

Francis Bismans

Université de Lorraine, Nancy

francis.bismans@univ-lorraine.fr

DATATION ET PRÉVISION DU CYCLE ÉCONOMIQUE

Résumé: L'objet de cet article est de dater et prévoir les différentes phases – expansions et contractions – de l'activité économique. Il présente d'abord les procédures de datation, paramétriques, notamment le modèle à changements de régime, et non paramétriques. Il développe ensuite un modèle probit dynamique, bien adapté à la prévision des points de retournement de la conjoncture. Ces différents modèles sont enfin appliqués, avec succès, sur l'exemple du produit intérieur brut français.

Mots-clés: cycles économiques-récessions-modèle probit-modèles à changements de régime-prévision.

Classifications JEL: C25, C53, E32, E37

DATING AND FORECASTING THE ECONOMIC CYCLE

Abstract: The objective of this paper is to date and to forecast the various stages – expansions and contractions – of economic activity. It first presents dating procedures, both non-parametric and parametric, the latter based on the Markov-switching model. It then develops a dynamic probit model, specifically designed to forecast the turning points of the conjuncture. Finally, these models are successfully applied to a data series of the French GDP.

Keywords: business cycles recessions probit, Markov-switching model, forecasting.

Introduction

Comme son titre l'indique, l'objet de cet article est de dater et prévoir les différentes phases – expansion et contraction – de la conjoncture. Mais que faut-il entendre exactement par cycle économique?

Il existe au moins trois approches possibles du concept de cycle: le cycle classique, celui de croissance et enfin, le cycle d'accélération. On s'intéressera ici exclusivement à la première approche du concept. A. Burns et W. Mitchell [1946, p. 3] en ont donné une définition, «classique», aujourd'hui largement acceptée: «Un cycle consiste en phases d'expansion se produisant simultanément dans de nombreuses branches de l'économie, suivies de phases de récession, de contraction et de reprise tout aussi générales, qui se fondent dans la phase d'expansion du prochain cycle; cette suite de modifications est répétitive, mais non périodique; du point de vue de leur durée, les cycles varient de plus d'un an à dix ou douze ans».

De cette définition nuancée et complexe, on retiendra deux éléments principaux: (1) Le cycle classique consiste en une alternance de phases d'expansion et de récession qui affectent l'ensemble de l'économie; (2) Il y a asymétrie entre les contractions et expansions, de sorte que la durée d'un cycle complet peut être très variable.

Une question surgit cependant: à quelles séries économiques faut-il se référer pour identifier et isoler les différentes phases du cycle? En bref, deux réponses sont possibles: d'une part, on peut chercher à construire un indicateur coïncident à l'aide d'une multiplicité de séries représentatives de l'activité conjoncturelle; d'autre part, il est possible de se limiter à une seule chronique agrégée, qui, dans ce cas, sera nécessairement le produit intérieur brut de l'économie considérée. Cette dernière réponse sera la nôtre. Ici encore, une telle démarche trouve ses origines chez A. Burns et W. Mitchell [1946, p. 72], lorsqu'ils écrivent que l'«on peut donner une signification bien définie à l'activité agrégée et la rendre conceptuellement mesurable en l'assimilant au produit national brut».

Ces précisions liminaires étant faites, le plan de cet article se présentera comme suit. La section suivante s'efforcera de passer en revue les différentes méthodes qui permettent de dater le cycle économique. On insistera tout particulièrement sur la démarche non paramétrique initiée par G. Bry et C. Boschan [1971].

La section 3 aborde ensuite le thème de la prévision des récessions. Elle privilégie l'approche qualitative fondée sur les modèles économétriques de type probit et l'utilisation de prédicteurs financiers.

Les deux sections suivantes sont consacrées à l'étude spécifique de l'exemple français. La section 4 fournit une chronologie des fluctuations cycliques en appliquant les techniques discutées dans la section deux. La section 5 se fixe pour sa part comme objectif de prévoir en temps réel et hors échantillon, la récession qui a fortement affecté l'économie française en 2008 et 2009.

Enfin, la dernière section conclut et suggère quelques pistes de recherche future.

1. Dater le cycle économique

Dans certains pays – principalement les États-Unis – il existe une chronologie officielle des phases de récessions et d'expansions. A cet égard, le National Bureau of Economic Research (NBER) par le biais de son Comité de Datation composé de sept économistes spécialisés dans le domaine de l'analyse des fluctuations économiques, a joué un rôle de pionnier. Leur démarche est d'isoler les points de retournement de l'activité économique – en un mot, les pics et les creux de la conjoncture. La chronologie qu'ils ont établie sur cette base – voyez NBER (2014) – remonte à 1854; la dernière récession a commencé en décembre 2007 et s'est achevée en juin 2009. A noter cependant que la détection des points de retournement se fait avec beaucoup de retard: ainsi, par exemple, l'annonce du retournement de juin 2009 n'a été communiquée que le 20 septembre 2010. De plus la démarche du comité de datation n'est pas exempte de critiques. En particulier, le poids accordé à chacune des huit séries économiques telles le PIB, le taux de chômage, etc., sur lesquelles il base son jugement, manque de transparence. Sans parler de la procédure de décision adoptée par les sept experts du Comité, dont on sait seulement qu'il travaille «au consensus».

