEPII), P.-A. Pionnier (OCDE).

Auteur correspondant : Laurent Ferrara : laurent.ferrara@skema.edu

Remerciements : Les différents auteurs souhaitent remercier les personnes suivantes pour les nombreuses discussions sur le sujet ou leurs remarques sur ce document : Jacques Anas, Olivier Blanchard, Olivier Damette, Olivier Darné, Guy de Monchy, Eric Dubois, Jacky Fayolle, Jeff Frankel, Pierre Guérin, Thomas Jobert, Eric Monnet, Pierre Morin, Franck Portier et Julien Pouget.

Les vues exprimées dans ce document ne reflètent pas celles des institutions auxquelles les auteurs appartiennent, mais uniquement celles du comité de datation des cycles de l'AFSE.

1 Introduction et motivations

Cet article présente la méthodologie utilisée et les résultats obtenus par le comité de datation des cycles de l'AFSE (Association Française de Science Economique) afin d'élaborer une datation de référence des cycles de l'économie française depuis 1970. Ce comité, composé des auteurs du présent document, a été créé en octobre 2020 au sein de l'AFSE afin d'établir et rendre publiquement disponible un historique des périodes de récession et d'expansion en France qui puisse faire référence pour les travaux d'études et de recherche en science économique, mais aussi pour les décideurs politiques et le grand public. Ce comité a également pour vocation de maintenir à jour cette chronologie des points de retournement du cycle et, si nécessaire, procédera à son actualisation.

1.1 Pourquoi créer une chronologie de référence des cycles économiques ?

Plusieurs arguments justifient l'utilité et l'importance, pour différents publics, de disposer d'une chronologie de référence des points de retournement du cycle économique.

Tout d'abord, l'étude historique des cycles économiques constitue un sujet de recherche de longue date. L'une des raisons tient au fait que les macroéconomistes intègrent fréquemment une dimension cyclique dans leurs travaux, rendant utile le développement de chronologies afin d'aider l'analyse macroéconomique à déchiffrer – et, éventuellement, à anticiper – les fluctuations économiques au travers du cycle. La littérature académique¹ a ainsi proposé différentes chronologies des points de retournement des cycles de l'économie française. Des institutions internationales telles que l'OCDE, le *Conference Board* ou l'*Economic Cycle Research Institute* (ECRI), proposent également des datations des cycles pour la France, ainsi que pour de nombreuses autres économies. Certains pays possèdent déjà une datation de référence des cycles économiques, élaborée et mise à jour par une institution indépendante du gouvernement, de manière à éviter toute interférence politique. Les États-Unis ont été les premiers à proposer, officiellement dès 1978, une chronologie officielle des points de retournement du cycle des affaires en mettant sur pied au *National Bureau of Economic Research* (NBER) un comité de datation² (*Business Cycle Dating Committee*), composé actuellement de huit économistes, dont le rôle consiste à déterminer les dates d'entrée et de sortie des récessions américaines. Cette chronologie des récessions, établie par le comité de datation du NBER depuis 1854, fait autorité parmi les économistes et sert de référence à de nombreuses analyses empiriques. En Europe, le *Center for Economic and Policy Research* (CEPR) s'est inspiré de l'expérience américaine et a créé en 2003 un comité de datation, composé actuellement de cinq économistes, afin de proposer une chronologie des points de retournement du cycle des affaires pour la zone euro³. D'autres pays tels que le Brésil, l'Espagne ou le Canada, ont également mis en place des comités de datation, mais leur audience reste relativement limitée auprès du grand public⁴.

Ensuite, il s'avère que de nombreux chercheurs ont besoin d'une chronologie de référence pour

1. Voir la section 2 pour une revue de la littérature.

2. <https://www.nber.org/cycles/recessions.html>

3. <https://eabcn.org/dc/news>

4. <https://portalibre.fgv.br/en/codace>, <http://asesec.org/en/committees/spanish-business-cycle-dating-committee/> et <https://www.cdhowe.org/council/business-cycle-council>

confronter leurs résultats avec le cycle économique. A titre d'exemple, disposer d'une datation de référence est nécessaire pour les travaux visant à évaluer la qualité des indicateurs avancés du cycle, que ce soit au niveau de leur précision ou de leur caractère « avancé » (Marcellino, 2006). Plus généralement, une datation permet également d'établir une classification des indicateurs économiques (avancés, coïncidents ou retardés) par rapport au cycle de référence. Les méthodes de prévision des récessions nécessitent aussi l'utilisation d'une chronologie de référence pour tester la précision et l'avance optimale des prédictions (Chauvet et Potter, 2005). S'agissant des travaux en macroéconomie incorporant une dimension cyclique, Bec et Ben Salem (2013) montrent le rôle important des stocks dans la dynamique cyclique lors d'une phase de reprise conjoncturelle en sortie de récession, en s'appuyant sur une chronologie des cycles français. Caggiano et al. (2014) utilisent les dates des récessions américaines du NBER afin de calibrer des paramètres de leur modèle non linéaire à partir de la fréquence d'apparition des récessions. En économie internationale, il est aussi utile de pouvoir disposer d'une chronologie des cycles d'un pays afin de pouvoir mener des comparaisons cycliques internationales. L'évaluation de la synchronisation des cycles entre pays se base ainsi souvent sur des datations existantes des cycles (Puy et Monnet, 2016). Les relations entre cycles financiers et cycles de l'économie réelle ont été récemment remises en évidence, dans la foulée de la crise financière globale (voir par exemple Adrian et al., 2019). La comparaison de ces deux types de cycles s'effectue fréquemment à l'aide de datations historiques, à l'instar des travaux de la Banque des Règlements Internationaux (Borio et al., 2018).

Au total, il nous semble essentiel que l'ensemble des personnes intéressées par les cycles économiques puissent se reposer sur une chronologie commune des points de retournement pour la France, acceptée par le public le plus large.

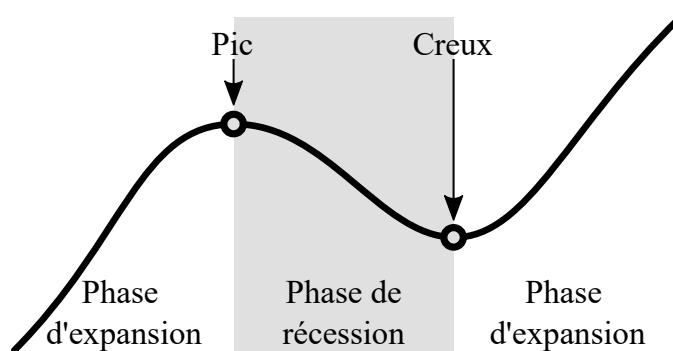
1.2 Quel est le type de cycle économique considéré par le comité ?

Pour mener à bien une datation des cycles, il convient d'abord de s'entendre sur la définition du cycle économique que l'on cherche à identifier. Dans ce document, le comité a pour objectif d'établir une chronologie historique des points de retournement du cycle des affaires économiques (*business cycle*), ou encore cycle classique, pour l'économie française.

S'agissant de la définition du cycle des affaires, nous nous référons aux travaux originaux menés au NBER sur les méthodes descriptives des cycles économiques, en particulier par Arthur Burns et Wesley Mitchell (1946), qui ont défini des concepts sur les cycles qui font toujours référence aujourd'hui. De manière simple, le *cycle des affaires* est le cycle du *niveau* de l'activité économique. Ce cycle se définit comme étant la succession des phases de baisse du niveau d'activité, c'est-à-dire de croissance économique négative (récessions), et de phases de hausse de ce même niveau, c'est-à-dire de croissance positive (expansions). Ces différentes périodes sont délimitées par des pics (plus haut niveau d'activité) et des creux (plus bas niveau d'activité) – correspondant aux points de retournement du cycle – et sont représentés sur le Graphique 1. Les points de retournement renvoient ainsi à l'alternance des pics et des creux qui délimitent les phases d'expansion (passage d'un creux à un pic) et de récession (passage d'un pic à un creux) de l'activité économique. Burns et Mitchell (1946) spécifient également que « les cycles des affaires sont un type de fluctuations que l'on trouve dans les grands agrégats d'activité économique d'un pays [...] : un cycle est constitué de périodes

d'expansion qui ont lieu à peu près en même temps dans plusieurs domaines d'activité suivies de périodes de récession... ». Cette définition souligne deux caractéristiques importantes des cycles économiques, utiles pour développer des approches économétriques, à savoir (i) le co-mouvement, qui implique que les variables économiques représentatives du cycle évoluent ensemble au cours du cycle, et (ii) l'existence de deux régimes distincts d'expansion et de récession pouvant avoir des caractéristiques différentes en termes de durée, d'amplitude, de volatilité, etc.

Graphique 1 – Schéma du cycle des affaires



Note : Les pics et les creux correspondent aux points de retournement du cycle.

Dans la littérature sur le suivi empirique des cycles économiques, il existe deux autres concepts de cycles, bien distincts. D'une part, le cycle de croissance, ou cycle de déviation (*output gap*), est le cycle de l'écart à la tendance de long terme, initialement introduit par Mintz (1969) dans un document de travail du NBER. Cette tendance de long terme renvoie à la notion de tendanciel, ou potentiel, de l'économie. Le pic du cycle de déviation correspond au moment où la croissance passe en dessous de la croissance tendancielle (maximum de l'*output gap*), et, de manière symétrique, le creux est le moment où la croissance passe au-dessus de la croissance tendancielle (minimum de l'*output gap*). L'estimation de ce type de cycle fait appel à de nombreuses méthodes économiques ou statistiques, mais aucune ne semble s'imposer clairement. Cette estimation souffre d'un biais important, provenant des effets de bord des méthodes utilisées : les filtres employés pour estimer la tendance reposent sur une moyenne mobile symétrique, posant des problèmes pour le calcul des derniers points de la série qui sont par ailleurs fondamentaux pour l'analyse conjoncturelle (voir par exemple Orphanides et van Norden, 2002). D'autre part, le cycle d'accélération distingue les phases de hausse et de baisse du taux de croissance de l'économie, c'est-à-dire respectivement les phases d'accélération et de décélération de l'activité. Le pic de ce cycle représente le maximum local atteint par le taux de croissance et le creux indique le minimum local de ce taux. Ce cycle possède une fréquence plus élevée, et intéresse de fait particulièrement les conjoncturistes, mais présente l'inconvénient d'une plus forte volatilité – rendant, en conséquence, plus difficiles sa datation et son suivi en temps réel. Anas et Ferrara (2004), Zarnowitz et Ozyldirim (2006) et Ferrara (2009) détaillent les caractéristiques de ces cycles et présentent l'enchaînement de leurs différents points de retournement aux États-Unis et en zone euro.

Le comité de datation de l'AFSE a pour seul objectif de dater le cycle des affaires de la France, c'est-à-dire d'identifier *ex post* les dates d'entrée et sortie de récession⁵. Dans un premier temps, le comité cherchera à identifier ce cycle depuis 1970, sur une fréquence trimestrielle. A l'occasion de travaux futurs, le comité pourra rétrospectivement cette datation et/ou proposer une chronologie élaborée à une fréquence mensuelle.

1.3 Quelle est la méthodologie utilisée par le comité pour identifier les récessions ?

Dater les phases du cycle économique n'est pas une tâche aisée, la raison principale étant que les cycles sont par nature non observables. Il faut donc les estimer à l'aide des différentes approches statistiques et économétriques qui ont été développées dans la littérature sur le sujet.

Une caractérisation simple des récessions, souvent utilisée par la presse et le grand public, consiste à identifier une récession dès que le taux de croissance du PIB affiche deux trimestres consécutifs de baisse. Cette règle dite « des deux trimestres » ne suffit toutefois pas à caractériser complètement une récession. Tout d'abord, sur les chronologies existantes pour d'autres pays, il arrive que cette règle ne coïncide pas avec les datations officielles. Par exemple, la récession américaine de 2001, liée à l'éclatement de la bulle internet, ne serait pas identifiée aujourd'hui par la « règle des deux trimestres ». Par ailleurs, si cette règle peut être utile pour dater le début des récessions économiques, elle ne permet pas d'en identifier la fin. Plus généralement, cette règle ne se focalise que sur une seule caractéristique de l'entrée en récession et néglige d'autres caractéristiques importantes des cycles.

En particulier, Burns et Mitchell (1946) caractérisent une récession économique comme étant « un déclin significatif de l'activité économique dans les différentes branches d'une durée supérieure à quelques mois. Cette baisse significative devrait normalement être présente dans le PIB, l'emploi, la production industrielle, les ventes des secteurs manufacturier et du commerce ». Cette caractérisation des récessions est retenue par de nombreux travaux académiques (voir par exemple Harding et Pagan, 2003) qui ont mis en évidence trois caractéristiques principales : la durée, l'amplitude et la diffusion au sein de l'économie. C'est la règle dite « DAD » : durée, amplitude et diffusion⁶. La durée indique qu'une récession doit se prolonger sur plusieurs mois. Une durée minimale de six mois est en général considérée, d'où la « règle des deux trimestres ». Mais cette condition doit être associée aux deux autres, à savoir l'amplitude et la diffusion au sein de l'économie. L'amplitude renvoie au fait qu'une période de deux trimestres avec un taux de croissance du PIB très légèrement négatif ne serait pas nécessairement considérée comme une récession. A l'opposé, un événement qui ne durerait que trois mois mais avec une très forte amplitude, ayant des conséquences macroéconomiques importantes, pourrait être admis comme une récession. Le critère de diffusion renvoie à l'idée qu'une récession doit être largement diffusée au sein des différentes composantes de l'économie. C'est pour cela que l'analyse du seul PIB n'est pas suffisante pour évaluer l'occurrence des récessions. D'autres variables

5. Il est ici important de souligner que l'objectif du présent travail est la datation et non pas la prévision. En particulier, notre travail n'a aucunement vocation à fournir des prévisions de récession, ni à s'inscrire dans le domaine de l'analyse conjoncturelle en temps réel (*nowcasting*).

6. La règle « DAD » est connue dans la littérature anglo-saxonne comme la règle dite des « 3D » : *Duration*, *Depth* et *Diffusion*. Mentionnons aussi les trois « P » de Banerji (1999) pour *Pronounced*, *Pervasive* et *Persistent*.

telles que l'emploi, la production industrielle ou les revenus des ménages doivent être intégrées dans le processus d'analyse. Au total, c'est la combinaison des critères de la « règle DAD » qui permettra au comité d'estimer les dates des phases de récession. Cette approche tend également à éviter une révision mécanique de la datation qui serait basée sur la « règle des deux trimestres » lors des révisions successives des séries de PIB.

D'autres caractéristiques du cycle des affaires ont également été mises en évidence telles que la forme du cycle, par exemple plus ou moins abrupte, ou le comportement asymétrique des phases – les phases de récession étant plus courtes et plus volatiles que les phases d'expansion. Plusieurs chercheurs se sont attachés à étudier si la probabilité qu'une phase s'achève augmentait avec le temps, c'est-à-dire si le cycle présentait la propriété de dépendance à la durée (*duration dependence*). En se basant sur des données américaines depuis 1946, il semblerait que seules les phases de récession exhibent cette propriété (Diebold et al., 1993), même si ces résultats ont récemment été remis en question (Beaudry et Portier, 2019).

La méthodologie que nous avons mise en place au sein du comité de datation des cycles de l'économie française repose sur deux piliers. Le premier pilier consiste à mesurer le cycle des affaires de la France à l'aide de méthodes économétriques. Ainsi, nous mettons d'abord en œuvre des approches non paramétriques qui consistent à identifier les maxima et minima locaux dans des variables macroéconomiques censées représenter le cycle des affaires. Ensuite, nous estimons des modèles économétriques paramétriques, généralement non linéaires, utilisés traditionnellement dans la littérature empirique, tels que les modèles à seuil ou à changements de régimes markoviens. Le deuxième pilier repose sur une approche narrative basée sur l'avis des experts composant ce comité. Ce filtre dit du « dire d'experts » est extrêmement important dans ce type d'exercice car, si les méthodes quantitatives constituent une aide précieuse à la décision qui sera *in fine* prise par le comité, pour autant leurs résultats ne peuvent pas être pris directement en compte sans analyse économique qualitative poussée. Une des raisons est que les résultats obtenus sont sensibles aux différentes spécifications des modèles ou à la période de temps considérée. Le comité de datation que nous avons constitué comprend ainsi plusieurs profils à même d'intégrer différentes dimensions dans l'approche narrative : historique, macroéconomique, conjoncturelle, sectorielle, économétrique, *etc.* Cette approche reposant sur ces deux piliers, mesures quantitatives et analyse qualitative, nous semble la plus adaptée pour ce type d'exercice.

1.4 Comment cette chronologie sera maintenue par le comité au cours du temps ?

Il est important de souligner que le travail du comité est avant tout historique. Nous avons choisi de dater les cycles de 1970 à 2020, le comité se laissant la liberté dans le futur de rétropoler cette datation. Il ne s'agit donc pas ici de proposer des méthodes pour identifier *en temps réel* les débuts et les fins des récessions.