Dans la plupart des pays, il n'existe pas une telle chronologie officielle. Il est alors indispensable d'avoir recours à des modèles de datation du cycle économique. Ceux-ci relèvent de deux grandes catégories: paramétrique et non paramétrique.

L'exemple-type d'une approche paramétrique est fourni par le modèle markovien à changements de régime (*Markov-switching*), dont l'utilisation est attachée au nom de Hamilton [1989].

Tentons d'en donner un avant-goût tout en précisant qu'on se limitera au cas du modèle incorporant une régression dynamique (MS-DR, une abréviation pour *Markov-switching dynamic regression model*). Pour ce faire, considérons deux régimes, notés respectivement $s_t = 0$ si l'économie est en

récession and $s_t = 1$ si elle est au contraire dans une phase d'expansion. Cette variable d'état est inobservable, mais on suppose qu'elle suit une chaîne de Markov finie du premier ordre. Dès lors, la probabilité de se mouvoir du régime i vers le régime j est définie par:

$$p_{j|i} = P(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad i, j = 0, 1. \quad (1)$$

Les probabilités conditionnelles telles qu'elles sont données dans (1) sont constantes dans le temps; elles sont toutefois, comme n'importe quelle probabilité, soumises à la contrainte que $\sum_{j=0}^1 p_{j|i} = 1$.

Dans ces conditions, la matrice des probabilités de transition d'un état dans un autre s'écrit comme suit:

$$\mathbf{P} = \left(\begin{array}{c|cc|c} & s_{t+1} = 0 & s_{t+1} = 1 & \text{Somme} \\ \hline s_t = 0 & p_{0|0} & p_{1|0} & 1 \\ s_t = 1 & p_{0|1} & p_{1|1} & 1 \end{array} \right).$$

On suppose ensuite que la constante de régression voit sa valeur dépendre de l'état, du régime si l'on préfère, dans lequel se trouve l'économie. On aura en conséquence le schéma suivant:

$$\mu(s_t) = \begin{cases} \mu(0) & \text{if } s_t = 0 \\ \mu(1) & \text{if } s_t = 1. \end{cases} \quad (2)$$

Dès lors, le modèle MS-DR(2, p) – il y a en effet deux régimes et une autorégression d'ordre p – s'écrit finalement:

$$y_t = \mu(s_t) + \sum_{i=1}^p \rho_i y_{t-i} + \mathbf{x}'_t \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2), \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

Le vecteur ligne $\mathbf{x}'_t$ comprend toutes les variables exogènes incluses dans la régression – certaines d'entre elles peuvent être décalées – et les paramètres associés sont regroupés dans le vecteur colonne $\boldsymbol{\beta}$. Bien entendu, ε_t est un bruit blanc gaussien d'espérance nulle et de variance constante.

L'estimation de (3) est complexe. Elle fait appel à la technique du maximum de vraisemblance. Elle est en outre basée sur un filtre développé par Hamilton [1989], qui s'inspire lui-même de Cosslett and Lee [1985]. Au total, la procédure permet d'estimer tous les paramètres du modèle, soit le vecteur:

$$\theta = (\mu(0), \mu(1), \rho, \beta, p_{0|0}, p_{1|1}).$$

La procédure de datation alternative est qualifiée de «non paramétrique», parce qu'elle n'utilise pas un modèle économétrique et qu'elle est plutôt fondée sur la recherche des extrema locaux d'une série économique. La méthode la plus simple, à vrai dire «naïve», consiste à examiner le graphe de la série considérée pour y déterminer les points de retournement. Les approches plus récentes et plus rigoureuses reposent sur des algorithmes informatiques. L'informatisation de la sélection des plus hauts et des plus bas trouve ses origines dans le travail fondateur de Bry-Boschan [1971].

Une description complète de la méthode est donnée par les deux auteurs: voir Bry-Boschan [1971, pp. 19–29]. Dans leur foulée, considérons la chronique mensuelle. Si cette série est continue, alors ses pics (ses creux) sont des maxima (des minima) locaux de la chronique. Transposons ce critère à qui est en fait une série discrète, et introduisons la fonction indicatrice $\mathbf{1}_A$ qui prend la valeur 1 lorsque l'événement A est réalisé et la valeur 0 lorsqu'il ne l'est pas. Si P_t et C_t sont des variables binaires égales à l'unité respectivement quand un pic et un creux sont atteints et à zéro dans les tous autres cas, alors:

$$P_t = \mathbf{1}_{\{y_t > y_{t \pm j}, j=1, \dots, k\}}, \quad (4)$$

$$C_t = \mathbf{1}_{\{y_t < y_{t \pm j}, j=1, \dots, k\}}. \quad (5)$$

En simplifiant, voici ensuite quelles sont les étapes essentielles de la procédure:

- 1) lisser la série par une moyenne mobile de 12 mois et déterminer un ensemble de points de retournement à l'aide de (4) et de (5) en prenant le nombre de mois égal à cinq, c'est-à-dire $k = 5$;
- 2) éliminer les points de retournement qui ne correspondent pas à un cycle complet (c'est-à-dire de pic à pic ou encore de creux à creux), qui doit compter au moins quinze mois;
- 3) s'assurer que les pics et creux alternent en supprimant leurs occurrences multiples successives (par exemple, si deux pics se suivent, on n'en retient qu'un seul, celui qui a la plus grande valeur).

Cette procédure – appelé algorithme BB, où les deux dernières lettres sont les initiales des noms de G. Bry et de C. Boschan – a été par la suite généralisée aux séries trimestrielles par D. Harding et A. Pagan [2002], ce qui donne l'algorithme BBQ, où le Q est l'abréviation de «quarterly», c'est-à-dire de «trimestriel» en anglais. (Voyez également la contribution de J. Morley et J. Piger [2006]).

L'essence de la méthode est restée inchangée, si ce n'est que Harding et Pagan évitent un lissage préalable de la série. De surcroît, k est pris égal à deux trimestres, tandis qu'un cycle complet (récession et expansion) doit durer au moins cinq trimestres.

Y a-t-il un avantage comparatif des méthodes paramétriques sur celles qui ne le sont pas? C'est ce que soutient J.D. Hamilton [2003] qui insiste notamment sur le caractère probabiliste, donc bien fondé, de la méthode. Pour leur part, D. Harding et A. Pagan [2003a, 2003b] voient un triple avantage aux procédures non-paramétriques, à savoir leur transparence, leur simplicité et leur reproductibilité. Ce débat continuera sans doute encore longtemps. Disons que, sans trancher sur le fond, il est, en somme, loisible à tout un chacun de conjuguer en un syncrétisme de bon aloi, l'une et l'autre approche...

2. Prévision des récessions

Comme on l'imagine facilement, de nombreuses techniques de prévision des points de retournement – pics et creux – de la conjoncture sont disponibles. D'une manière générale, on peut les ranger en deux grandes classes: la production d'indicateurs précurseurs de l'activité économique (CLI, *composite leading indicators*) d'un côté; le recours aux modèles économétriques prévisionnels de l'autre.

La première approche, quoi qu'elle soit aisément praticable, souffre d'une très faible capacité prédictive. De surcroît, comme M.P. Clements et D.F. Hendry [1998, chapitre 9] l'ont expliqué, le processus de construction des indicateurs précurseurs fait l'impasse sur les propriétés des séries temporelles qui sont agrégées pour donner l'indicateur. En particulier sont négligées la non-stationnarité et les possibles relations de cointégration entre les diverses chroniques utilisées. Pour toutes ces raisons, on délaissera cette approche en lui préférant l'utilisation des modèles économétriques. (D. Harding et A. Pagan [2010] fournissent une bonne revue de la littérature sur le sujet.) Ceci acquis, il sera alors possible de présenter la méthode de prévision mise en œuvre.

2.1. Les modèles prévisionnels

Ici également, deux grandes approches sont possibles en matière de prévision des pics et des creux conjoncturels. L'une se base sur des modèles économétriques construits pour prédire les valeurs futures de variables économiques, telles par exemple, le PIB. Les points de retournement recherchés sont alors des

sous-produits automatiques de l'activité prévisionnelle elle-même. L'autre est fondée sur la prévision directe de ces points de retournement. Cette dernière approche a été initiée par A. Estrella et G. Hardouvelis [1991] et suivie ensuite par de nombreux auteurs tels par exemple, Estrella et Mishkin (1997, 1998), D. Chin, J. Geweke et P. Miller [2000], Moneta [2005], Nyholm [2007], Bismans et Majetti [2012]. En lieu et place d'un ensemble d'équations linéaires et non linéaires traditionnel, ces auteurs utilisent un modèle à variable qualitative du type probit ou logit, qui rend directement les probabilités de récession.

De nombreuses études – par exemple, celle de M. Del Negro [2001] – ont montré la supériorité prédictive des modèles probit, comparée à celle des modèles économétriques de grande taille ou des indicateurs précurseurs. C'est donc ce type de modèle qualitatif dont on se servira dans ce qui suit.

Une précision néanmoins: le modèle probit que l'on utilisera est véritablement dynamique; en cela, il se différencie des choix opérés par des auteurs cités plus haut qui, eux, ont recours à un probit purement statique.

Le premier travail qui ait usé d'un modèle probit dynamique est celui des B. Eichengreen, M. Watson et R. Grossman [1985]. Par la suite, M.J. Dueker [1997], M. Chauvet et S. Potter [2005], H. Kauppi et P. Saikkonen [2008], R. Startz [2008], F. Bismans et R. Majetti [2012, 2013] ont emprunté la même voie.

Pour décrire ce modèle, commençons par considérer la variable binaire R_t , qui prend la valeur un lors des récessions et zéro au cours des phases d'expansion, ainsi que $\mathbf{x}_t$ un vecteur (colonne) de variables prédictives, avec $t = 1, \dots, T$ (Évidemment, ce vecteur peut inclure des valeurs décalées des variables explicatives).