Le comité n'a pas vocation à fournir un état des lieux périodique de l'économie française, mais uniquement à dater *ex post* les entrées et sorties des récessions. Par conséquent, le comité se réunira de manière *ad hoc*, par exemple lorsqu'il s'agit de dater le début d'une période de récession en cours

et/ou d'en identifier la fin. Toutefois, le comité ne s'interdit pas de mener des analyses cycliques au cours de certaines périodes d'intérêt.

Le délai entre le moment de l'annonce et la date du point de retournement est variable et non fixé à l'avance. Par exemple, le délai moyen des annonces du NBER depuis 1980 est d'environ 1 an, mais les pics sont plus rapidement identifiés que les creux, en moyenne 7 mois contre 15 mois. De manière exceptionnelle, le 8 juin 2020, le comité de datation du NBER a identifié le mois de février 2020 comme étant le pic de la récession Covid. Ce délai exceptionnellement court est évidemment à relier à la nature du choc à la source de cette récession inédite. L'asymétrie entre les délais d'annonces de récession et d'expansion provient du fait qu'il existe toujours un risque de rechute ou de double récession (*double-dip*); le comité doit en conséquence prendre plus de temps pour être certain que l'économie est définitivement sortie de la période de récession. En effet, si l'économie rechute juste après une sortie de récession, il est légitime de se demander s'il s'agit alors d'une nouvelle phase ou d'une continuation de la phase précédente.

En principe, un point de retournement daté par le comité n'a pas vocation à être modifié par la suite. Toutefois, le comité se laisse un peu de marge sur le sujet car il est dépendant des données macroéconomiques qui sont révisées au cours du temps par les fournisseurs de données officielles. Ainsi, les points de retournement du cycle en cours, de même que ceux du cycle précédent, sont considérés comme provisoires, et pourront éventuellement être révisés au cours du temps. Si la datation définitive coïncide avec la datation provisoire, cela ne retiendra pas l'attention du grand public, contrairement au cas où des différences surviendraient. Cette approche est surtout utile pour la datation des creux, généralement plus longs à identifier.

Le reste de l'article est organisé comme suit. La section 2 dresse un aperçu de la littérature relative aux datations du cycle des affaires de la France. Dans la section 3, nous présentons nos propres estimations de la chronologie de référence basées sur diverses approches économétriques, non paramétriques et paramétriques. La section 4 complète cette analyse quantitative par une approche narrative. La section 5 conclut l'article en synthétisant la datation retenue.

2 Revue de la littérature sur la datation du cycle des affaires de la France

Cette section présente les différentes datations du cycle des affaires de l'économie française disponibles dans la littérature académique, ainsi que celles fournies par diverses institutions. La littérature sur l'analyse empirique des cycles économiques met en évidence deux grandes stratégies pour élaborer une datation des points de retournement : (i) les approches dites non paramétriques reposant sur des algorithmes de reconnaissance de formes et (ii) les approches paramétriques basées sur l'estimation de modèles économétriques.

2.1 Datation des cycles par approches non paramétriques

L'approche traditionnelle de datation des cycles, initiée par le NBER, repose sur l'identification des pics et des creux sur des variables d'intérêt en niveau, à l'aide d'algorithmes de reconnaissance de formes aptes à détecter les maxima locaux (pics) et les minima locaux (creux) d'un cycle. A l'image de l'approche proposée par Bry et Boschan (1971), dont une description est donnée dans la section suivante, ces méthodes focalisent de manière séquentielle sur chaque phase du cycle. Elles sont dites non paramétriques, au sens où elles ne nécessitent pas l'estimation des paramètres d'un modèle économétrique. A partir d'une première identification des points de retournement, on peut estimer les différentes caractéristiques de la « règle DAD » afin de valider ou non les cycles. Harding et Pagan (2002) proposent une extension de cette méthode à un cadre trimestriel, ainsi que d'autres mesures pour évaluer la forme des récessions (concave ou convexe). En général, les séries des agrégats en provenance des comptes nationaux sont utilisées, en particulier le PIB et l'investissement des entreprises. Dans le cadre de datations mensuelles, les séries de production industrielle, de ventes ou de revenu des ménages sont également généralement mobilisées.

En ce qui concerne le cycle des affaires de la France, les datations obtenues *via* des approches non paramétriques sont présentées dans le Tableau 1. Damette et Rabah (2010) et Majetti (2012) ont appliqué l'algorithme de Bry et Boschan (1971) sur la série du PIB pour dater les points de retournement, de 1970 à 2009. Ils obtiennent des datations similaires et identifient quatre récessions sur cette période de temps : le premier choc pétrolier en 1974-75, le second choc pétrolier en 1980, la crise de 1992-93 et la Grande Récession de 2008-09. Cette datation avait été proposée par Anas et al. (2007) qui avaient utilisé les séries de PIB et de production industrielle pour estimer les cycles dans plusieurs pays européens. Les auteurs identifient un pic dans le cycle en 2002, à la différence des deux études précédentes. Les travaux de Cotis et Coppel (2005), menés sur un ensemble de pays de l'OCDE, révèlent aussi une récession en France du troisième trimestre 2002 au deuxième trimestre 2003 qui serait intervenue dans la foulée de la récession américaine de 2001 liée à l'éclatement de la bulle internet.

Deux instituts situés aux États-Unis se sont spécialisés dans l'analyse des cycles et fournissent des datations pour un grand nombre de pays, mises à jour régulièrement et disponibles pour le public. L'*Economic Cycle Research Institute* (ECRI) est un institut co-fondé par Geoffrey Moore, spécialisé de longue date dans l'analyse cyclique et qui publie des datations de cycles pour 22 pays, à la fois pour le cycle des affaires et le cycle d'accélération⁷. L'ECRI a une méthodologie qui se veut proche de celle du NBER pour identifier les pics et les creux du cycle des affaires, à partir de méthodes non paramétriques. Le *Conference Board* est un autre institut connu pour ses travaux sur l'analyse et la détection des cycles, initiés par Victor Zarnowitz, en particulier pour produire des indicateurs avancés et coïncidents d'un grand nombre d'économies. Le *Conference Board* publie également des datations des phases de récession et d'expansion pour plusieurs pays⁸. Leur approche repose sur l'algorithme de Bry-Boschan. Les deux instituts américains ont tendance à identifier plus de cycles en France que les autres travaux, en particulier une deuxième récession dans les années 1980, ainsi qu'une récession en 2002-2003 dans la foulée de la récession américaine (voir Tableau 1). D'autres institutions européennes, telles que la BCE ou Eurostat, ont mené des travaux sur l'analyse des cycles

7. <https://www.businesscycle.com/ecri-business-cycles/international-business-cycle-dates-chronologies>

8. https://conference-board.org/pdf_free/BusinessCycleReferenceDates.pdf

en France (voir Peersman et Smets, 2001 ; Mazzi et Savio, 2006), mais sans proposer de datation officielle.

Ces approches non paramétriques sont simples et efficaces, mais ont l'inconvénient de ne pas pouvoir s'étendre simplement à un cadre multivarié afin de capter le mouvement commun au cycle des affaires. Deux approches peuvent être mises en place dans ce contexte pour tenir compte du mouvement commun à un ensemble de variables (voir Stock et Watson, 2010, pour une discussion). La première stratégie, traditionnelle au NBER pour le suivi des cycles, consiste à établir la chronologie des points de retournement sur plusieurs variables, puis à agréger ensuite ces dates communes (stratégie dite du « *date then average* »). La seconde stratégie repose sur l'idée d'agréger d'abord toutes les variables d'intérêt dans une seule variable, puis de dater cette variable agrégée. Dans cette seconde stratégie, dite du « *average then date* », une hypothèse standard est de considérer que le PIB est censé représenter l'évolution de l'économie agrégée. Une solution alternative consiste à construire une variable synthétique agrégée, par exemple en extrayant un facteur commun à un grand nombre de variables à l'aide d'un modèle à facteurs dynamiques qui peut être estimé par une analyse en composantes principales (ACP) ou une autre méthode.

S'agissant du cycle des affaires de la France, la première stratégie n'a pas été utilisée à ce jour, du moins à notre connaissance. La seconde stratégie a été mise en œuvre dans la lignée des travaux de Doz et Lenglart (1999) sur la construction d'indicateurs composites. Ainsi, Cornec (2006) construit une série de PIB mensuel pour la France à l'aide d'un modèle à facteurs dynamiques multi-fréquences qui intègre le PIB trimestriel et trois autres variables mensuelles (l'indice de la production industrielle, l'emploi salarié et la consommation des ménages). Sur la période 1985-2005, il identifie ainsi une seule récession, de septembre 1992 à mai 1993.

2.2 Datation des cycles par approches paramétriques

Plusieurs travaux de datation des cycles de l'économie française utilisent des modèles économétriques paramétriques, cherchant ainsi à modéliser le processus qui a engendré les données. Ces modèles ont la particularité d'être non linéaires, à même de capter le fait que l'économie évolue selon deux régimes avec des caractéristiques différentes, un régime d'expansion et un régime de récession, et cherchent à modéliser le passage d'un régime à l'autre. Les différents modèles existants se distinguent par la manière dont le changement de régime se produit ; il peut être le fruit d'une chaîne de Markov ou résulter d'une variable de transition qui est observable (voir la section 3 pour une présentation formelle des modèles).

Parmi ces différents modèles, le modèle à changements de régimes markoviens (MS, *Markov Switching*), popularisé par les travaux de James Hamilton (voir par exemple Hamilton, 1989), a prouvé sa capacité à reproduire fidèlement le cycle des affaires des États-Unis (voir également Charles et al., 2015). Le modèle fournit, à l'issue de l'étape d'estimation, une probabilité d'être dans un des deux régimes de croissance, pour chaque date. Lorsque la probabilité franchit un seuil donné (en général 0,50), cela est interprété comme un point de retournement du cycle. Les premiers articles concernent l'économie américaine, mais une première adaptation sur données françaises a été proposée par Rabault (1993). Dans ce contexte, l'approche utilisée est d'estimer un modèle à changements de régimes

sur la série du taux de croissance du PIB français. En général, seuls deux régimes sont considérés, même si l'existence d'un troisième régime peut se révéler utile dans certains cas (voir par exemple Ferrara, 2003, pour l'économie des États-Unis).

Le premier travail de Rabault (1993) sur le PIB français de 1950 à 1990 (ainsi que sur cinq autres pays avancés) ne permet d'identifier qu'une seule récession depuis le premier choc pétrolier (voir Tableau 2). L'auteur met en évidence les problèmes d'estimation rencontrés avec ce type de modèles et indique que sa datation pour la France ne semble pas bien « coller » avec le narratif sur le cycle des affaires. Damette et Rabah (2010) étendent le travail initial de Rabault (1993) en considérant la période 1970-2009 et en permettant un changement structurel dans la moyenne du taux de croissance à partir du troisième trimestre 1979. Ils mettent en évidence quatre périodes de récession présentées dans le Tableau 2, qui semblent cohérentes avec le narratif historique. Un résultat intéressant de leur étude est la corrélation parfaite entre la datation obtenue *via* la méthode de Bry et Boschan (1971) et celle issue de l'estimation du modèle à changements de régimes markoviens.

Dans ce cadre, d'autres approches paramétriques ont été utilisées afin de fournir une datation du cycle des affaires de la France. Par exemple, Bec et al. (2015) proposent une extension du modèle à changements de régimes markoviens qui tient compte des rebonds de croissance en sortie de récession avant de revenir ensuite à un régime standard de croissance. Ce modèle n'identifie que les deux récessions avec la plus forte amplitude, à savoir le premier choc pétrolier et la Grande Récession.

Toutefois, si l'on souhaite tenir compte simultanément du co-mouvement entre variables cycliques et de la non linéarité des phases du cycle des affaires, il est nécessaire d'étendre l'analyse à un cadre multivarié. Cela peut s'effectuer à l'aide d'un modèle VAR à changements de régimes (MS-VAR, voir Krolzig, 2001 ; Sims et Zha, 2006) ou d'un modèle à facteurs à changements de régimes (MS-DFM pour *Markov Switching Dynamic Factor Model*, voir Kim, 1994 ; Diebold et Rudebusch, 1996 ; Chauvet, 1998). C'est cette dernière spécification que retient Nguiffo-Boyom (2006) pour la France en estimant un modèle avec quatre variables issues d'enquêtes d'opinion représentatives du cycle français, à savoir les perspectives personnelles de production, les stocks dans l'industrie manufacturière et les commandes dans le bâtiment et dans le commerce de gros. Les résultats sont présentés dans le Tableau 2. Toutefois, les données d'enquête sont en général plus adaptées à la description de la conjoncture en temps réel que pour établir des datations de cycles, qui reposent plutôt sur des données réelles de production ou de consommation. Doz et Petronevich (2015) étendent cette approche à un plus grand nombre de variables et estiment plusieurs spécifications du modèle MS-DFM. Elles étudient, d'une part, les datations obtenues en utilisant un très petit nombre de variables et en estimant le modèle en une étape et, d'autre part, les datations obtenues en utilisant un très grand nombre de variables et en estimant le modèle en deux étapes. Elles préconisent de privilégier la deuxième approche pour la robustesse des résultats qui en sont issus. La datation qui en est extraite est présentée dans le Tableau 2 et comporte un nombre élevé de périodes de récession. Les épisodes identifiés semblent en fait être plus proches des périodes de baisse du cycle de déviation à la tendance de long terme.

Même s'ils sont moins populaires que les modèles à changements de régimes markoviens pour la datation des cycles économiques, certains modèles non linéaires, dont la variable de transition est observable, ont également été utilisés dans ce cadre. On pense notamment aux modèles autorégressifs à seuil (*Threshold Autoregressive, TAR*), retenus par Potter (1995) pour modéliser le taux de croissance du PIB américain, ou aux modèles autorégressifs à transition lisse (*Smooth Transition Autoregres-*

sive, *STAR*) utilisés par Teräsvirta et Anderson (1992). Toutefois, à notre connaissance, il n'existe pas d'exemple d'application pour dater le cycle français.

Les chronologies des points de retournement du cycle des affaires issues de modèles paramétriques présentent une plus forte variance, comparées à celles obtenues à partir des approches non paramétriques. Cela reflète une plus grande sensibilité des résultats à la spécification du modèle, justifiant ainsi la stratégie à deux piliers mise en œuvre par le comité.

2.3 Quelles sont les dates des récessions potentielles issues de la littérature ?

A partir des différents travaux menés sur la France, on peut mettre en évidence un certain nombre de périodes de récession qui semblent faire consensus entre 1970 et 2010. Il apparaît ainsi que quatre périodes sont communes à l'ensemble des estimations : le premier choc pétrolier de 1974-75, l'année 1980, la crise de 1992-93 et la Grande Récession de 2008-09. Les études qui se prolongent au-delà de 2010 tendent également à converger vers l'existence d'une autre récession entre 2011 et 2013, liée à la crise des dettes souveraines en zone euro. D'autres périodes ont été mises en évidence dans certains travaux, comme par exemple l'existence d'un double mouvement (*double dip*) au début des années 1980 ou d'une récession en 2002-03 dans la foulée de l'éclatement de la bulle internet aux États-Unis. Toutefois ces dates ne font pas consensus. Nous présentons dans la section suivante nos propres mesures quantitatives de ces périodes de récession potentielles, avant d'en proposer une évaluation qualitative dans la section 4, dans le cadre de notre stratégie d'identification à deux piliers.

Notons que d'autres travaux, datant du milieu des années 1990, ont été menés sur la datation des cycles de l'économie française, mais en se focalisant sur le cycle de l'écart à la tendance. Allard (1994), Fayolle (1993) et Portier (1994) s'intéressent ainsi à la manière optimale d'extraire ce cycle *via* des mesures de la tendance de long terme. L'OCDE propose une chronologie des points de retournement de ce cycle pour la France et pour l'ensemble des pays de l'OCDE⁹. Les indicateurs avancés produits par l'OCDE cherchent ainsi à anticiper les points de retournement futurs de ce cycle particulier.

3 Approches empiriques

Dans cette section, nous mettons en œuvre le premier pilier de notre stratégie en proposant nos propres estimations de chronologies de référence à partir d'approches économétriques. Nous recourrons tout d'abord à une approche non paramétrique, puis nous estimons deux types de modèles paramétriques non linéaires.

3.1 Données

Nous utilisons les données officielles fournies principalement par l'Insee, disponibles à fin 2020. Nous portons essentiellement notre attention sur les données échantillonnées à une fréquence trimestrielle,

9. <https://data.oecd.org/leadind/composite-leading-indicator-cli.htm>

TABLEAU 1 – Datations du cycle des affaires français à partir d’approches non paramétriques

	<i>DM</i>	<i>Majetti</i>	<i>ABFL</i>	<i>CC</i>	<i>ECRI</i>	<i>TCB</i>
Pic	T3 1974	T3 1974	T3 1974	T3 1974	M7 1974	M8 1974
Creux	T1 1975	T2 1975	T1 1975	T1 1975	M6 1975	M5 1975
Pic	T1 1980	T1 1980	T1 1980	T1 1980	M8 1979	M2 1980
Creux	T4 1980	T4 1980	T1 1981	T3 1980	M6 1980	M8 1981
Pic					M4 1982	M10 1982
Creux					M12 1984	M1 1985
Pic	T3 1992	T1 1992	T1 1992	T1 1992	M2 1992	M2 1992
Creux	T1 1993	T2 1993	T1 1993	T3 2002	M8 1993	M12 1993
Pic			T4 2002	T3 2002	M8 2002	M8 2002
Creux				T2 2003	M5 2003	M5 2003
Pic	T1 2008	T1 2008			M2 2008	M2 2008
Creux	T2 2009	T1 2009			M2 2009	M8 2009
Pic					M4 2011	M2 2012
Creux					M11 2012	M4 2013

Note : DM : Damette et Rabah (2010), données de 1970 à 2009; Majetti : Majetti (2012), données de 1970 à 2009; ABFL : Anas et al. (2007), données de 1970 à 2002; CC : Cotis et Coppel (2005), données de 1970 à 2003; ECRI : *Economic Cycles Research Institute*, datation mise à jour en continu de 1948 à 2020; TCB : *The Conference Board*, datation mise à jour en continu de 1945 à 2020. Les cellules grisées indiquent l’absence de dates pour l’étude concernée.

TABLEAU 2 – Datations du cycle des affaires français à partir de modèles paramétriques

	<i>DM</i>	<i>Rabault</i>	<i>BBF</i>	<i>NB</i>	<i>DP</i>
Pic	T3 1974	T4 1974	T3 1974		
Creux	T1 1975	T1 1975	T2 1975		
Pic	T1 1980			T4 1979	
Creux	T4 1980			T4 1980	
Pic	T3 1992			T1 1992	
Creux	T1 1993			T1 1993	
Pic				T2 1995	T3 1995
Creux				T4 1995	T4 1996
Pic					T1 2001
Creux					T2 2003
Pic	T1 2008		T2 2008		T2 2008
Creux	T2 2009		T2 2009		T2 2009
Pic					T3 2011
Creux					T3 2013

Note : DM : Damette et Rabah (2010), données de 1970 à 2009 ; Rabault : Rabault (1993), données de 1950 à 1990 ; BBF : Bec, Bouabdallah et Ferrara (2015) ; NB : Nguiffo-Boyom (2006), données de 1979 à 2005 ; DP : Doz et Petronevich (2015), données de 1990 à 2014 (nous avons éliminé les fluctuations d’amplitude trop courte identifiées par ces auteurs). Les cellules grisées indiquent l’absence de dates pour l’étude concernée.

disponibles sur la période T1 1970 - T2 2020. Nous étudions en particulier le Produit Intérieur Brut total (PIB, en volume aux prix de l'année précédente chaînés, CVS-CJO¹⁰), l'emploi total (personnes physiques, total branches, effectif en milliers, CVS), le volume horaire de travail de l'ensemble des emplois (salariés ou non, total branches, nombre d'heures (en millions), CVS-CJO), l'investissement des entreprises non financières (total en volume aux prix de l'année précédente chaînés, CVS-CJO) et le taux d'utilisation des capacités de production (TUC, industrie manufacturière, CVS). Cette dernière série provient de l'enquête trimestrielle de conjoncture dans l'industrie et ne commence qu'au T2 1976¹¹. A partir de ces variables, la productivité du travail est calculée comme le ratio du PIB sur le volume horaire de travail de l'ensemble des emplois. Ces variables sont présentées dans le Graphique A1 en Annexe. Notons que d'autres variables ont été testées, telles que les marges des entreprises ou les salaires, mais n'ont pas été retenues car les résultats n'étaient pas représentatifs du cycle des affaires.

D'autres variables mensuelles sont également utilisées dans ce travail, à titre de référence. Nous disposons ainsi des deux séries mensuelles de production manufacturière et de production industrielle hors construction, qui ont été rétropolées jusqu'en 1970 par l'OCDE (voir Graphique A2 en Annexe). D'autres séries mensuelles, telles que les ventes au détail ou les dépenses de consommation des ménages ont été testées, mais ne permettent pas d'identifier avec précision les périodes de récessions sur l'ensemble de l'historique.

La France est riche d'informations conjoncturelles en provenance des enquêtes de conjoncture menées par l'Insee et il est tentant d'évaluer le contenu en information que celles-ci apportent. Nous menons ainsi à titre de comparaison une identification des points de retournement des différentes enquêtes : enquête dans l'industrie, les services, le commerce de détail, la construction et l'indicateur du climat des affaires qui est un indicateur composite des différentes enquêtes sectorielles (voir Graphique A3 en Annexe).

3.2 Datation des cycles par approches non paramétriques

3.2.1 Méthodologie

Nous présentons ci-dessous le cœur de l'algorithme de Bry et Boschan (1971) que nous mettons en place, sachant que nous avons à notre disposition des séries corrigées des variations saisonnières et des valeurs aberrantes. D'abord, nous déterminons un ensemble de points de retournement sur la série d'intérêt, notée Y_t ci-après, en utilisant la règle suivante qui permet d'identifier des maxima et minima locaux :

- (i) Pic à la date t si $\{Y_t > Y_{t-k}, Y_t > Y_{t+k}, k = 1, \dots, K\}$

10. CVS : corrigé des variations saisonnières, CJO : corrigé des jours ouvrables.

11. Dans un souci de précision, notons que, même si la série du TUC n'est disponible qu'à compter du deuxième trimestre de l'année 1976, l'enquête mensuelle de conjoncture dans l'industrie a été réalisée pour la première fois par l'Insee en 1962. Par ailleurs, en tant qu'enquête d'opinion, le choix du TUC peut paraître non standard au vu de la littérature sur la datation des cycles, mais nous montrons *ex post* que l'intensité d'utilisation de l'appareil productif est bien reliée au cycle économique français. De façon générale, les variables que nous avons sélectionnées sont représentatives de différents secteurs de l'activité économique et correspondent au même type de données que celles retenues par le NBER et le CEPR.

(ii) Creux à la date t si $\{Y_t < Y_{t-k}, Y_t < Y_{t+k}, k = 1, \dots, K\}$

où $K = 2$ pour les séries trimestrielles et $K = 5$ pour des séries mensuelles. On notera que les points de retournement ne peuvent pas être identifiés 6 mois avant la date de fin.

Ensuite, une procédure pour s'assurer que les pics et les creux alternent est utilisée à partir de la règle suivante :

- (i) en présence d'un double creux, la valeur la plus faible est choisie,
- (ii) en présence d'un double pic, la valeur la plus forte est choisie.

Une fois que les points de retournement candidats ont été identifiés, les critères de durée (D) et d'amplitude (A) sont évalués. La durée signifie que la récession doit durer « plus que quelques mois », comme cela est précisé par le NBER dans sa définition originale d'une récession, sans qu'il n'existe de durée minimum théorique de référence. Nous nous en tenons donc aux durées empiriques standards selon lesquelles une phase du cycle doit durer au moins 6 mois et un cycle complet au moins 15 mois. Ces durées minimales peuvent être modifiées selon la nature des séries considérées. Par exemple, pour une série très volatile et de haute fréquence, la durée minimale d'une phase pourra être augmentée.

L'amplitude mesure le fait que la récession doit être un « déclin significatif de l'activité », selon la définition originale du NBER. Mais, à nouveau, il n'existe pas d'amplitude minimale qui indiquerait que le déclin est significatif. Nous nous contenterons de comparer les amplitudes de chaque récession, calculées de la manière suivante :

$$Amplitude = (Y_P - Y_C) / Y_P \quad (1)$$

où Y_P et Y_C sont respectivement les valeurs des séries en niveau au pic et au creux du cycle. Afin de résumer l'information des critères de durée et d'amplitude, nous proposons une mesure dite de « sévérité », S , définie par :

$$S = |0,5 \times Amplitude \times Durée| \quad (2)$$

Cette mesure permet d'approcher de manière simple la perte d'activité cumulée durant la phase de récession, en points de PIB par rapport au niveau d'avant-récession – la perte totale dépendant de la vitesse de rebond. Cette sévérité est aussi connue dans la littérature comme l'approximation triangulaire des mouvements cumulatifs, comme cela est décrit par exemple dans Harding et Pagan (2002).

Le troisième critère de la règle DAD est la mesure de la diffusion de la récession candidate. Différentes méthodes de mesure existent, notamment lorsque le nombre de variables considérées est grand, telles que le calcul d'un indice de diffusion, le calcul d'un indice de concordance (Harding et Pagan, 2002) ou la mesure simultanée de diffusion et synchronisation parmi n variables proposée par Boehm et Moore (1984). Dans notre contexte, au regard du nombre de variables que nous considérons (voir section 3.1), nous évaluons simplement cette diffusion en comptabilisant les occurrences de récessions estimées sur ces différentes variables candidates.

Une limite de cette approche est qu'il est difficile de mener une inférence statistique étant donné que les probabilités de distribution des différentes mesures (durée, amplitude, sévérité, diffusion) ne sont pas connues et que le nombre d'observations est très faible depuis 1970. Nous considérons les valeurs estimées de ces mesures comme des bases de comparaison pour les différentes périodes.

3.2.2 Résultats

Dans un premier temps, nous évaluons les phases de récession à partir de la série du PIB en mesurant les durées et les amplitudes des cycles, les deux premiers critères de l'approche DAD. L'identification des points de retournement est menée *via* l'approche Bry-Boschan standard qui impose une durée minimale de deux trimestres pour une phase du cycle et une durée minimale de cinq trimestres pour un cycle (de pic à pic et de creux à creux). Les estimations sont réalisées *via* le package *BCDating* développé en R et les résultats ont été également comparés avec ceux issus de la procédure *@BryBoschan* développée avec WinRats 10.0.

L'algorithme identifie cinq phases de récession depuis 1970, d'une durée moyenne de 4 trimestres (voir Tableau 3). En termes de sévérité, on retrouve que la Grande Récession a été la plus forte des récessions datées, plus de deux fois supérieure à celle liée au premier choc pétrolier de 1974-75. Les deux périodes 1980 et 1992-93 qui ont été aussi identifiées sont très similaires en termes de sévérité. Le signal pour l'année 2012 est moins clair que pour les autres récessions. Si on réduit la durée minimale à un trimestre, l'algorithme indique un pic au T1 2012 et un creux le trimestre suivant. Toutefois, le schéma d'évolution de l'année 2012 est le suivant : une baisse d'activité au T2, suivi d'un rebond au T3 mais le niveau reste inférieur à celui du pic du T1, puis à nouveau deux trimestres de baisse jusqu'au T1 2013. Ainsi, l'algorithme détecte clairement le pic du T1 2012, mais rencontre un problème pour identifier le creux car le niveau du T2 2012 est plus bas que celui du T1 2013. Il renvoie donc le T2 2012 comme creux. Une proposition est d'identifier un pic au T1 2012 et un creux au T1 2013, ce qui implique une durée de 4 trimestres, avec toutefois une très faible sévérité. Ce type de récession en forme de double creux complexifie l'identification de l'entrée et de la sortie de récession.

Si l'on utilise cette datation pour tracer les évolutions du niveau du PIB sur les trois ans et demi qui ont suivi les pics de ces phases d'expansion (Graphique 2), on retrouve que la Grande Récession a été de loin la plus sévère. Le niveau du PIB d'avant récession n'a été retrouvé qu'au bout de 3 ans, contre 6 mois à 2 ans pour les récessions précédentes. On observe également que le premier choc pétrolier a été sévère, mais a été suivi d'une reprise extrêmement rapide.

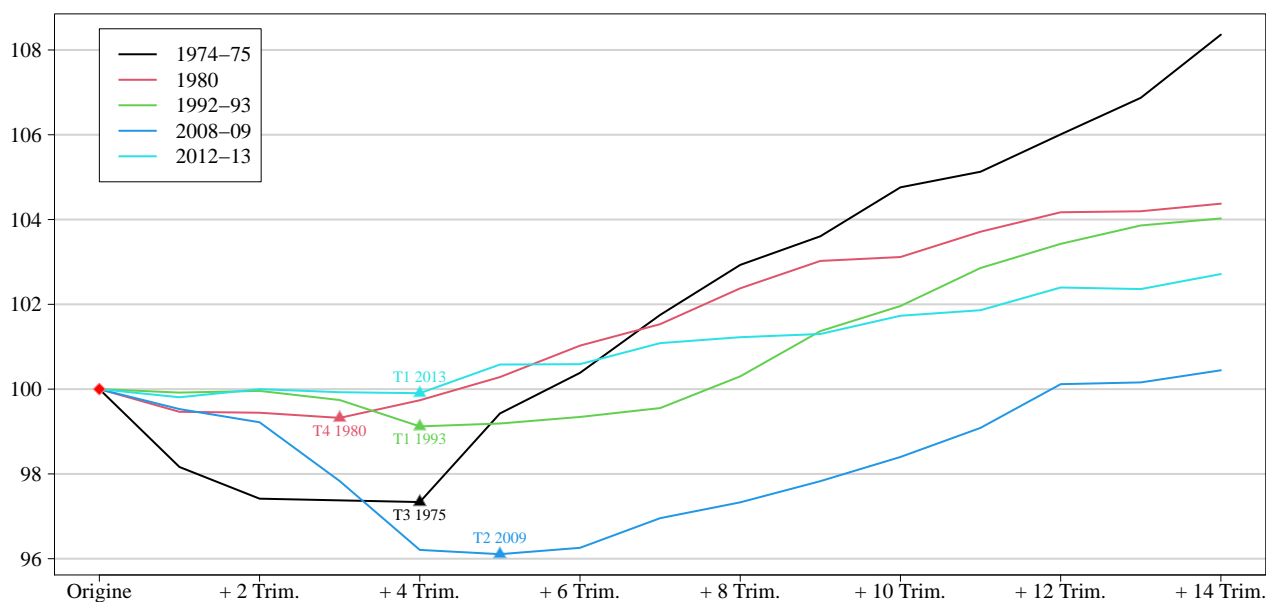
Nous évaluons ensuite la diffusion des phases en appliquant le même algorithme aux quatre séries suivantes : emploi, heures travaillées, investissement des entreprises et taux d'utilisation des capacités de production. On observe que chaque récession identifiée à partir du PIB se retrouve sur toutes ces composantes, ce qui souligne la diffusion des phases de récession. En particulier, la récession de 2012-13, qui semble très faible en termes de sévérité, est bien diffusée au sein des différentes composantes. Au contraire, on identifie une phase baissière sur ces quatre variables au début des années 2000, mais celle-ci n'est pas visible sur le PIB.

TABLEAU 3 – Datation du cycle des affaires du PIB à partir d’une approche non paramétrique

	<i>PIB</i>	<i>Durée</i>	<i>Amplitude</i>	<i>Sévérité</i>
Pic	T3 1974			
Creux	T3 1975	4	-2,7	5,4
Pic	T1 1980			
Creux	T4 1980	3	-0,7	1,0
Pic	T1 1992			
Creux	T1 1993	4	-0,9	1,8
Pic	T1 2008			
Creux	T2 2009	5	-3,9	9,7
Pic	T1 2012			
Creux	T1 2013	4	-0,1	0,2
Pic	T3 2019			

Note : Durée de la phase baissière en trimestres, Amplitude en %, Sévérité = $|0,5 \times \text{Durée} \times \text{Amplitude}|$.

Graphique 2 – Evolution du niveau du PIB après chaque pic des phases d’expansion identifiées dans le Tableau 3 (base 100)



Note : Le triangle indique le creux identifié pour chacune des phases figurant dans le Tableau 3.

Nous considérons également les deux séries mensuelles de production manufacturière et de production industrielle hors construction, qui ont été rétropolées jusqu’en 1970 par l’OCDE. Les résultats

obtenus par l’algorithme de détection de Bry-Boschan sont extrêmement similaires, la différence principale étant que la série de production industrielle fournit une phase de récession additionnelle entre 1976 et 1977. Les points de retournement obtenus sur la série de production manufacturière sont présentés dans la dernière colonne du Tableau 4. On identifie ainsi 9 périodes de récession dans le secteur industriel entre 1970 et 2019, soit 4 de plus que sur l’ensemble de l’économie. Cela s’explique par le fait que le secteur industriel est plus volatil car plus sensible aux inflexions de l’économie mondiale. Une récession industrielle ne se propage pas nécessairement à l’ensemble de l’économie, comme le montre l’exemple du début des années 2000. Mais lorsque les récessions industrielles et globales coïncident, les points de retournement sont en général relativement bien alignés, même si la production industrielle tend à chuter avant l’économie dans son ensemble – on parle alors parfois de « cycle industriel ».