Le modèle probit simple, c'est-à-dire statique, s'écrit alors:

$$E(R_t | \mathbf{x}_t) = \Pr(R_t = 1 | \mathbf{x}_t) = \Phi(\mathbf{x}_t' \boldsymbol{\beta}) = \Phi(z_t), \quad (6)$$

où E désigne l'espérance mathématique de R_t conditionnellement au vecteur $\mathbf{x}_t$ et $\Phi(\cdot)$ est la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite.

Pour introduire sa version dynamique, définissons l'ensemble d'information pertinent en t par $I_t = \{R_t, \dots, R_1, \mathbf{x}_t, \dots, \mathbf{x}_1\}$. L'analogue de (6) est alors donné par:

$$E(R_t | I_{t-1}) = \Pr(R_t = 1 | I_{t-1}) = \Phi(z_t), \quad (7)$$

où:

$$z_t = \sum_{j=1}^p \gamma_j R_{t-j} + \mathbf{x}_{t-1}' \boldsymbol{\beta}. \quad (8)$$

Le modèle décrit par (7) et (8) est une variante (simplifiée et non-markovienne) du BARX(p) – «Binary Autoregressive with Cross-terms Model» d'ordre p – proposé par S.L. Zeger et B. Qaqish [1988].

La procédure d'estimation du modèle statique est bien connue; celle de sa version dynamique est plus compliquée, compte tenu de la présence de valeurs décalées de l'indicatrice R_t dans la fonction de vraisemblance.

Quoi qu'il en soit, désignons par $\beta = (\rho_1, \dots, \rho_p, \gamma_1, \dots, \gamma_k)$ les paramètres du modèle, $\rho = (\rho_1, \dots, \rho_p) \in \mathbb{R}^p$, $\gamma = (\gamma_1, \dots, \gamma_k) \in \mathbb{R}^k$, $\mathbf{R}_{-p} = (R_{t-1}, \dots, R_{t-p}) \in \mathbb{R}^p$. De plus, $\mathbf{x}_{-1}$ est un k -vecteur de prédicteurs exogènes.

R.M. De Jong et T. Woutersen [2011] ont démontré que sous les conditions habituelles, notamment celle de dépendance rapprochée (*near epoch dependence*) des variables aléatoires R_t , l'estimateur du maximum de vraisemblance $\hat{\beta}_T$ est convergent en probabilité, de sorte que $\hat{\beta}_T \xrightarrow{P} \beta$.

2.2. La prévision proprement dite

Le problème est de prévoir la valeur de l'indicatrice sur un horizon de h trimestres compte tenu de l'information disponible en $t - h$. Un résultat bien connu établit que l'estimateur de R_t conditionnellement à l'ensemble d'information I_{t-h} , qui minimise l'erreur quadratique moyenne, est donné par l'espérance conditionnelle de R_t soit par:

$$E(R_t | I_{t-h}).$$

Cette espérance rend donc la prévision optimale pour R_t étant donné l'information disponible h trimestres plus tôt.

Eu égard au caractère dynamique du modèle défini par (7) – (8), l'espérance conditionnelle de R_t s'écrit:

$$E_{t-h}(R_t) = E_{t-h} \left[\Pr(R_t = 1 | I_{t-h}) \right]. \quad (9)$$

où $E_{t-h}(\cdot)$ désigne l'espérance conditionnelle par rapport à I_{t-h} .

La prévision optimale, en utilisant la formule (9) et la formulation spécifique du modèle dynamique, devient alors:

$$E_{t-h}(R_t) = E_{t-h}(\Phi(z)) = E_{t-h} \left(\Phi \left(\sum_{j=1}^p \gamma_j R_{t-j} + \mathbf{x}'_{t-1} \beta \right) \right), \quad (10)$$

où, rappelons-le, Φ est la fonction de répartition d'une variable aléatoire normale centrée réduite.

Comme l'indique M. Marcellino, J.H. Stock et M.W. Watson [2006], la prévision de R_t peut être conduite de deux façons: soit directement, soit de manière itérative. La méthode utilisée s'inscrit dans cette deuxième perspective.

Plus précisément, les probabilités de récession pour chaque trimestre t sont générées en utilisant les prédicteurs appropriés. Ceci fournit comme sous-produit la valeur prédite pour R_t , c'est-à-dire 0 ou 1. De la sorte, il n'est pas nécessaire de disposer des valeurs effectivement observées de la variable binaire. C'est un des grands avantages de la méthode de prévision itérative, qui permet notamment de contourner le problème de la publication tardive des données relatives au produit intérieur brut. Sans parler du caractère provisoire et donc révisable de ces données!

Le tableau 1 résume la démarche prévisionnelle adoptée:

Tableau 1. Schéma itératif de la procédure de prévision

		R connu en t	
$t + 1$	Prévision $Pr(R \text{ en } t + 1)$	$R = 1 \text{ ou } 0 \text{ en } t + 1 \text{ si } Pr(.) > 0.5 \text{ or } < 0$	$R \text{ connu en } t + 1$
$t + 2$	Prévision $Pr(R \text{ en } t + 2)$	Idem en $t + 2$	$R \text{ connu en } t + 2$
$t + 3$	Prévision $Pr(R \text{ en } t + 2)$	Idem en $t + 3 \dots$	

3. Chronologie du cycle en France

On présentera d'abord les estimations du modèle à changements de régime qui serviront ensuite à dater les phases de récession et d'expansion dans l'économie française sur la période 1976–2014.

3.1. Modèle et données

La variable dépendante dans le modèle (3) est évidemment constituée par le Produit Intérieur Brut réel trimestriel, plus exactement par son logarithme. Quant au vecteur des régresseurs il comporte un ensemble de régresseurs:

- l'agrégat monétaire M1 ;
- le taux de rendement des obligations d'État d'une maturité de dix ans, noté TB10 ;
- le taux de rendement des bons du Trésor à trois mois, désigné par TB3 ;
- le taux de change euro-dollar (1 euro = x dollar) désigné par E ;

- l'écart des taux, le spread, entre les obligations à 10 ans et les bons à trois mois, écart noté S , égal à $TB10 - TB3$.

Les définitions plus complète de ces différentes variables ainsi que l'indication de leur source sont données dans l'annexe à cet article. Il faut également noter que la série du PIB est plus récente que celle utilisée dans F. Bismans et R. Majetti [2013], ce qui expliquera les différences dans la datation.

Pour déterminer la forme précise du modèle, on utilisera la procédure dite «du général au particulier», préconisée par D.F. Hendry [1993]. L'application de cette procédure rend un modèle MS-DR (2,1), donc à deux régimes et un retard pour l'indicateur de récession. Le tableau 2 présente les estimations obtenues pour les différents paramètres, de même que pour les probabilités de récession.

Tableau 2. Estimation du modèle MS-DR (2, 1)

Spécification	Coefficients	Erreurs-type	P-valeurs
$\mu(0)$	0,250	0,0090	0,000
$\mu(1)$	0,259	0,010	0,000
LPIB (-1)	0,980	0,0008	0,000
TB10	0,0023	0,0006	0,016
TB10 (-1)	-0,003	0,0006	0,002
TB3	0,0016	0,0005	0,004
TB3 (-1)	-0,0015	0,0006	0,006
P(0 0)	0,5021	0,1014	0,000
P(0 1)	0,0461	0,0226	0,042

A l'examen des p-valeurs, il apparaît clairement que tous les paramètres sont significativement différents de zéro. Ensuite, les constantes liées aux deux régimes sont telles que la première valant pour les récessions est inférieure à la seconde qui prévaut lors des phases d'expansion. Enfin, la probabilité de rester en récession quand on s'y trouve est beaucoup plus élevée que la probabilité de quitter une phase d'expansion pour tomber dans la récession.

Plusieurs tests ont été réalisés pour apprécier la qualité de l'ajustement. Il en résulte notamment que les résidus de la régression sont normalement distribués et que leur variance est homoscedastique.

Plus intéressant est le test de linéarité basé sur le rapport de vraisemblance. Celui-ci rend une statistique égale à 24,852 qui est associée à un p-valeur de 0,000. De plus, la borne supérieure pour la statistique SUP fournit une p-valeur égale à 0,0001. Dans les deux cas, l'hypothèse nulle de linéarité est rejetée, ce qui ne fait que traduire la supériorité du modèle à changements de régime sur son correspondant linéaire.

3.2. Le profil cyclique de l'économie française

Voici d'abord comment les probabilités de récession – en fait, il s'agit des probabilités «lissées» – ont évolué durant la période sous revue (1976–2014):

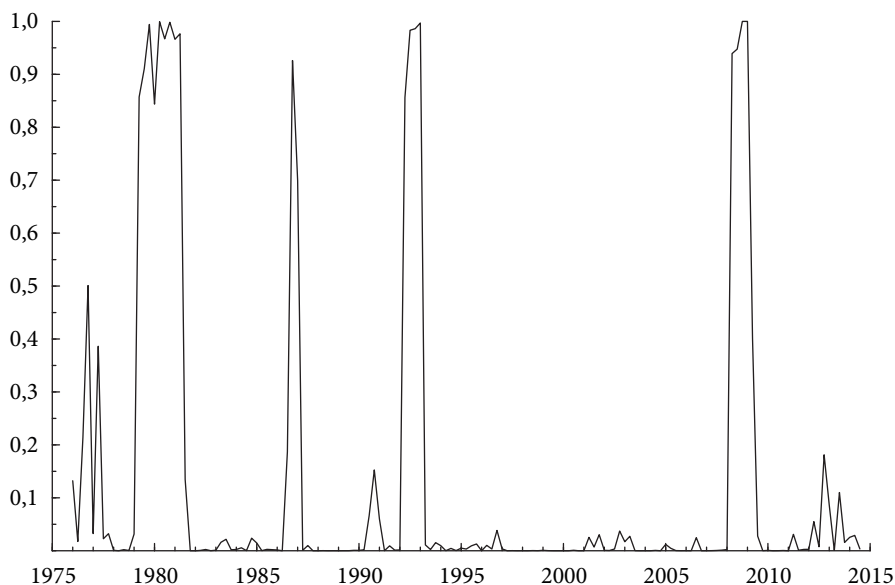


Figure 1. Probabilités de récession

L'observation des probabilités de récession montre qu'il y a en fait trois grandes récessions sur la période considérée: la première d'une durée particulièrement longue a lieu entre 1979 et 1981; la deuxième se déroule entre 1992 et 1993; enfin, la dernière, consécutive à la crise des *subprimes*, s'étend sur les années 2008 et 2009.