Nous menons également une identification des points de retournement des différentes enquêtes de l’Insee : enquête dans l’industrie, les services, le commerce de détail, la construction et l’indicateur du climat des affaires qui est un indicateur composite des différentes enquêtes sectorielles. Les variables présentent plusieurs mini-cycles et pour éviter d’identifier de trop nombreux faux signaux, nous augmentons la durée minimale d’une phase du cycle à 9 mois. Les résultats sont présentés dans le Tableau A1 en Annexe. On observe que les enquêtes présentent de nombreux points de retournement qui identifient des phases d’activité économique que l’on pourrait qualifier de ralentissement, sans nécessairement qu’elles correspondent avec des phases de récession. Il est intéressant toutefois d’observer que toutes les enquêtes marquent les phases de récession identifiées sur les variables trimestrielles précédentes. Elles sont donc utiles dans une optique de datation mensuelle des cycles. De plus, elles sont en général avancées par rapport aux phases de récession, en particulier en ce qui concerne les pics des cycles. Ceci confirme l’intérêt de ce type de données pour suivre les phases du cycle.

3.3 Datation des cycles par modèles paramétriques

Dans cette section, nous travaillons sur des séries stationnaires en cherchant à déterminer les pics et les creux du cycle des affaires à partir des taux de croissance de cinq séries trimestrielles. Les taux de croissance trimestriels du PIB réel, de l’emploi total, de la productivité du travail, de l’investissement et du taux d’utilisation des capacités de production sont ainsi calculés à partir des séries présentées dans le Graphique A1. Les données utilisées s’arrêtent au T4 2019.

3.3.1 Modèles à seuil

Le modèle utilisé ici est un modèle autorégressif à seuil, de type *Threshold AR* (TAR), augmenté d’une fonction susceptible de capturer un effet rebond de forme assez générale (voir Bec et al., 2014). En notant dx_t la série représentant les taux de croissance trimestriels, le modèle TAR avec effet rebond, noté $BBF(p, m, \ell)$, s’écrit de la manière suivante :

$$\phi(L)dx_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

TABLEAU 4 – Evaluation de la diffusion des récessions

	<i>PIB</i>	<i>Emploi</i>	<i>Heures</i>	<i>FBCF</i>	<i>TUC</i>	<i>IP Manuf</i>
Pic			T1 1971			
Creux			T3 1972			
Pic	T3 1974	T2 1974	T4 1973	T2 1974		M8 1974
Creux	T3 1975	T4 1975	T2 1975	T3 1975		M5 1975
Pic			T3 1976	T1 1976		
Creux			T1 1978	T4 1976		
Pic	T1 1980	T1 1980	T4 1979	T3 1980	T1 1980	M8 1979
Creux	T4 1980	T3 1980		T3 1981	T1 1982	M10 1980
Pic		T4 1982		T2 1982		M12 1981
Creux		T1 1985	T4 1985	T2 1984		M10 1983
Pic	T1 1992	T1 1991	T1 1990	T1 1991	T2 1990	M2 1990
Creux	T1 1993	T3 1993	T3 1993	T4 1993	T4 1993	M11 1993
Pic			T3 1995	T1 1996	T3 1995	
Creux			T2 1996	T1 1997	T4 1996	
Pic		T4 2002	T4 2000	T3 2001	T1 2001	M3 2001
Creux						M11 2001
Pic						M8 2002
Creux		T3 2003	T3 2002	T2 2003	T4 2003	M5 2003
Pic					T4 2004	
Creux					T4 2005	
Pic	T1 2008	T2 2008	T4 2007	T1 2008	T4 2007	M4 2008
Creux	T2 2009	T4 2009	T1 2010	T3 2009	T2 2009	M3 2009
Pic	T1 2012	T2 2012	T1 2012	T4 2011	T4 2011	M5 2011
Creux	T1 2013	T4 2012	T4 2012	T1 2013	T3 2013	M10 2012
Pic			T1 2014	T1 2016		M11 2013
Creux			T4 2014	T3 2016		M5 2014
Pic	T3 2019	T3 2019	T4 2019	T4 2019	T1 2018	M5 2019

Note : Le TUC commence en 1976. Toutes les séries sont à fréquence trimestrielle, sauf la production manufacturière (*IP Manuf*) qui est à fréquence mensuelle.

où L désigne l'opérateur retard, $\phi(L)$ est un polynôme de retards d'ordre p , dont les racines sont de module supérieur à un, ε_t est un processus bruit blanc Gaussien d'espérance nulle et de variance σ^2 et μ_t est défini de la manière suivante :

$$\begin{aligned} \mu_t = & \gamma_0(1 - s_t) + \gamma_1 s_t \\ & + \lambda_1 s_t \sum_{j=\ell+1}^{\ell+m} s_{t-j} + \lambda_2(1 - s_t) \sum_{j=\ell+1}^{\ell+m} s_{t-j} + \lambda_3 \sum_{j=\ell+1}^{\ell+m} dx_{t-j-1} s_{t-j} \end{aligned} \quad (4)$$

Les paramètres (ℓ, m) correspondent respectivement au retard avec lequel s'exerce l'effet rebond et à la durée de ce dernier. Les paramètres λ_i pour $i = 1, 2, 3$, capturent l'existence et l'amplitude du phénomène de rebond. La fonction indicatrice qui gouverne les changements de régime est définie par :

$$s_t = 0 \text{ if } dx_{t-1} > \kappa \text{ et } 1 \text{ sinon,} \quad (5)$$

où κ est le seuil, supposé négatif. Il s'agit bien d'un modèle à seuil, asymétrique, puisque la valeur de μ_t dépend du régime défini par s_t . On remarque que sous l'hypothèse, notée H_0^N , selon laquelle tous les paramètres définissant les caractéristiques de l'effet rebond sont nuls, i.e. $\lambda_i = 0$ pour tout i , le modèle donné par les équations (3) et (4) se ramène à un modèle TAR standard. Tester l'hypothèse $H_0^N : \lambda_i = 0$, pour tout i , revient donc ici à tester l'existence même d'un effet rebond.

L'originalité de ce modèle provient de l'équation (4) qui spécifie une fonction visant à capturer un effet rebond en sortie de crise. Cette fonction reste assez générale pour englober les formes de rebond existant dans cette littérature, à savoir les reprises en U, en V ou encore celles qui dépendent de la sévérité de la récession, dites en D (pour *Depth-shaped recovery*), telles que décrites dans Kim et al. (2005). Dans le modèle $BBF(p, m, \ell)$ général, l'hypothèse nulle de linéarité correspond à $\mu_t = \mu$ constant, c'est-à-dire à $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = 0$ et $\gamma_0 = \gamma_1$. Sous cette hypothèse, le paramètre de seuil n'est pas identifiable : il s'agit donc d'un paramètre de nuisance. Ce problème est bien connu dans la littérature sur les modèles à seuil et la solution, proposée par Davies (1987) pour tester la linéarité, consiste à calculer la statistique du *SupLR* dont la distribution est obtenue par *bootstrap* selon la méthode suggérée par Hansen (1996). Si la linéarité est rejetée, la présence d'un effet rebond peut alors être testée par un simple test du rapport de vraisemblance de l'hypothèse H_0^N dont la statistique est distribuée selon une loi du Chi-2 à trois degrés de liberté. Le test des différentes formes de rebond, H_0^U , H_0^V , H_0^D peut ensuite être réalisé toujours à partir de la statistique du rapport de vraisemblance, distribuée cette fois selon une loi du Chi-2 à deux degrés de liberté¹².

Les moindres carrés non linéaires permettent d'estimer le modèle $BBF(p, m, \ell)$. Le nombre de retards p est sélectionné comme étant le premier qui supprime toute autocorrélation dans les résidus. Les paramètres (ℓ, m) et κ sont obtenus par balayage dans les grilles suivantes : $\ell \in \{0, 1, 2\}$, $m \in \{1, \dots, 6\}$, $\kappa \in \{\kappa_L, \kappa_U\}$ où κ_L correspond au quantile à 5 % de la variable de transition dx_{t-j} et $\kappa_U = 0$ de manière à ce que le régime bas corresponde effectivement à un régime de croissance négative. Les valeurs estimées de ces paramètres sont reportées dans le Tableau A2 en Annexe, qui contient aussi les valeurs de la statistique de test du *SupLR* et de sa probabilité associée (colonne p -value), calculées pour 2000 tirages aléatoires sous l'hypothèse nulle de linéarité. Comme l'indique la dernière colonne

12. Plus précisément, H_0^U correspond à $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda \neq 0$ et $\lambda_3 = 0$, H_0^V correspond à $\lambda_1 = \lambda_3 = 0$ et $\lambda_2 \neq 0$, et H_0^D correspond à $\lambda_1 = \lambda_2 = 0$ et $\lambda_3 \neq 0$.

du Tableau A2, l'hypothèse de linéarité est fortement rejetée pour l'ensemble des séries étudiées. On poursuit donc l'analyse de l'effet rebond en testant les diverses formes possibles. Pour cela, il suffit de calculer les statistiques du ratio de vraisemblance correspondant aux hypothèses nulles sur les paramètres λ_i de l'équation (4). Leurs valeurs sont présentées dans le Tableau A3 en Annexe.

Pour toutes ces variables, l'hypothèse nulle correspondant au modèle TAR standard sans effet rebond est fortement rejetée. Pour les taux de croissance trimestriels de l'emploi total et du taux d'utilisation des capacités de production, le modèle BBD – dans lequel la reprise dépend de la sévérité de la récession – n'est pas rejeté. Ceci indique que pour ces séries, la reprise est d'autant plus vigoureuse que la chute a été profonde. La dynamique du taux de croissance de la productivité du travail peut être représentée par le modèle BBU, retraçant une reprise dite « en U ». Enfin, pour les taux de croissance du PIB et de l'investissement réel, seul le paramètre correspondant au premier terme de la fonction de rebond est significativement différent de zéro et les modèles BBU, BBV (reprise « en V ») et BBD sont tous rejetés au seuil de 1 %. Ce modèle dans lequel $\lambda_2 = \lambda_3 = 0$ est noté BBF_c .

Les coefficients estimés des modèles retenus sont donnés dans le Tableau A4 en Annexe. Pour les régressions de l'emploi total et de la FBCF, où l'hypothèse d'absence d'effet ARCH jusqu'à l'ordre 4 est rejetée au seuil de 1 %, les écarts-types ont été corrigés suivant la méthode de Newey et West (1987), calculée avec le noyau de Bartlett. Les valeurs estimées des paramètres de la fonction de rebond ayant les signes attendus le cas échéant $\lambda_1 > 0$, $\lambda_2 > 0$, $\lambda_3 < 0$, il existe bien un effet rebond qui correspond à une valeur de μ_t plus élevée que sa valeur moyenne de récession puis d'expansion.

S'agissant de la datation des cycles à l'aide de ces modèles non linéaires à seuil, nous avons adopté la règle suivante :

- (i) Au sein des trimestres classés dans le régime de récession par le modèle, nous retenons les récessions d'une durée minimale de 2 trimestres.
- (ii) De plus, sont groupés dans la même récession les trimestres qui, bien que non consécutifs, ont moins de 4 trimestres d'écart.

Les dates des pics et des creux du cycle des affaires ainsi obtenues sont présentées dans le Tableau 5 ci-après. De manière intéressante, les résultats relatifs à la série du PIB correspondent au trimestre près à ceux issus de l'approche non paramétrique présentés dans le Tableau 4 (hormis le creux de 2013). S'agissant de la diffusion aux autres variables, les épisodes de 1974-75 et la Grande Récession sont diffusés à l'ensemble des variables, reflétant ainsi l'intensité de ces deux récessions. La période 1992-93 est également largement diffusée au sein des variables, seule la productivité ne semble pas être affectée. Les autres phases semblent être moins diffusées. On observe également que la période 2002-03 est visible sur la plupart des variables sans que le PIB ne semble touché.

3.3.2 Modèles à changements de régimes markoviens

Nous estimons à présent un modèle à changements de régimes markoviens (MS) classiquement mobilisé dans la littérature sur la datation des cycles à l'aide de modèles paramétriques, en particulier

TABEAU 5 – Datations du cycle des affaires à l’aide du modèle non linéaire à seuil

	<i>PIB</i>	<i>Emploi</i>	<i>Productivité</i>	<i>FBCF</i>	<i>TUC</i>
Pic	T3 1974	T2 1974	T3 1974	T2 1974	
Creux	T3 1975	T2 1975	T3 1975	T3 1975	
Pic				T2 1976	
Creux				T4 1976	
Pic	T1 1980	T1 1981			T3 1980
Creux	T4 1980	T3 1981			T1 1981
Pic		T4 1982		T2 1982	
Creux		T1 1985		T2 1983	
Pic			T3 1986		
Creux			T1 1987		
Pic	T1 1992	T2 1991		T2 1992	T3 1990
Creux	T1 1993	T3 1993		T2 1993	T3 1991
Pic				T1 1996	
Creux				T1 1997	
Pic					T3 1998
Creux					T2 1999
Pic		T1 2003	T3 2002	T3 2001	
Creux		T3 2003	T2 2003	T2 2002	
Pic			T2 2006		
Creux			T1 2007		
Pic	T1 2008	T2 2008	T1 2008	T3 2008	T3 2008
Creux	T2 2009	T3 2009	T2 2009	T3 2009	T2 2009
Pic	T1 2012		T1 2012		T4 2011
Creux	T4 2012		T3 2013		T3 2012
Pic	T3 2019		T2 2019		T2 2019

Note : Le TUC commence en 1976. Les données utilisées pour l’estimation s’arrêtent au T4 2019.

initiiée par les travaux de James Hamilton (1989, 1990). En notant dx_t , $t = 1, \dots, T$, la série représentant les taux de croissance trimestriels pour les mêmes cinq variables macroéconomiques que précédemment, le modèle $MS - AR(p)$ avec deux régimes¹³ s'écrit de la manière suivante :

$$dx_t - \mu(S_t) = \sum_{i=1}^p \phi_i(S_t) dx_{t-i} + \sigma(S_t) \varepsilon_t \quad (6)$$

où S_t est une variable aléatoire prenant ses valeurs dans $\{1, 2\}$, les ϕ_i sont les p paramètres autorégressifs qui dépendent du régime S_t , $\sigma(S_t)$ est l'écart-type du terme d'erreur qui dépend du régime et ε_t est un processus bruit blanc Gaussien d'espérance nulle et de variance unitaire. La représentation complète du modèle requiert la spécification de la variable S_t comme une chaîne de Markov du premier ordre à deux régimes, c'est-à-dire que pour chaque date t , S_t ne dépend que de S_{t-1} , soit :

$$P(S_t = j | S_{t-1}, S_{t-2}, S_{t-3} \dots) = P(S_t = j | S_{t-1} = i) = p_{ij} \quad (7)$$

pour tout $i, j=1,2$. Ces probabilités sont définies comme étant les probabilités de transition qui mesurent la probabilité de changer de régime entre deux dates, ou de rester dans le même régime, de telle sorte que $p_{i1} + p_{i2} = 1$. L'estimation des paramètres est menée *via* l'algorithme EM proposé par Hamilton (1990). Cette étape d'estimation permet de récupérer également une estimation de la probabilité dite filtrée d'être dans un régime à chaque date t , $P(S_t = j | dx_t, \dots, dx_1, \hat{\theta})$, et une estimation de la probabilité dite lissée d'être dans un régime à chaque date t , $P(S_t = j | dx_T, \dots, dx_1, \hat{\theta})$.

Pour effectuer la datation des cycles, on suppose que le régime bas correspond à une phase de récession et le régime haut à une phase d'expansion. Ainsi, la date t de passage d'un régime à l'autre est supposée être la date du point de retournement du cycle. La règle de décision pour passer d'un régime à l'autre est basée sur le choix d'un seuil pour la probabilité lissée d'être dans un régime donné. En règle générale, le seuil de 0,50 est privilégié dans les études empiriques, mais peut être discuté.

S'agissant de la spécification des modèles, nous choisissons le plus petit nombre de retards autorégressifs qui permet d'éliminer les premières autocorrélations des résidus du modèle. De plus, pour la série du taux de croissance du PIB nous incluons une variable *dummy* qui vaut 1 à partir du T3 1979 et 0 avant, de manière similaire à Damette et Rabah (2010), afin de tenir compte d'un changement de tendance dans le niveau du PIB. Pour la série du taux de croissance de la productivité du travail, l'introduction d'une tendance déterministe a été nécessaire pour blanchir les résidus du modèle MS¹⁴.

Le Tableau 6 présente les résultats obtenus à partir de probabilités lissées (i.e. utilisant l'information disponible sur l'ensemble de la période étudiée) d'être en récession en utilisant un seuil de 0,50. Les coefficients estimés des modèles retenus sont donnés dans le Tableau A5 en Annexe. Les probabilités de transition entre régimes sont reportées dans le Tableau A6.

Dans l'ensemble, il apparaît que ces modèles identifient beaucoup moins de cycles que l'approche non paramétrique et que les modèles à seuil estimés précédemment. Seules les récessions liées au premier

13. Notons que nous avons retenu le cas usuel de deux régimes, mais l'analyse peut être facilement étendue à trois régimes (récession, croissance forte, croissance faible), en particulier si l'on souhaite identifier les périodes de croissance atone (voir Ferrara, 2003).