Il faut également noter plusieurs signaux de faible ampleur qui se manifestent tout au long de la période sous-revue, notamment en 1991 et 2012–2013. Cependant, deux autres signaux sont nettement plus marqués et demandent donc un mot d'explication.

En 1976 d'abord, durant le quatrième trimestre, la probabilité de récession grimpe à 50%. Compte tenu qu'elle n'est supérieure à cette barre que pendant un seul trimestre, il n'y a pas lieu de retenir cet intervalle de temps comme une phase de récession. Plus difficiles à traiter sont les signaux observés au dernier trimestre de 1986 et au premier trimestre de l'année suivante: ceux-ci sont respectivement égaux à 0,92 et 0,7. On ne retiendra cependant pas cette période comme un épisode récessif pour deux raisons: d'une part, ces

probabilités sont moins marquées que dans le cas des trois grandes récessions; d'autre part, les probabilités de récession sont très faibles avant 1986-T4 et après 1987-T1.

Il est intéressant de comparer les phases d'expansion et de contraction obtenues en utilisant l'algorithme BBQ avec celles qui viennent d'être mises au jour en appliquant le modèle MS-DR (2,1). Le tableau 3 enregistre les résultats de cette comparaison.

Tableau 3. Points de retournement dans le cycle français

Pics		Creux	
BBQ	MS-DR (2,1)	BBQ	MS-DR (2,1)
1980-T1	1979-T1	1980-T4	1981-T2
1990-T3	–	1991-T1	–
1992-T1	1992-T1	1993-T1	1993-T1
2008-T1	2008-T1	2009-T2	2009-T1

Les deux chronologies des points de retournements conjoncturels diffèrent essentiellement à deux points de vue: (1) La récession de 1990–1991 n'est présente qu'en appliquant l'algorithme BBQ; (2) La récession de 1980 est beaucoup plus longue – elle dure neuf trimestres! – dans le cas où la datation des pics et des creux s'effectue à l'aide du modèle à changements de régime.

4. Prévision en temps réel des récessions françaises

On commencera par donner quelques précisions sur le modèle estimé avant de passer à la prévision proprement dite. (On pourra trouver des développements plus complets dans Bismans et Majetti [2013]).

4.1. Un probit dynamique

Le modèle empirique correspondant à (7) – (8) est de la forme:

$$\Pr(R_t = 1) = \Phi\left(\gamma_0 + \rho R_{t-1} + \gamma_1 S_{t-k_1} + \gamma_2 E_{t-k_2} + u_t\right), \quad t = 1, \dots, T \quad (11)$$

où S représente le spread de taux, c'est-à-dire l'écart entre le taux des obligations d'État à dix ans et le taux PIBOR (Paris Interbank Offered Rate) à trois mois, et E le taux de change euro-dollar au comptant. Rappelons par ailleurs que R_t est une variable binaire, une indicatrice, qui prend la valeur 1 en cas de récession et la valeur zéro lorsque l'économie se trouve dans une phase d'expansion.

La détermination de k_1 et de k_2 constitue une étape importante de la procédure d'estimation, puisque les variables associées – le spread et le taux de change – sont en fait des prédicteurs de récession: plus elles sont décalées par rapport à la période courante et plus la prévision se verra *a priori* facilitée.

La sélection de l'ordre des retards se fait en utilisant deux mesures du pouvoir prédictif de S et E : le pseudo- R^2 de McFadden d'un côté; les t -statistiques calculées sur base des erreurs-type robustes de l'autre. Il s'ensuit que les retards optimaux sont finalement de 2 tant pour k_1 que pour k_2 .

Le tableau 4 fournit les estimations des différents paramètres qui figurent dans l'équation (11).

Tableau 4. Estimation du modèle probit dynamique (période: 1979-T1–2010-T4)

Prédicteurs	Coefficients	Erreurs – types
Constante	–20,556	8,298
R_{t-1}	1,876	0,703
S_{t-2}	–0,726	0,230
E_{t-2}	14,297	5,940

Comme on peut s'en rendre compte, tous les paramètres estimés sont significativement différents de zéro. Notons également que l'effet du taux de change est bien plus marqué que celui du spread. De plus, le signe des paramètres est conforme à ce qu'indique la théorie tout autant que l'intuition:

1. Lorsque le spread de taux s'accroît, la probabilité de récession diminue, ce qui est cohérent avec le fait qu'une inversion de la courbe des rendements (la «*yield curve*») est un indicateur de récession.
2. Le taux de change euro-dollar est relié positivement à la probabilité de récession: en d'autres termes, un renchérissement de la monnaie européenne par rapport au dollar américain handicape les exportations de la France et se répercute donc négativement sur la demande globale et l'activité économique.

4.2. Prévision de la récession de 2008–2009

La procédure de prévision telle qu'elle a été décrite à la section 3.2 de cet article sera mise en œuvre en trois temps:

1. Estimation du probit dynamique (11) à partir de l'échantillon des observations allant de 1979-T1 à 2005-T4 et ce, tout en utilisant les retards optimaux estimés précédemment pour les deux prédicteurs – rappelons qu'ils sont égaux à deux trimestres.