14. Sur le déclin de la productivité en France, voir Cette et al. (2017), Bellone (2017) ou encore Askenazy et Erhel (2017).

TABEAU 6 – Datations du cycle des affaires à l’aide du modèle à changements de régimes markoviens

	<i>PIB</i>	<i>Emploi</i>	<i>Productivité</i>	<i>FBCF</i>	<i>TUC</i>
Pic	T3 1974	T1 1974	T3 1974	T1 1974	
Creux	T4 1975	T1 1976	T3 1975	T4 1976	
Pic			T1 1980		
Creux			T3 1980		
Pic		T1 1981			
Creux		T4 1982			
Pic		T2 1988			T3 1991
Creux		T4 1992			T1 1992
Pic		T3 1997			T3 1996
Creux		T1 1999			T1 1997
Pic			T2 2006		
Creux			T4 2006		
Pic	T1 2008	T4 2006		T1 2008	T3 2008
Creux	T1 2009	T3 2009		T2 2009	T2 2010

Note : Le TUC commence en 1976. Les données utilisées pour l’estimation s’arrêtent au T4 2019.

choc pétrolier et à la crise des *subprimes* sont détectées pour plus de la moitié des variables. La récession de 1974-75 ressort en effet pour toutes les variables disponibles, puisque la série TUC n’est observée qu’à partir de 1976. La Grande Récession qui a suivi la crise des *subprimes* est identifiée pour les cinq séries, mais elle n’apparaît pas dans le Tableau 6 pour la productivité du travail car elle ne dure qu’un trimestre d’après l’estimation du modèle MS (voir Graphique A4 en Annexe). Il semble ainsi que, sur les données françaises trimestrielles depuis 1970, les modèles à changements de régimes markoviens n’identifient que les récessions les plus sévères.

Ces modèles peuvent théoriquement être facilement étendus à plusieurs régimes et/ou à plusieurs variables dans le cadre d’un MS-VAR (Krolzig, 2001 ; Sims et Zha, 2006) ou d’un MS-DFM (Diebold et Rudebusch, 1996 ; Kim, 1994). Toutefois, nos travaux préliminaires ont mis en évidence des problèmes de convergence de l’algorithme d’estimation (voir Kim, 1994) lorsque l’on travaille avec un modèle multivarié à changements de régimes markoviens sur ces données françaises trimestrielles. Des travaux complémentaires pourront être ultérieurement menés afin de résoudre ces problèmes. Il pourra être notamment intéressant de tester cet algorithme en utilisant des données à fréquence mensuelle ou d’utiliser une méthode d’estimation en deux étapes (Doz et Petronevich, 2015).

3.4 Une brève synthèse

Les estimations économétriques menées ci-dessus mettent globalement en évidence six périodes qui pourraient être identifiées comme des récessions. Parmi celles-ci, quatre épisodes ressortent plus particulièrement : le premier choc pétrolier de 1974-75, l'année 1980, la crise de 1992-93 et la Grande Récession de 2008-09. Deux autres périodes méritent également d'être considérées. Tout d'abord, la période 2012-13, associée à la crise de la dette souveraine en zone euro, semble être bien diffusée à l'ensemble des variables, mais elle présente une très faible sévérité comparée aux autres récessions. Ensuite, la période 2002-03, qui fait la suite à l'éclatement de la bulle internet aux États-Unis, est également diffusée au sein de certaines variables, mais n'est pas visible sur le PIB.

4 Evaluation des récessions candidates par approche narrative

Dans cette section, nous mettons en œuvre le second pilier de notre stratégie qui repose sur une approche narrative à partir d'un dire d'experts. Cette approche nous permet de valider, au regard de la situation économique prévalant lors des épisodes considérés, les périodes identifiées comme des récessions par l'analyse économétrique précédente, sans nécessairement chercher à modifier les dates des pics et des creux. Nous passons ainsi en revue les différentes périodes possibles de récession, afin de déterminer notre chronologie de référence. *In fine*, si quatre épisodes (1974-75, 1980, 1992-93 et 2008-09) sont clairement identifiés comme des récessions, nous estimons que les périodes 2002-03 et 2012-13 s'apparentent plus à des phases de ralentissement économique. Par ailleurs, nous actons le fait que la récession liée à la pandémie de Covid-19 a commencé au premier trimestre 2020.

4.1 Périodes de récession identifiées

4.1.1 Chocs pétroliers de 1974-75 et 1980 : des racines du mal au carré magique perdu

Notre détection de creux conjoncturels en 1974-75 et en 1980 conserve un caractère relativement classique au regard des travaux de datation présentés dans la section 2 de ce document. Si nous sommes nuancés dans notre analyse, ce n'est pas par prudence mais par conviction. Une série de facteurs ont ainsi convergé et provoqué un enchaînement d'effets cumulatifs à la baisse.

La crise économique de 1973, régulièrement qualifiée de crise pétrolière, a eu des conséquences significatives pour l'économie française. Les années 1974-75 sont marquées par une rupture décisive avec l'essor des décennies dorées des années 1950 et 1960 connues pour une croissance rapide, une stabilité des prix, un niveau d'emploi élevé et, plus généralement, une confiance en l'avenir.

Le choc de 1974, d'abord interprété comme un phénomène passager, si ce n'est un « mauvais moment à passer », a conduit à la plus profonde récession depuis les années 1930 observée jusqu'alors. La cause généralement évoquée est celle de l'instabilité monétaire née de la mort du système de *Bretton Woods*, c'est-à-dire du système monétaire mis en place à la fin de la Seconde Guerre mondiale basé sur un régime général de taux de change fixes gérés sous la juridiction du Fonds Monétaire International

(FMI). La dévaluation du dollar américain et la réévaluation du mark allemand en 1973 ont conduit la France à adopter un régime de change flottant.

Ce n'était pourtant qu'un déclencheur, de nombreux autres facteurs étant en effet en jeu, tel que le déclin relatif des investissements observé dès le début des années 1970. Notons également une forte poussée salariale, dans la continuité des grèves de 1968 et des accords de Grenelle. Le début des années 1970 est en outre marqué par la forte augmentation du prix des matières premières : des céréales tout d'abord (le blé, tout particulièrement, en 1972), mais surtout de certains produits de base (cuivre, bois, phosphates...), et enfin le quadruplement du prix du pétrole entre octobre 1973 et début 1974¹⁵. Ces hausses de prix ont entraîné une inflation accélérée, des mesures de stabilisation et de défense de la monnaie nationale et, à l'évidence, un effondrement de l'activité d'investissement et, peu après, de la production (industrielle) elle-même. De surcroît, l'inflation a réduit le pouvoir d'achat des ménages tout en favorisant l'augmentation de leur épargne, essentiellement par crainte du chômage. Quant aux entreprises, elles sont victimes d'une baisse notable d'activité (moins de marges bénéficiaires et des dettes à honorer), corrélée à une capacité d'investissement limitée.

C'est ainsi que la France a subi une baisse d'activité particulièrement significative au dernier trimestre de l'année 1974 et au premier trimestre de l'année 1975. Pour combattre la stagflation, des interventions de natures budgétaire et monétaire, des politiques de *stop* (stabilisation) *and go* (relance) avaient pour ambition, tout d'abord de privilégier la lutte contre l'inflation avec un plan de refroidissement, le Plan Fourcade de 1974, avant de corriger l'effet d'aggravation du chômage avec la relance Chirac de 1975 dont l'ampleur s'élève à 2,3 points de PIB. Mais, très vite, le cercle vertueux se transforme en cercle vicieux. Ainsi, en septembre 1976 et alors que la France est contrainte de sortir du serpent monétaire (elle le réintègrera en décembre 1978), le plan Barre reprendra prioritairement la lutte contre l'inflation¹⁶, estimant que lutter contre la hausse des prix c'est aussi combattre le chômage.

La politique économique vise le retour au marché comme gage de compétitivité. Le gouvernement français s'engage alors dans une politique de baisse de la pression fiscale en harmonie avec l'option libérale comme guide de son action. Moins intense que la récession de 1974-75, celle amorcée en 1980, n'en sera toutefois pas moins significative. A sa manière, le second choc pétrolier de 1979 a des effets analogues à celui de 1973. Tant la demande intérieure que la demande extérieure sont au ralenti. Sur les marchés étrangers, les entreprises ont tendance à comprimer leurs marges, alors qu'elles relèvent les prix sur le marché intérieur. L'automobile, le textile et le bâtiment figurent parmi les secteurs les plus affectés par un mouvement de baisse, malgré la mise en œuvre de politiques expansionnistes impulsées après les élections de 1981 : ajustement monétaire et défense du franc, encadrement du crédit, blocage des prix et des salaires. Si la réalisation du carré magique – croissance forte, niveau d'emploi élevé, stabilisation des prix et équilibre des échanges extérieurs – demeure l'objectif à atteindre, la récession du début des années 1980 verra aussi l'émergence de nouveaux défis à relever, parmi lesquels celui de l'étroite imbrication des progrès économiques et sociaux (sécurité sociale, chômage...).

15. En 1973, la France importait près de trois quarts de ses besoins énergétiques et couvrait environ deux tiers de sa consommation par du pétrole.

16. Le plan Barre comporte aussi le rétablissement de l'équilibre extérieur, au travers du renforcement de la monnaie. Plus généralement, notons que ce plan fournit une illustration de la combinaison entre le conjoncturel et le structurel caractérisant les politiques économiques françaises sur longue durée. Ainsi, la politique de lutte contre l'inflation est liée au souci immédiat de résorber le différentiel d'inflation existant avec l'Allemagne (dimension conjoncturelle), mais aussi aux réflexions sur les politiques d'endettement des entreprises (dimension structurelle).

4.1.2 Le cycle d'investissement de 1992-93 ou comment transformer un fort ralentissement en récession

La récession de 1992-93 illustre comment l'arrivée à son terme d'un cycle d'investissement peut muter en contraction de l'activité quand cette fin de cycle est accompagnée d'une politique monétaire à contretemps¹⁷.

A la fin des années 1980, l'économie française connaissait une phase d'expansion particulièrement soutenue, affichant une croissance supérieure à 3 % pendant trois années consécutives. Elle était notamment portée par des dépenses d'investissement des entreprises en hausse de plus de 8 % par an de 1988 à 1990. L'emploi marchand progressait lui-même de plus de 2 % par an, permettant ainsi un recul du taux de chômage d'un point entre 1987 et 1990 et des gains de pouvoir d'achat du revenu des ménages proches de 4 % par an. Cette phase avait notamment été permise par un relâchement des politiques monétaires (en particulier aux États-Unis afin de contrer les risques récessifs nés du krach boursier de 1987) et budgétaires (à la faveur des importantes recettes fiscales associées au retour de la croissance). Les politiques économiques avaient ainsi joué de fait un rôle procyclique durant la phase d'expansion. Il en sera de même durant la phase suivante, mais en sens inverse avec une politique monétaire qui allait accentuer le tournant à la baisse de l'activité.

Au début des années 1990, le cycle économique se tempérait, en particulier dans les pays anglo-saxons avec l'arrêt de l'emballement immobilier. Le PIB se contractait aux États-Unis en 1991 et la récession de l'économie américaine propageait ses effets de ralentissement auprès de ses partenaires. Face à ce ralentissement, les entreprises en France ont mis un coup de frein à leurs investissements dès 1991 et l'emploi marchand a stagné cette même année. La baisse du chômage s'est ainsi enrayerée, ce qui allait susciter une remontée soudaine de l'effort d'épargne des ménages et une stagnation de leur consommation à partir de 1991. La hausse de l'épargne des ménages (dont la part dans leur revenu est passée de 11,4 à 14,3 % entre 1989 et 1992) a en outre été attisée par une remontée des taux d'intérêt qui est intervenue à contretemps au regard de l'arrêt de la phase d'expansion du cycle de l'investissement des entreprises. En 1992, tandis que le ralentissement économique était déjà patent, les taux d'intérêt réels à trois mois ont été portés à 8,4 % contre 6 % en 1989 quand la croissance s'élevait à 4,5 %, ce qui a également contribué à la baisse des prix de l'immobilier.

Les mouvements de taux alors opérés sont à replacer dans un contexte international très spécifique. En butte respectivement à la récession économique et à l'éclatement d'une bulle boursière, États-Unis et Japon ont piloté drastiquement à la baisse leurs taux d'intérêt (-450 et -300 points de base respectivement entre 1989 et 1992). A l'inverse, au lendemain de sa réunification et du *boom* de la demande qui s'y est exercé avec la conversion à 1 pour 1 de la monnaie est-allemande en mark, l'Allemagne voyait l'inflation accélérer sensiblement. Elle était de 3,6 % puis de 4 % en 1991 et 1992. Le taux nominal allemand à trois mois a été relevé de 240 points de base entre 1989 et 1992. Ce faisant, le mark s'est apprécié entraînant dans son sillage les monnaies européennes qui lui sont arrimées dans le cadre du système monétaire européen (SME). Entre 1989 et 1992, le franc s'est ainsi apprécié de plus de 20 % contre le dollar. Ces tensions monétaires ont éclaté avec les dévaluations successives de la livre, de la lire, de la peseta et de l'escudo. Le franc a été attaqué et, si la bande de

17. Sur cette récession, on pourra consulter le dossier « Cycle » présenté à la Commission des comptes et des budgets économiques de la Nation de juin 1994 (Insee, 1994), ainsi que L'Horty et Tavernier (1995).

fluctuations vis-à-vis du mark a été élargie, la dévaluation a été évitée au moyen d'un relèvement des taux courts qui allaient culminer jusqu'à plus de 12 % début 1993.

L'investissement des entreprises, déjà chancelant avant la tourmente monétaire, n'y a pas résisté et s'est effondré de 7 % en 1993. Les entreprises ont également coupé dans leurs stocks pour préserver leur trésorerie, l'emploi marchand reculant pour sa part de 1,5 % et le chômage regagnant deux points par rapport à 1990. La consommation des ménages a stagné en conséquence et le PIB a alors reculé de 0,6 % en 1993. Une politique budgétaire de soutien déployée en 1993 et la détente progressive sur le front monétaire ont progressivement redonné un peu de marge de manœuvre, mais il aura fallu attendre la fin de l'année 1996 pour voir l'emploi marchand retrouver le niveau qui était le sien avant le ralentissement puis la récession de 1992-93.

4.1.3 La Grande Récession de 2008-09 : un choc de coût sur-amplifié par la crise financière mondiale

La récession de 2008-09 présente plusieurs similitudes marquantes avec celle de 1992-93. Un ralentissement économique était déjà en cours avant la récession. Il provenait du prélèvement majeur de pouvoir d'achat occasionné par la hausse des cours de la plupart des matières premières associée à l'explosion de la croissance chinoise (+12 % par an de 2004 à 2007). En Europe, les taux d'intérêt directs étaient encore à la hausse, alors que le ralentissement était déjà enclenché. Comme en 1992-93, ce dernier a muté en récession profonde suite à la liquidation de la banque *Lehman Brothers* à l'origine d'une véritable conflagration financière. Le système monétaire et financier s'est bloqué et une crise d'accès à la liquidité a conduit à un effondrement soudain de l'activité, particulièrement dans le domaine industriel confronté à l'arrêt du commerce mondial à partir de l'automne 2008. Contrairement à celle de 1992-93, la récession de 2008-09 n'est donc pas française, ni européenne *stricto sensu* dans ses origines, mais elle s'inscrit bien dans un concert mondial. Elle se distingue plus encore de sa devancière par son ampleur. Le recul du PIB entre son point haut et son point bas a en effet été plus de quatre fois plus marqué en 2008-09 que seize ans auparavant (-3,9 % contre -0,9 %, voir Tableau 3, section 3).

La récession de 2008-09 a fait suite à quatre années consécutives d'une croissance mondiale exceptionnellement vive (5 % en moyenne de 2004 à 2007). Nourrie par une progression débridée du crédit, celle-ci s'est échafaudée sur des déséquilibres courants croissants à l'échelle mondiale où le déficit courant américain avait pour contrepartie les excédents croissants dégagés par l'économie chinoise notamment. Ces excédents étaient recyclés aux États-Unis, ce qui contribuait à maintenir les taux d'intérêt à un niveau relativement bas et à nourrir la fringale d'endettement en vue d'investissements immobiliers au moyen d'une innovation financière débridée. Le marché immobilier américain s'est effondré à partir de la fin de l'année 2005, déclenchant un jeu de dominos dont le point d'orgue a été la liquidation de la banque *Lehman Brothers*. Parti des États-Unis, qui étaient entrés en récession dès décembre 2007 selon le NBER, le retournement à la baisse du cycle économique mondial s'est traduit par une contraction du PIB européen dès le printemps 2008.

Ce premier recul de l'activité était surtout une conséquence du prélèvement de pouvoir d'achat occasionné par l'envolée des cours des matières premières énergétiques comme agricoles. Cet essor des cours s'est poursuivi jusqu'à l'été 2008 quand le prix du pétrole a temporairement dépassé 140 dollars

le baril (soit un quadruplement de son cours par rapport à 2003). Avant de céder la place à une franche rechute, cette hausse brutale avait entretemps conduit à une amputation du pouvoir d'achat du revenu des ménages, une pression sur le niveau des marges des entreprises dans les pays importateurs et, *in fine*, une restriction de la dépense des agents privés. Dans ce contexte marqué par l'exacerbation de la rareté, les craintes de voir ressurgir le spectre inflationniste ont culminé à l'été. Elles ont conduit à une remontée des taux directeurs en Europe, mais pas aux États-Unis déjà en récession. Cette hausse allait contribuer à renforcer encore l'euro contre le dollar en le portant à 1 euro pour 1,60 dollars à son sommet mi-juillet 2008.

Le retournement brutal de l'activité, couplé à l'amplification et l'exacerbation de la crise financière, a dissipé l'inquiétude inflationniste, lui substituant la crainte d'un retour de la déflation. Les turbulences des marchés financiers amorcées à l'été 2007 ont mué en une profonde crise du système bancaire et financier qui est venue amplifier les mécanismes récessifs déjà à l'œuvre. L'onde de choc issue de la faillite de *Lehman Brothers* en septembre 2008 a touché toutes les classes d'actifs. La fuite vers la liquidité et le climat de défiance généralisée se sont traduits par un gel du marché interbancaire, suscitant des interventions massives et multiformes des autorités monétaires. L'annonce de plans de soutien au secteur financier d'une rive à l'autre de l'Atlantique, comme du Pacifique, a permis de détendre quelque peu la situation sur les marchés monétaires, mais le canal du crédit a mis du temps avant de pouvoir fonctionner à nouveau. Les mécanismes de soutien de l'activité (baisse des taux, recul des prix des matières premières et activisme budgétaire) mis en place ont progressivement fait sentir leurs effets à partir du printemps 2009.

La récession de 2008-09 tenait à ce que les limites de la combinaison d'une vive progression de l'endettement avec la valorisation des actifs avaient été atteintes. L'année 2009 avait ainsi ouvert une phase de recherche d'un nouveau modèle de croissance soutenable, mais aussi amorcé un mouvement de désendettement qui allait culminer – uniquement – en Europe dès 2011 avec le tournant vers une forte restriction budgétaire qui allait amener l'économie française à la lisière de la récession. L'enchaînement en Europe, en général, et en France, en particulier, a fait que le niveau d'emploi marchand qui avait été atteint au point haut de l'activité préalable à la récession de 2008 n'allait être retrouvé que huit ans plus tard à l'été 2016.

4.1.4 Le choc sanitaire de 2020

La pandémie de Covid-19 a fait basculer l'économie mondiale dans une des plus fortes crises de son histoire récente, totalement inédite par son ampleur et sa nature. En France, la diminution du PIB a été de 8,2 % en moyenne annuelle en 2020 selon les résultats des comptes trimestriels publiés à la fin du mois de février 2021 par l'Insee, et l'activité avait reculé de près de 20 % entre le quatrième trimestre 2019 et le deuxième trimestre 2020. Cette récession économique est la conséquence de trois chocs majeurs qui ont affecté quasiment simultanément la plupart des pays de la planète. Les mesures prophylactiques mises en place ont engendré un double choc d'offre et de demande : les mesures de confinement de la population ont, d'une part, fortement contraint la consommation, pesant en particulier sur le secteur des services, et, d'autre part, exercé de fortes contraintes sur le processus de production, obligeant les entreprises à s'adapter à de nouvelles conditions dictées par la sécurité sanitaire. Par ailleurs, les chocs d'offre nationaux se sont propagés à travers les chaînes d'approvisionnement mondiales, dont les ruptures ont privé certaines entreprises des intrants nécessaires à leur production.

Enfin, l'économie mondiale a connu au pic de la crise un choc d'incertitude de grande ampleur. C'est la première fois, au cours de l'histoire récente, qu'un tel niveau de stress sanitaire affecte l'ensemble des pays de la planète. Cette incertitude radicale se traduit par l'incapacité des agents économiques à anticiper les événements, conduisant à des reports d'initiatives de la part des ménages et des entreprises. Si de tels comportements peuvent inciter à la constitution d'une épargne de précaution, la majeure partie de la hausse observée de l'épargne s'explique par la combinaison d'un niveau de revenu maintenu par les mesures de soutien et d'une consommation empêchée *de facto* par les mesures prophylactiques (fermeture des commerces et des activités, limitation des déplacements, *etc.*). A titre d'illustration, selon les comptes nationaux de la fin avril, le pouvoir d'achat des ménages s'inscrivait en légère hausse, en moyenne sur l'année 2020 (+0,2 %), alors que la consommation reculait de -7,0 %, portant le taux d'épargne des ménages français à 21,0 % de leur revenu disponible en 2020, contre 14,9 % en 2019.

Etant donné la nature du choc d'origine, le premier trimestre 2020 peut clairement être identifié comme le début de la récession liée à la pandémie de Covid-19. Le dernier trimestre de l'année 2019 correspond alors au pic du cycle économique. Toutefois, l'estimation des modèles présentés dans la section 3 montre que le dernier trimestre 2019 est considéré comme le premier trimestre de récession. Il convient toutefois de souligner que ce trimestre est marqué par les grèves dans les transports publics qui ont pesé sur l'économie française. Pour cette raison, il nous semble plus opportun d'identifier le premier trimestre 2020 comme celui marquant le début de la récession Covid-19, le pic ayant donc eu lieu au dernier trimestre de l'année 2019. A ce jour, il est encore trop tôt pour se prononcer sur une lecture de la récession liée à la pandémie de Covid-19 fondée sur le cycle des affaires¹⁸.

4.2 Périodes considérées comme des ralentissements économiques

Au-delà des quatre périodes de récession que nous venons d'identifier, deux autres périodes sont considérées comme des ralentissements économiques, sans toutefois être caractérisées comme des récessions.

4.2.1 Le ralentissement de 2002-03 : de l'explosion de la bulle internet aux politiques de dés-inflation compétitive

Au cours de la période 1997-2000, l'économie française profitait pleinement de l'accélération de la croissance mondiale *boostée* notamment par le secteur des Nouvelles Technologies de l'Information et de la Communication (NTIC) et la mise en place de la monnaie unique européenne. Avec un taux de croissance dépassant les 3% en moyenne annuelle, ses performances égalaient les pics observés dix ans plus tôt, et étaient supérieures de plus de 1 point à celles constatées au même moment en Allemagne et en Italie. La balance commerciale française enregistrait de larges excédents (2,5 points

18. Cela renvoie également aux possibles « effets de bord » induits par la crise sanitaire en fin de période, ne permettant naturellement pas de dater la sortie de récession à ce jour. Mentionnons aussi le débat relatif à la nature même de la crise actuelle, pouvant être considérée soit comme une récession, soit comme un « point aberrant ». Notre travail va dans le sens de la première interprétation, la crise Covid-19 constituant un choc externe inédit avec des effets majeurs sur le plan macroéconomique.

de PIB en moyenne, contre 1,2 point pour l'Italie et un déficit de 1,2 point pour l'Allemagne) tandis que son taux de chômage baissait régulièrement et significativement, de 3 points de population active, soit sa plus forte décreue dans l'ère post choc pétrolier¹⁹ (contre près de 2 points en Allemagne et en Italie).

Mais cette croissance mondiale était instable, tirée entre autres par une « exubérance irrationnelle des marchés » qui surestimaient la valeur des entreprises de la « nouvelle économie », notamment aux États-Unis, et des taux d'intérêt très faibles. Suite à la remontée de ces derniers à la fin de l'année 1999, la bulle internet (« dot-com bubble ») éclata en mars 2000, provoquant un effondrement du Nasdaq se propageant à l'ensemble des bourses. Le secteur des nouvelles technologies entra alors en récession, tandis que le reste de l'économie était affecté par de forts effets de richesse dus à d'importantes dépréciations d'actifs. La croissance mondiale s'effondra soudainement, passant de près de 5 % en 2000 à 2,4 % en 2001 et 2,9 % en 2002.

A ce choc de demande mondiale est venu se combiner un triple choc de compétitivité pour l'économie française. Le premier est associé au taux de change de l'euro. Introduit en 1999, la monnaie européenne, qui s'échangeait au taux d'un euro pour 1,18 dollar le 1er janvier 1999 a vu son taux passer à un euro pour 0,85 dollar en octobre 2000. Mais, à partir de cette date, l'euro a connu une forte appréciation de sa valeur dépassant les 1,05 dollar fin 2002 et sa valeur initiale fin 2003, amputant de fait la compétitivité des produits européens et français.

Le deuxième choc est lié à l'entrée de la Chine dans l'Organisation Mondiale du Commerce (OMC) en décembre 2001. Entrée comme la sixième puissance exportatrice représentant 6 % des exportations mondiales en biens, la Chine, en gardant la main sur sa politique industrielle et sa politique de change, a très rapidement gagné des parts de marché sur ses partenaires pour se hisser dès 2010 au premier rang des nations exportatrices avec 15 % des exportations mondiales.

Enfin, au cours de cette période, l'Allemagne, qui était initialement en situation de déficit extérieur, s'est lancée dans une stratégie de dévaluation compétitive. Celle-ci reposait sur une réforme du marché du travail de grande ampleur puisqu'elle permettait aux entreprises de recourir à une stratégie d'ajustement interne face à un choc en agissant sur les salaires et sur le temps de travail et par une baisse des cotisations sociales, notamment sur les nouvelles embauches²⁰.

Suite à ce triple choc, la France a vu sa position extérieure se détériorer entre 1997 et 2003, certes dans une moindre mesure que l'Italie ou l'Espagne – pays qui ont chacun perdu plus de 3 points de PIB – mais de manière néanmoins significative (1,9 points de PIB). Dans ce contexte international peu porteur, mais soutenu par une consommation des ménages toujours dynamique, la France, contrairement à l'Allemagne ou à l'Italie, échappe à la récession de l'économie dans son ensemble, mais connaît une récession de son secteur industriel et un ralentissement généralisé jusqu'à la mi-2003 (voir également Adanero-Donderis et al., 2009).

19. Cette baisse du chômage était tellement importante et régulière que certains rapports évoquaient le plein emploi en France dans un futur proche (Pisani-Ferry, 2000).

20. Pour plus de détails, se référer à Dustmann et al. (2014).

4.2.2 Le ralentissement de 2012-13 : de l'austérité au « quoi qu'il en coûte » monétaire

Au début de l'année 2011, trois ans après l'éclatement de la bulle des *subprimes*, la France a, comme l'Allemagne et les États-Unis, retrouvé son niveau d'activité d'avant la crise, alors que le Royaume-Uni, l'Espagne ou l'Italie enregistrent encore un retard de production de 3 à 5 points de PIB par rapport à leur niveau de 2008. Malheureusement, le premier semestre 2011 voit s'interrompre le processus de reprise engagé deux ans auparavant : sous l'effet du basculement des politiques budgétaires européennes vers l'austérité, l'économie française entre dans une phase de stagnation, sans toutefois tomber en récession.

En réalité, c'est toute la zone euro qui est atteinte par cette deuxième phase de ralentissement et qui se retrouve alors distancée par les États-Unis. Fin 2013, ces derniers affichaient un niveau d'activité économique très largement supérieur à celui d'avant la crise (+ 6,1 points de PIB), là où l'Allemagne devait se contenter de la moitié (+ 3 points) et la France encore moitié moins (+ 1,5 points). Cette médiocre performance française peut cependant être relativisée : pour la zone euro tout entière, le retard de production était de 2,5 points. Ce n'est donc pas la France qui avait décroché par rapport à ses principaux partenaires européens, mais bel et bien l'Europe qui était devenue « l'élève malade » de l'économie mondiale.

Ainsi, durant les années 2011-13, les politiques macroéconomiques en France et dans le reste de la zone euro, que ces dernières soient budgétaires²¹, monétaires ou de change²², ont fortement pesé sur la croissance européenne et française. Ces politiques ont eu des effets d'autant plus récessifs (i) qu'elles ont été appliquées alors que l'économie arborait encore des cicatrices de la récession (chômage élevé par exemple), (ii) qu'elles ont été menées de façon systématique dans l'ensemble des pays européens et (iii) qu'à une stratégie de consolidation budgétaire graduelle et lissée a été préférée une stratégie de réduction des déséquilibres publics rapide et agressive.

Une nouvelle positive réside toutefois dans la prise de conscience de cette erreur manifeste de politique économique par les grandes institutions internationales et les autorités monétaires. Du côté de la politique budgétaire, le fait le plus notable est le *mea culpa* du FMI en janvier 2013, l'institution internationale admettant en effet une sous-estimation de plus de 100 % de l'effet des politiques d'austérité de la zone euro sur la croissance au cours de cette période (Blanchard et Leigh, 2013). Dans leur article, les deux économistes concluent qu'« il semble prudent, pour le moment, lorsque l'on pense à la consolidation budgétaire, de supposer que les multiplicateurs sont plus élevés qu'avant la crise » ; ce qui revient à affirmer que l'impact de la consolidation budgétaire sur le chômage sera important tandis que la réduction des déficits publics sera faible. De nombreux autres travaux ont confirmé ce résultat et désormais, y compris pour la Commission européenne, le retour à l'équilibre des finances publiques doit s'effectuer de façon plus coordonnée, moins systématique et accompagné par une politique monétaire plus accommodante. Cette dernière a d'ailleurs également connu un tournant : le 26 juillet 2012, huit mois après sa prise de fonction à la tête de la Banque Centrale Européenne (BCE), l'italien Mario Draghi, succédant au français Jean-Claude Trichet, face à une assemblée d'investisseurs à Londres, a annoncé que la BCE ferait « tout ce qui était nécessaire » pour préserver l'euro. Par

21. En France, cela s'est traduit par une hausse des prélèvements obligatoires de plus de 2,2 points de PIB au cours de cette période, après 1,2 point en 2011.

22. En s'établissant à 1,38 \$ fin 2013, l'euro a vu sa valeur augmenter en dix-huit mois de 12 % face au dollar, de près de 50 % par rapport au yen et de 6 % face à la livre sterling, dégradant la compétitivité-prix des pays de la zone euro.

ces trois mots (« *whatever it takes* »), le banquier central européen envoie le signal d'un changement de cap de la politique monétaire européenne. Depuis, la BCE joue enfin, comme ses homologues américaine, britannique ou japonaise, le rôle de prêteur en dernier ressort²³ permettant de protéger les pays périphériques de la faillite et donc d'alléger la pression des marchés.

A la lecture de l'ensemble de ces éléments, il ressort que la période 2012-13 est particulièrement complexe au sens où les signaux ne sont pas univoques. D'un côté, le fait que la zone euro dans son ensemble ait subi ce ralentissement économique et que celui-ci se soit diffusé sur les diverses variables considérées (Tableau 4) tend à plaider pour que cet épisode soit considéré comme une récession. D'un autre côté, la faiblesse de la contraction du PIB durant cette période – sans commune mesure avec celle subie en 2008-09 – et d'autres facteurs comme la hausse de la consommation du secteur public ou le niveau modéré de l'inflation²⁴ – limitant la perte de pouvoir d'achat – tendent à nuancer et contrebalancer ce tableau. Au total et en lien avec la faiblesse du « A » de la règle DAD, même si cette période est caractérisée par un ralentissement marqué de la croissance en France, nous ne considérons pas que l'économie a basculé dans un régime de récession en 2011-13.

5 Conclusion

Disposer d'une chronologie de référence des points de retournement du cycle des affaires de la France est un bien public utile à de nombreux économistes et chercheurs. Le NBER, aux États-Unis, et le CEPR, en Europe, ont mis à disposition une telle chronologie pour l'économie américaine et la zone euro, respectivement. Dans cette optique, nous avons créé en octobre 2020 un comité de datation des cycles de la France dont l'objectif est de fournir une chronologie historique des phases d'expansion et de récession de l'économie française depuis 1970, mais également de maintenir cette chronologie de référence au cours du temps.

Cet article présente la procédure utilisée par le comité pour construire cette datation trimestrielle. La méthodologie mise en place repose sur deux piliers : (i) des travaux économétriques à partir d'un ensemble de données pour identifier et dater les périodes de récession candidates, puis (ii) une approche narrative qui revient sur le contexte économique de l'époque pour finaliser notre estimation des épisodes récessifs.

Sur la période allant de 1970 à aujourd'hui, le comité a ainsi identifié quatre phases de récession économique, d'une durée moyenne d'un an contre environ 10 ans pour les phases d'expansion²⁵

23. Cela s'est traduit (i) tout d'abord par la création d'un mécanisme destiné à racheter de façon illimitée des titres de dette de pays en difficulté (*Outright Monetary Transactions*) en contrepartie d'une perte de souveraineté budgétaire au profit de la Troïka (BCE, Commission européenne, FMI) ; (ii) puis par des prêts massifs de long terme aux banques, les TLTRO (*Targeted Long Term Refinancing Operations*) ; (iii) enfin, à l'instar de la Réserve fédérale américaine ou la Banque du Japon avant elle, par la mise en place d'un « *Quantitatif Easing* » (QE), c'est-à-dire d'un plan d'achat massif de dette d'Etat au printemps 2015.