2. Calcul des probabilités de récession sur la période s'étalant de 2006-T1 à 2010-T4 – période qui inclut la contraction de 2008.
3. Appréciation de la qualité de l'ajustement réalisé en comparant les valeurs prédites et celles, effectives, données par l'indicateur de récession.

La figure 2 résume les résultats de toute cette démarche:

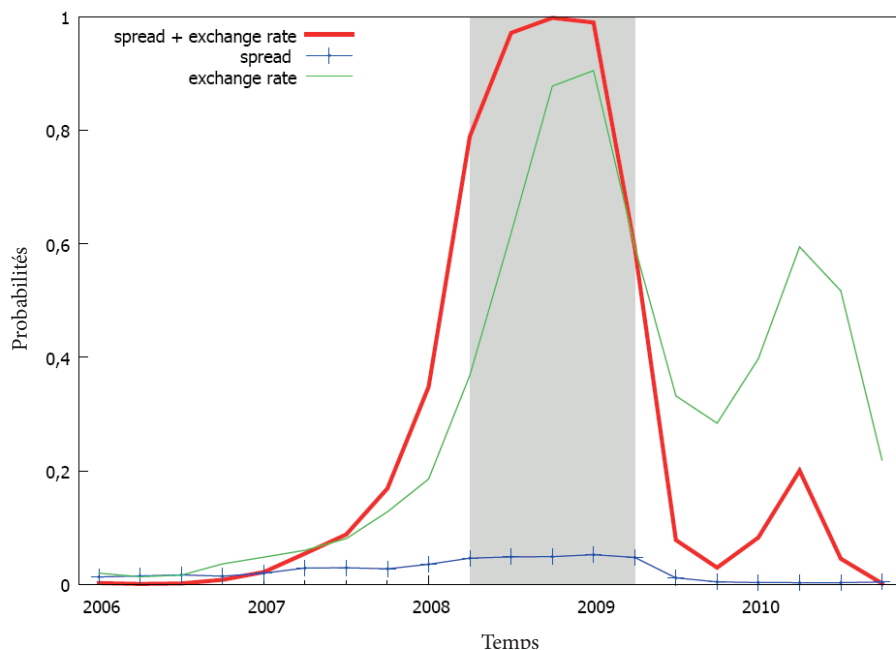


Figure 2. Probabilités de récession (2006–2010)

Ce qui ressort d'abord du graphique, c'est que les probabilités s'accroissent progressivement dès le premier trimestre de 2007; elles atteignent 80 pour cent lorsque la récession commence réellement au deuxième trimestre de 2008. Ensuite, il faut noter l'important contenu prédictif du taux de change, puisqu'en utilisant exclusivement cette dernière variable, on obtient une probabilité de récession déjà égale à 40% à la fin du premier trimestre de l'année 2008.

D'un point de vue économique, la qualité prédictive du taux de change est à relier à la forte appréciation de l'euro par rapport au dollar américain, qui est intervenue entre 2006 et 2008: la monnaie européenne valait en effet 1,2 dollar au début de 2006 et 1,5 dollar deux ans plus tard.

Conclusions

L'utilisation du modèle à changements de régime s'est avérée très utile pour dater le cycle des affaires classique. Il fournit une datation des points de retournement de l'économie française qui peut être comparée avec les résultats donnés par l'application de l'algorithme BBQ.

Le recours au modèle probit dynamique apparaît totalement justifié, dans la mesure où les prévisions qu'ils délivrent sont tout à la fois correctes et particulièrement aisées à mettre en œuvre.

On peut cependant noter que le rôle du spread de taux en tant que prédicteur des points de retournement s'amenuise au fil du temps. Ceci se comprend aisément dans la mesure où les taux de référence de la Banque centrale européenne (BCE) ont été ramenés pratiquement à zéro durant la Grande Récession de 2008–2009. Dans de telles conditions monétaires, la BCE, si elle veut agir sur le niveau des prix, doit nécessairement avoir recours à ce que Ben Bernanke a appelé des «mesures non conventionnelles».

Un débouché naturel de ce travail consisterait d'une part à envisager plusieurs séries, en plus du PIB, pour caractériser l'activité économique et d'autre part, à appliquer le probit dynamique à un panel de pays, par exemple ceux de la zone euro.

Annexe

Séries utilisées	Notation	Source
Produit Intérieur Brut réel (corrigé des variations saisonnières)	PIB	OCDE
Stock monétaire au sens de M1	M1	OCDE
Taux de rendement des obligations de l'Etat français à 10 ans	TB10	OCDE
Taux de rendement des bons du Trésor français à 3 mois	TB3	OCDE
Spread de taux, égal à (TB10–TB3)	S	OCDE
Taux de change EUR/USD (1euro = x dollars)	E	OCDE