24. Selon les données de l'OCDE, les dépenses de consommation collective (resp. individuelle) des administrations publiques sont ainsi passées de 8,37 % (resp. 15,37 %) du PIB en 2011 à 8,48 % (resp. 15,47 %) en 2012 et 8,54 % (resp. 15,57 %) en 2013. S'agissant du taux d'inflation, il s'élevait à 2,11 % en 2011, 1,95 % en 2012 et 0,86 % en 2013.

25. La durée moyenne d'une phase d'expansion depuis 1970 est de 41 trimestres, contre 4 trimestres pour une phase de récession.

(voir Tableau 7 ci-dessous) : les deux chocs pétroliers de 1974-75 et 1980, le cycle d'investissement de 1992-93 et la Grande Récession de 2008-09 engendrée par la crise financière. Le récent pic de la récession Covid a quant à lui été daté au dernier trimestre 2019. La détermination de la date de sortie de la récession liée à la pandémie de Covid-19, inédite dans sa forme et son profil, requerra vraisemblablement de forger une doctrine *ad hoc*. Un des objectifs de ce comité étant de maintenir à jour notre chronologie de datation des cycles, nous donnons rendez-vous sur le site internet de l'AFSE²⁶ pour les futures mises à jour.

TABLEAU 7 – Dates des récessions de l'économie française retenues par le comité

<i>Dates retenues</i>	
Pic	T3 1974
Creux	T3 1975
Pic	T1 1980
Creux	T4 1980
Pic	T1 1992
Creux	T1 1993
Pic	T1 2008
Creux	T2 2009
Pic	T4 2019

26. <https://www.afse.fr/fr/>

Références

- Adanero-Donderis, M., Darné, O. and L. Ferrara (2009), Un indicateur probabiliste du cycle d'accélération pour l'économie française, *Économie et Prévision* 189(3), 95-114.
- Adrian, T., Boyarchenko, N. and D. Giannone (2019), Vulnerable growth, *American Economic Review* 109 (4), 1236–1289.
- Allard, P. (1994), Un repérage des cycles du PIB en France depuis l'après-guerre, *Economie et Prévision* 112, 19-34.
- Anas, J., Billio, M., Ferrara, L. and M. Lo Duca (2007), A Turning Point Chronology for the Euro-zone, University of Venice, Working Paper n° 33.
- Anas, J. and L. Ferrara (2004), Turning point detection : The ABCD approach and two probabilistic indicators, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis* 1(2), 1-36.
- Askenazy, P. et C. Erhel (2017), Qualité de l'emploi et productivité, Ed. ENS Rue d'Ulm, 104 pages, CEPREMAP Opuscule no. 43, 2017.
- Banerji, A. (1999), The three P's : simple tools for monitoring economic cycles, *Business Economics* 34(3), 72-76.
- Beaudry, P. and F. Portier (2019), Duration dependence in US expansions : A re-examination of the evidence, *Economic Letters* 183 C, 1-10.
- Bec, F. and M. Ben Salem (2013), Inventory investment and the business cycle : the usual suspect, *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* 17, 335-343.
- Bec, F., Bouabdallah, O. and L. Ferrara (2014), The way out of recessions : A forecasting analysis for some Euro area countries, *International Journal of Forecasting* 30(3), 539-549.
- Bec, F., Bouabdallah, O. and L. Ferrara (2015), Comparing the shape of recoveries : France, the UK and the US, *Economic Modelling* 44(C), 327-334.
- Bellone, F. (2017), Comment - Productivity slowdown and loss of allocative efficiency : A French disease ?, *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, n° 494-496, The Crisis, Ten Years After, 37-43.
- Blanchard, O. and D. Leigh (2013), Growth Forecast Errors and Fiscal Multipliers, FMI, Working Papers n° 2013/1, janvier.
- Boehm, E. and G.H. Moore (1984), New Economic Indicators for Australia, 1949-84, *The Australian Economic Review*, 4th Quarter, 34-56.
- Borio, C., Drehmann, M. and D. Xia (2018), The financial cycle and recession risk, *BIS Quarterly Review*, December, 59-71.
- Bry, G. and C. Boschan (1971), Cyclical Analysis of Time Series : Selected Procedures and Computer Programs, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Burns, A.F. and W. Mitchell (1946), *Measuring Business Cycles*, NBER, Columbia University.
- Caggiano, G., Castelnuovo, E. and N. Grosheny (2014), Uncertainty shocks and unemployment dynamics in US recessions, *Journal of Monetary Economics*.

- Cette, G., Corde, S. and R. Lecat (2017), Stagnation of productivity in France : A legacy of the crisis or a structural slowdown ?, *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, n° 494-496, The Crisis, Ten Years After. 11-36.
- Charles, A., Darné, O., Diebolt, C. and L. Ferrara (2015), A new monthly chronology of the US industrial cycles in the prewar economy, *Journal of Financial Stability* 17, 3-9.
- Chauvet, M. (1998), An econometric characterization of business cycle dynamics with factor structure and regime switching, *International Economic Review*, 969-996.
- Chauvet, M. and S. Potter (2005), Forecasting recessions using the yield curve, *Journal of Forecasting*, 77-103.
- Cornec, M. (2006), Analyse factorielle dynamique multi-fréquence appliquée à la datation de la conjoncture française, *Economie et Prévision*, No. 172, 29-43.
- Cotis, J-P. and J. Coppel (2005), Business Cycle Dynamics in OECD Countries : Evidence, Causes and Policy Implications, RBA Annual Conference Volume (Discontinued), in : Christopher Kent & David Norman (ed.), *The Changing Nature of the Business Cycle*, Reserve Bank of Australia.
- Damette, O. and Z. Rabah (2010), La datation du cycle français : une approche probabiliste, *Revue Française d'Economie* 24(4), 135-163.
- Davies, R.B. (1987), Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative, *Biometrika* 74, 33-43.
- Diebold, F.X. and G.D. Rudebusch (1996), Measuring business cycles : A modern perspective, *The Review of Economics and Statistics* 78(1), 67-77.
- Diebold, F.X., Rudebusch, G.D. and D. Sichel (1993), Further Evidence on Business-Cycle Duration Dependence, in *Business Cycles, Indicators and Forecasting*, NBER Chapters, 255–284.
- Doz, C. and F. Lenglart (1999), Analyse factorielle dynamique : test du nombre de facteurs, estimation et application à l'enquête de conjoncture dans l'industrie, *Annales d'Économie et Statistiques* 54, 91-127.
- Doz, C. and A. Petronevich (2015), Dating business cycle turning points for the French Economy : a MS-DFM Approach, *Advances in Econometrics*, Vol. 35.
- Dustmann, C., Fitzenberger, B., Schönberg U. and A. Spitz-Oener (2014), From Sick Man of Europe to Economic Superstar : Germany's Resurgent Economy, *Journal of Economic Perspectives* 28(1), 167-188.
- Fayolle, J. (1993), Décrire le cycle économique, Observations et diagnostics économiques, *Revue de l'OFCE* 45, juin, 161-197.
- Ferrara, L. (2003), A Three-Regime Real-Time Indicator for the US Economy, *Economic Letters* 81, 373-378.
- Ferrara, L. (2009), Caractérisation et datation des cycles en zone euro, *Revue Economique* 60(3), 703-712.
- Hamilton, J. (1989), A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle, *Econometrica* 57(2), 357-384.
- Hamilton, J. (1990), Analysis of time series subject to changes in regime, *Journal of Econometrics* 45(1-2), 39-70.
- Hansen, B.E. (1996), Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis, *Econometrica* 64, 413-430.

- Harding, D. and A. Pagan (2002), Dissecting the cycle : A methodological investigation, *Journal of Monetary Economics* 49, 365-381.
- Harding, D. and A. Pagan (2003), A comparison of two business cycle dating methods, *Journal of Economic Dynamics and Control* 27, 1681-1690.
- Insee (1994), *L'Economie française*, Insee, Paris.
- Kim, C.-J. (1994), Dynamic linear models with Markov-Switching, *Journal of Econometrics* 60(1-2), 1-22.
- Kim, C.-J., Piger, J. and M. James (2005), Nonlinearity and the Permanent Effects of Recessions, *Journal of Applied Econometrics* 20(2), 291-309.
- Krolzig, H.M. (2001), Markov-Switching procedures for dating the Euro-zone business cycle, *Quarterly Journal of Economic Research* 3, 339-351.
- L'Horty Y. and J-L. Tavernier (1995), Une lecture des fluctuations récentes de l'activité : l'économie française est-elle devenue plus cyclique ?, *Économie et Prévision* 120(4), 141-159.
- Majetti, R. (2012), Caractérisation et datation des cycles économiques : le cas français, *Revue d'économie politique* 122(3), 365-403.
- Marcellino, M. (2006), Leading indicators, *Handbook of Economic Forecasting*, Chapter 16.
- Mazzi, G.L. and G. Savio (2006) *Growth and Cycles in the Eurozone*, Palgrave-MacMillan, New York.
- Mintz, I. (1969), Dating post-war business cycles : Methods and their application to Western Germany, 1950-1967, Occasional Paper, No. 107, NBER.
- Newey, W.K. and K.D. West (1987), A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica* 55(3), 703-708.
- Nguiffo-Boyom, M. (2006), Un indicateur de retournement conjoncturel pour la France : une application du modèle à facteur avec changements de régimes, *Economie et prévision* 172, 101-114.
- Orphanides, A. and S. van Norden (2002), The unreliability of output-gap estimates in real time, *The Review of Economics and Statistics*, 80(4), 569-583
- Pisani-Ferry, J. (2000), *Le Plein Emploi*, Rapport du CAE, La Documentation Française.
- Peersman, G. and F. Smets (2001), Are the effects of monetary policy in the euro area greater in recessions than in booms ?, European Central Bank Working Paper, n° 52.
- Portier, F. (1994), Les ajustements de prix et des salaires : enjeux théoriques et mesure statistique, *Economie et statistique* 273(1), 53-73.
- Potter, S. (1995), A nonlinear approach to US GNP, *Journal of Applied Econometrics* 10(2), 109-125.
- Puy, D. and E. Monnet (2016), Has globalization really increased business cycle synchronization ?, IMF Working Paper, WP/16/54.
- Rabault, G. (1993), Une application du modèle de Hamilton, *Annales d'Economie et Statistique* 30, 57-83.

Sims, C. and T. Zha (2006), Were there regime switches in US monetary policy? *American Economic Review* 96(1), 54-81.

Stock, J. and M. Watson (2010), Estimating turning points using large data sets, NBER Working Paper No. 16532

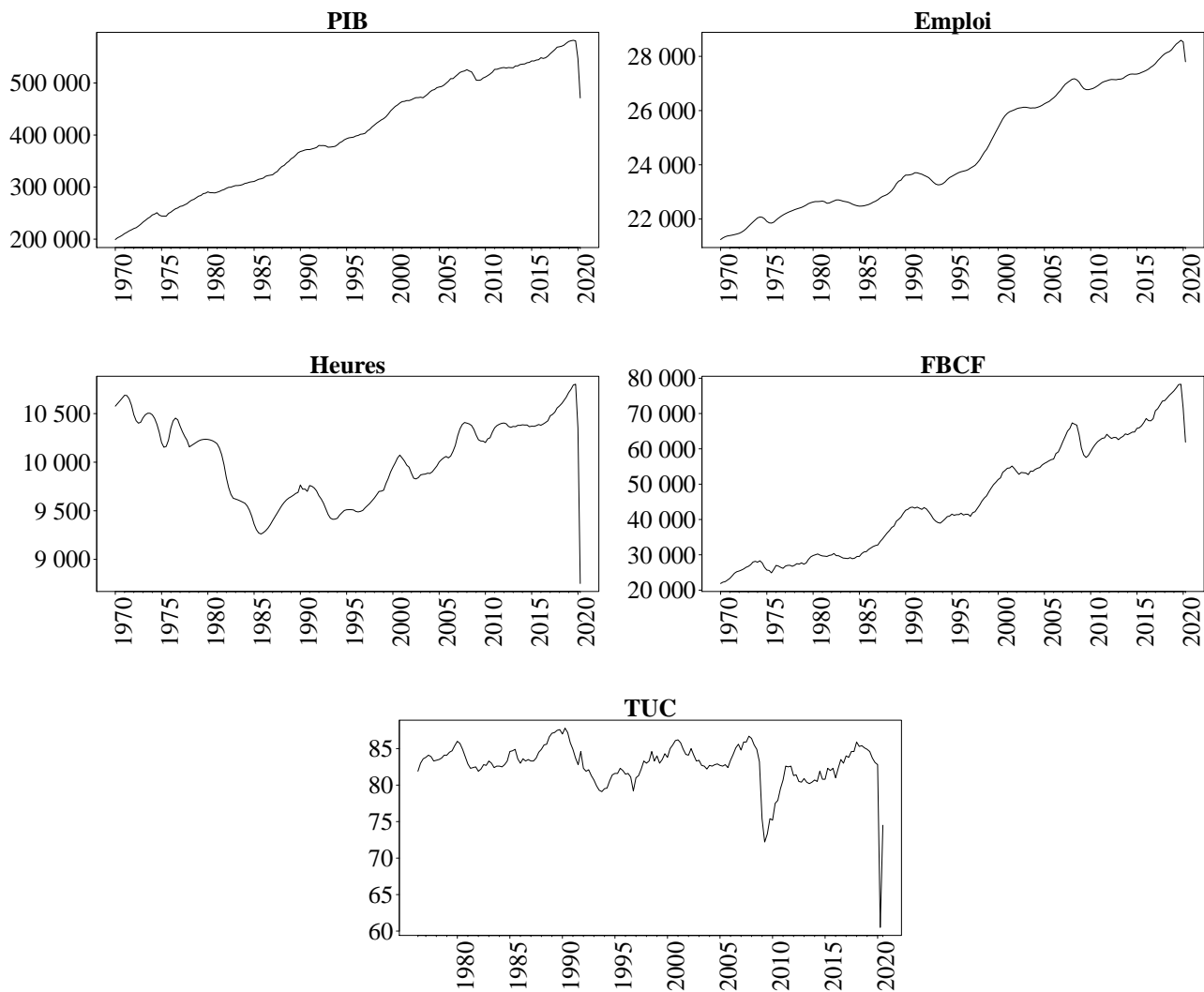
Stock, J. and M. Watson (2010), Indicators for Dating Business Cycles : Cross-History Selection and Comparisons, *American Economic Review : Papers and Proceedings* 100, 16-19.

Teräsvirta, T. and H. Anderson (1992), Characterizing nonlinearities in business cycles using Smooth Transition Autoregressive Models, *Journal of Applied Econometrics* 7(S), 119-136.

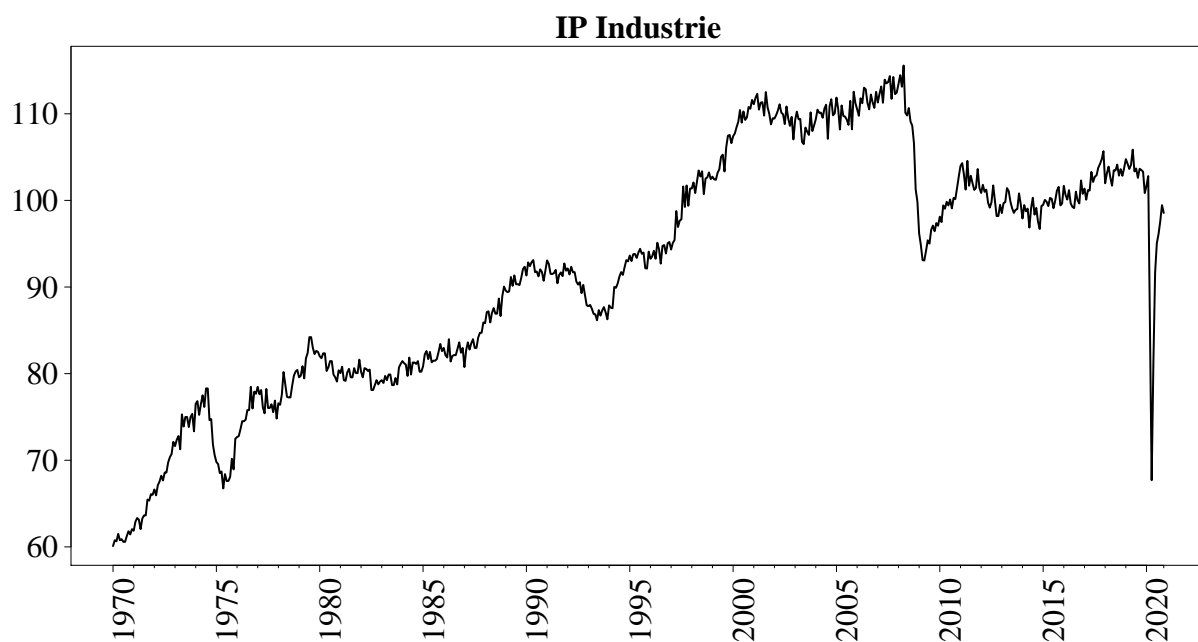
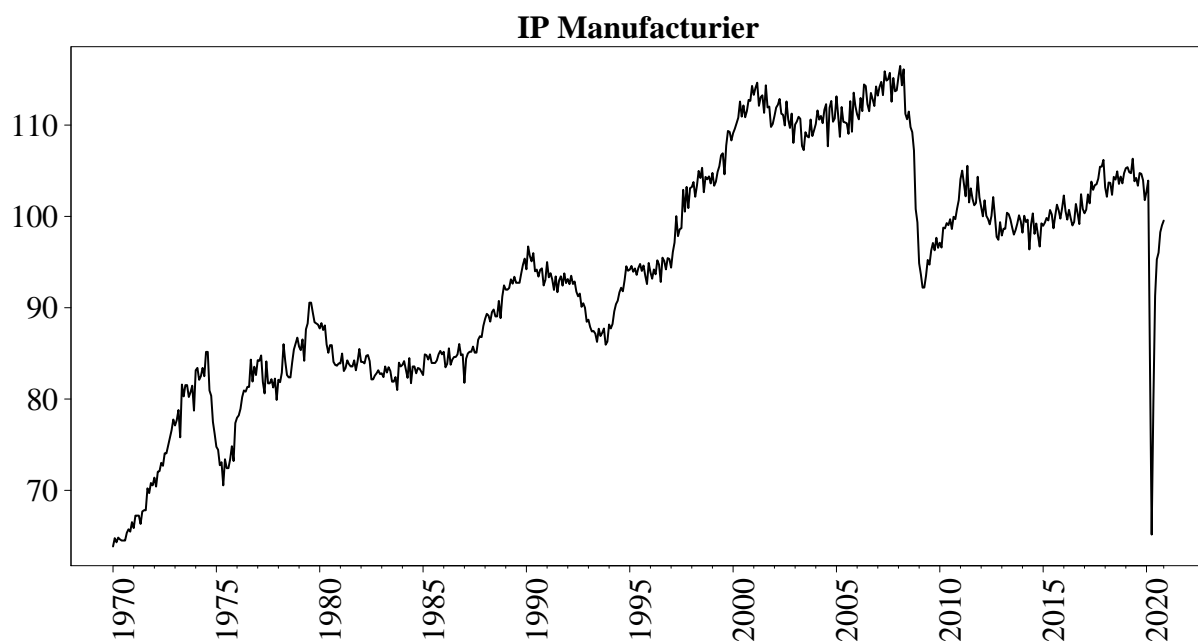
Zarnowitz, V. and A. Ozyildirim (2006), Time series decomposition and measurement of business cycles, trend and growth cycles, *Journal of Monetary Economics* 53, 1717-1739.

Annexes

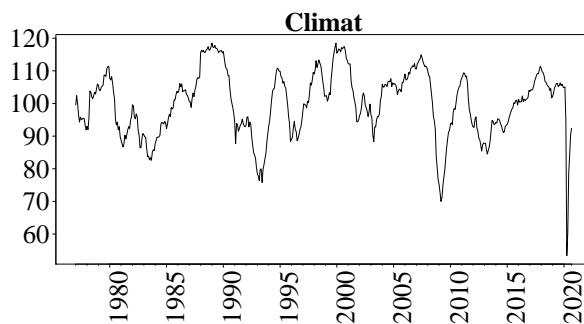
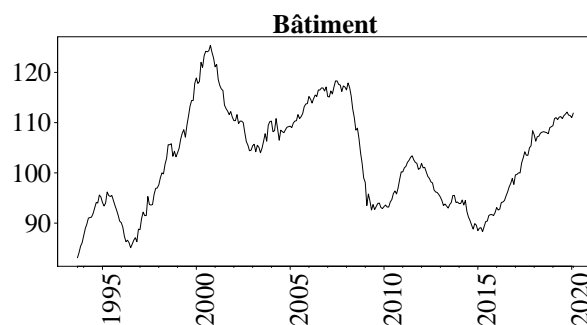
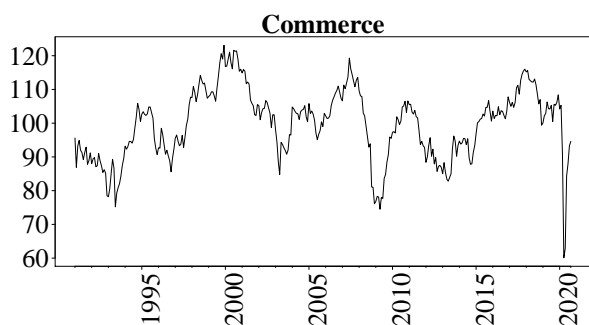
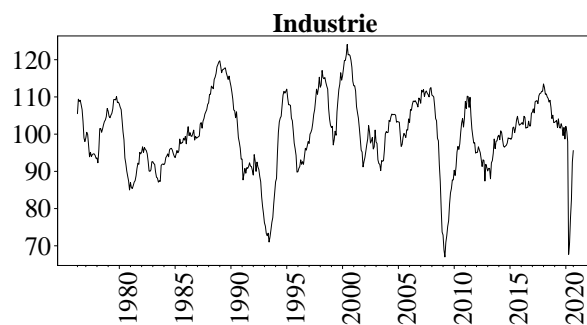
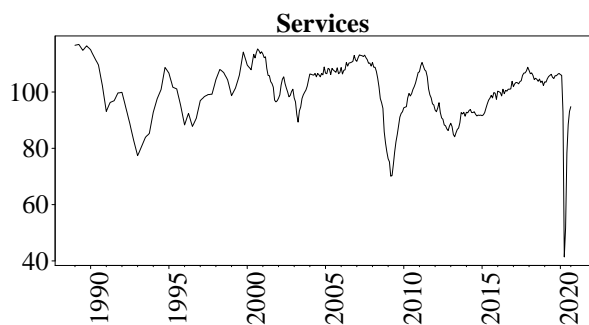
Graphique A1 – Variables macroéconomiques trimestrielles utilisées depuis 1970



Graphique A2 – Variables macroéconomiques mensuelles utilisées depuis 1970



Graphique A3 – Enquêtes de conjoncture publiées par l’Insee



Graphique A4 – Probabilités lissées d’être dans un régime de récession issues des estimations des modèles à changements de régimes markoviens pour chacune des 5 variables considérées

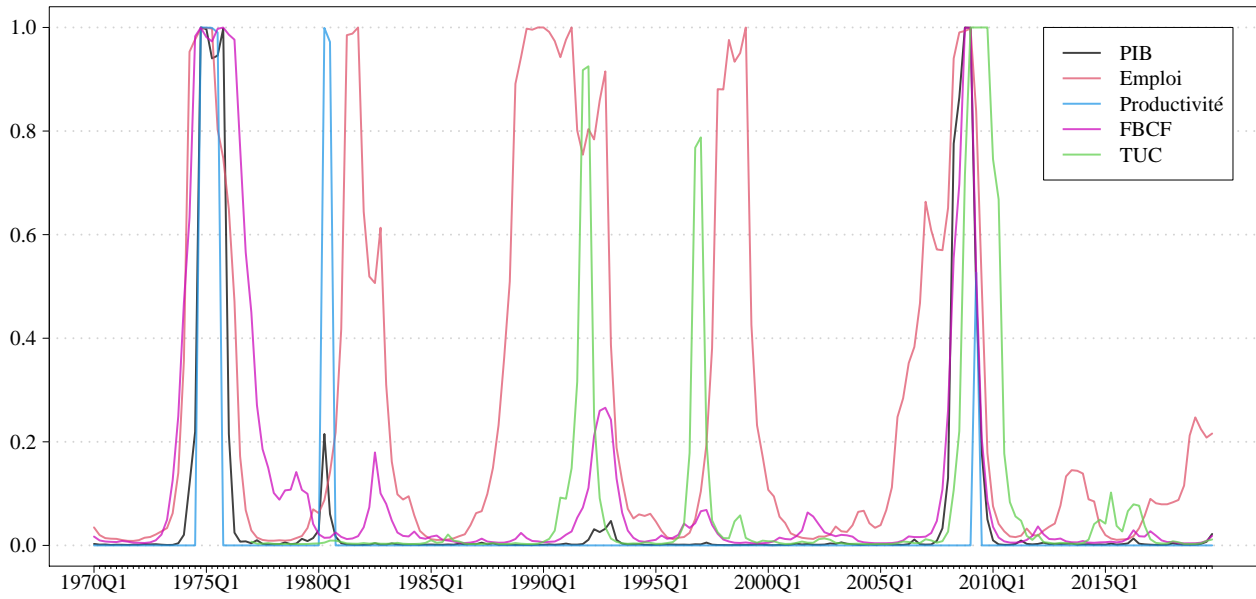


TABLEAU A1 – Evaluation de la diffusion des récessions par données d'enquêtes

	<i>IP Manuf</i>	<i>Services</i>	<i>Industrie</i>	<i>Détail</i>	<i>Climat</i>	<i>Construction</i>
Pic	M8 1974					
Creux	M5 1975					
Pic						
Creux			M2 1978		M12 1977	
Pic	M8 1979		M10 1979		M12 1979	
Creux	M10 1980		M12 1980		M3 1981	
Pic	M12 1981		M2 1982		M1 1982	
Creux	M10 1983		M7 1983		M9 1983	
Pic					M3 1986	
Creux					M3 1987	
Pic			M1 1989		M1 1989	
Creux		M1 1991	M2 1991		M2 1991	
Pic	M2 1990	M1 1992	M2 1992		M3 1992	
Creux	M11 1993	M1 1993	M6 1993	M6 1993	M6 1993	
Pic		M10 1994	M1 1995	M10 1994	M10 1994	M4 1995
Creux		M7 1996	M12 1995	M10 1996	M12 1995	M7 1996
Pic			M3 1998	M7 1998	M6 1998	
Creux			M3 1999		M3 1999	
Pic	M3 2001	M9 2000	M6 2000		M12 1999	M10 2000
Creux	M11 2001					
Pic	M8 2002					
Creux	M5 2003	M4 2003	M6 2003	M4 2003	M4 2003	M6 2003
Pic			M6 2004			
Creux			M4 2005			
Pic	M4 2008	M3 2007	M12 2007	M6 2007	M6 2007	M7 2007
Creux	M3 2009	M3 2009	M3 2009	M4 2009	M3 2009	M5 2009
Pic	M5 2011	M3 2011	M3 2011	M12 2010	M3 2011	M7 2011
Creux	M10 2012	M4 2013	M10 2012	M5 2013	M4 2013	
Pic	M11 2013		M9 2015			
Creux	M5 2014		M6 2016			M4 2015
Pic		M12 2017		M12 2017	M12 2017	
Creux		M12 2018		M12 2018	M12 2018	
Pic	M5 2019	M12 2019	M1 2018	M12 2019	M9 2019	

Note : Enquête Services commence en 1989, Enquête Industrie en 1976, Enquête Ventes au détail en 1991, Enquête Climat des Affaires en 1977, Enquête Construction en 1993, Durée minimum d'une phase = 9 mois.

TABLEAU A2 – Tests de linéarité

	p	\hat{m}	$\hat{\ell}$	$\hat{\kappa}$	SupLR	p-value
<i>PIB</i>	2	1	2	-0.037	24.37	0.00
<i>Emploi</i>	4	3	0	-0.048	17.68	0.02
<i>Productivité</i>	2	1	2	-0.116	25.06	0.00
<i>FBCF</i>	2	4	1	-1.034	27.91	0.00
<i>TUC</i>	2	1	1	-1.048	23.65	0.01

TABLEAU A3 – Tests du ratio de vraisemblance : spécification de l'effet rebond

	H_1 : BBF	H_0^N : pas BB	H_0^U : BBU	H_0^V : BBV	H_0^D : BBD	H_0^C : BBF _c
<i>PIB</i>	(-110.40)	24.34	13.18	22.00	21.02	<u>3.66</u> ^(a)
<i>Emploi</i>	(214.32)	15.06	11.50	14.70	<u>0.62</u>	—
<i>Productivité</i>	(-117.62)	25.02	<u>6.30</u>	15.62	24.08	—
<i>FBCF</i>	(-321.50)	30.08	26.88	30.08	26.04	<u>0.64</u> ^(a)
<i>TUC</i>	(-252.11)	22.88	22.64	21.76	<u>5.5</u>	—

Note : les nombres entre parenthèses sont les log-vraisemblances. Les nombres en gras indiquent le rejet à 5 % de l'hypothèse nulle. BBF_c et l'exposant (a) correspondent aux contraintes $\lambda_2 = \lambda_3 = 0$.

TABLEAU A4 – Estimation des paramètres du modèle à seuil

	<i>PIB</i>	<i>Emploi</i>	<i>Productivité</i>	<i>FBCF</i>	<i>TUC</i>
	BBF _c (2, 1, 2)	BBD(4, 3, 0)	BBU(2, 1, 2)	BBF _c (2, 4, 1)	BBD(2, 1, 1)
γ_0	0.13 (0.06)	0.02 (0.01)	0.09 (0.06)	0.29 (0.13)	-0.01 (0.10)
γ_1	-0.06 (0.12)	-0.06 (0.02)	0.06 (0.10)	-0.94 (0.37)	-0.33 (0.31)
λ_1	1.14 (0.25)	<i>0.00</i>	<i>0.46</i> (0.10)	1.60 (0.29)	<i>0.00</i>
λ_2	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>	<i>0.46</i> (0.10)	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>
λ_3	<i>0.00</i>	-0.17 (0.04)	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>	-0.62 (0.15)
ϕ_1	0.39 (0.07)	1.18 (0.07)	0.30 (0.08)	0.40 (0.08)	0.19 (0.09)
ϕ_2	0.34 (0.07)	-0.53 (0.11)	0.42 (0.07)	0.16 (0.07)	0.36 (0.11)
ϕ_3		0.46 (0.11)			
ϕ_4		-0.26 (0.07)			
σ	0.43	0.06	0.45	1.22	1.17
n_0	181	169	177	172	142
n_1	19	31	23	28	21
\bar{R}^2	0.43	0.84	0.39	0.35	0.14
Q(4) p-val	0.26	0.30	0.97	0.55	0.87
ARCH(4) p-val	0.33	0.01	0.64	0.01	0.96

Note : BBF_c correspond au modèle BBF contraint par $\lambda_2 = \lambda_3 = 0$. Les nombres entre parenthèses sont les écarts-types. Les nombres en italique sont des valeurs contraintes. n_i est le nombre d'observations dans le régime i .

TABLEAU A5 – Estimation des paramètres du modèle à changements de régimes markoviens

	<i>PIB</i>	<i>Emploi</i>	<i>Productivité</i>	<i>FBCF</i>	<i>TUC</i>	<i>PIB</i>	<i>Emploi</i>	<i>Productivité</i>	<i>FBCF</i>	<i>TUC</i>
	Récession (régime 1)					Expansion (régime 2)				
μ	0.05	0.03	0.42	-0.56	-0.71	0.50	0.02	0.74	0.48	0.02
	(0.51)	(0.01)	(0.01)	(0.63)	(1.19)	(0.11)	(0.03)	(0.13)	(0.12)	(0.07)
<i>D79T3</i>	-0.66					-0.27				
	(0.75)					(0.09)				
t			-0.01					-0.00		
			(0.00)					(0.00)		
ϕ_1	0.20	1.32	-0.56	0.47	0.40	0.28	1.21	0.21	0.44	0.10
	(0.39)	(0.09)	(0.00)	(0.21)	(0.31)	(0.07)	(0.15)	(0.07)	(0.07)	(0.09)
ϕ_2	-0.15	-0.59	0.33		-0.31	0.26	-0.54	0.22		0.23
	(0.46)	(0.14)	(0.00)		(0.38)	(0.07)	(0.23)	(0.07)		(0.08)
ϕ_3		0.24					0.48			
		(0.13)					(0.25)			
ϕ_4		-0.12					-0.35			
		(0.08)					(0.18)			
σ	1.03	0.05	0.01	2.32	3.04	0.34	0.14	0.40	1.08	0.80

Note : Les nombres entre parenthèses sont les écarts-types.

TABLEAU A6 – Probabilités de transition des modèles MS estimés

	<i>PIB</i>	<i>Emploi</i>	<i>Productivité</i>	<i>FBCF</i>	<i>TUC</i>
p_{11}	0.75	0.86	0.61	0.83	0.72
p_{12}	0.25	0.14	0.39	0.17	0.28
p_{21}	0.01	0.05	0.01	0.02	0.02
p_{22}	0.99	0.95	0.99	0.98	0.98

Note : Le régime 1 (resp. 2) correspond au régime de récession (resp. expansion).