Bibliographie

- Aimar, T., Bismans, F., Diebolt, C., 2010, *Le cycle économique: une synthèse*, Revue française d'économie, vol. 24, pp. 3–55.
- Bismans, F., Majetti, R., 2012, *L'économie française est-elle en récession? Les enseignements d'un modèle économétrique*, Économie appliquée, vol. 65, pp. 161–172.
- Bismans, F., Majetti, R., 2013, *Forecasting Recessions Using Financial Variables: the French Case*, Empirical Economics, vol. 44, pp. 419–433.
- Bry, G., Boschan, C., 1971, *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*, NBER, New York.
- Burns, A., Mitchell, W., 1946, *Measuring Business Cycles*, NBER, New York.
- Chauvet, M., Potter, S., 2005, *Forecasting Recessions Using the Yield Curve*, Journal of Forecasting, vol. 24, pp. 77–103.
- Chin, D., Geweke, J., Miller, P., 2000, *Predicting Turning Points*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Research Department Staff Report, vol. 267.
- Clements, M.P., Hendry, D.F., 1998, *Forecasting Economic Time Series*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Cosslett, S. R., Lee, L., 1985, *Serial Correlation in Discrete Variable Models*, Journal of Econometrics, vol. 27, pp. 79–97.
- de Jong, R.M., Woutersen, T., 2011, *Dynamic Time Series Binary Choice*, Econometric Theory, vol. 27, pp. 673–702.
- Del Negro, M., 2001, *Turn, Turn, Turn: Predicting Turning Points in Economic Activity*, Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review, vol. 86, pp. 1–12.
- Dueker M.J., 1997, *Strengthening the Case for the Yield Curve as a Predictor of U.S. Recessions*, Federal Reserve Bank of Saint Louis Review, vol. 79, pp. 41–51.
- Estrella, A., Hardouvelis, G., 1991, *The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity*, Journal of Finance, vol. 46, pp. 555–576.
- Estrella, A., Mishkin, F., 1997, *The Predictive Power of Term Structure on Interest Rates in Europe and United-States: Implication for the European Central Bank*, European Economic Review, vol. 41, pp. 1375–1401.
- Estrella, A., Mishkin, F., 1998, *Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators*, Review of Economics and Statistics, vol. 80, pp. 45–61.
- Eichengreen, B., Watson, M., Grossman, R., 1985, *Bank Rate Policy Under the Interwar Gold Standard: a Dynamic Probit Model*, Economic Journal, vol. 95, pp. 725–745.
- Hamilton, J.D., 1989, *A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle*, Econometrica, vol. 57, pp. 357–384.
- Hamilton, J.D., 2003, *Comment on 'a Comparison of Two Business Cycle Dating Methods'*, Journal of Economic Dynamics and Control, vol. 27, pp. 1691–1693.
- Harding, D., Pagan, A., 2002, *Dissecting the Cycle: a Methodological Investigation*, Journal of Monetary Economics, vol. 49, pp. 365–381.
- Harding, D., Pagan, A., 2003a, *A Comparison of Two Business Cycle Dating Methods*, Journal of Economic Dynamics and Control, vol. 27, pp. 1681–1690.

- Harding, D., Pagan, A., 2003b, *Rejoinder to James Hamilton*, Journal of Economic Dynamics and Control, vol. 27, pp. 1695–1698.
- Harding, D., Pagan, A., 2010, *Can We Predict Recessions?*, NCER Working Paper, vol. 69.
- Hendry, D.F., 1993, *Econometrics: Alchemy or Science?*, Blackwell Publishers, Oxford.
- Majetti, R., 2012, *Caractérisation et datation des cycles économiques: le cas français*, Revue d'économie politique, vol. 122, pp. 365–403.
- Kauppi, H., Saikkonen, P., 2008, *Predicting U.S. Recessions with Dynamic Binary Response Models*, Review of Economics and Statistics, vol. 90, pp. 777–791.
- Marcellino, M., Stock, J.H., Watson, M.W., 2006, *A Comparison of Direct and Iterated Multistep AR Methods for Forecasting Macroeconomic Series*, Journal of Econometrics, vol. 135, pp. 499–526.
- Moneta, F., 2005, *Does the Yield Spread Predict Recessions in the Euro Area?*, International Finance, vol. 8, pp. 263–301.
- Morley, J., Piger, J., 2006, *The Importance of Nonlinearity in Reproducing Business Cycle Features*, dans: Milas, C., Rothman, Ph., Van Dijck, D. (eds.), *Nonlinear Time Series Analysis of Business Cycles*, Elsevier, Amsterdam.
- NBER, 2014, *Business Cycles Expansions and Contractions*, consultable sur Internet: <http://www.nber.org/cycles.html>.
- Nyholm, K., 2007, *A New Approach to Predicting Recessions*, Economic Notes, vol. 36, pp. 27–42.
- Startz, R., 2008, *Binomial Autoregressive Moving Average Models with an Application to U.S. Recessions*, Journal of Business and Economic Statistics, vol. 26, pp. 1–8.
- Stock, J.H., Watson, M.W., 2003, *Forecasting Output and Inflation: the Role of Asset Prices*, Journal of Economic Literature, vol. 41, pp. 788–829.
- Wheelock, D.C., Wohar, M.E., 2009, *Can the Term Spread Predict Output Growth and Recessions? A Survey of the Literature*, Federal Reserve Bank of St. Louis Review, vol. 91, pp. 419–440.
- Zeger, S.L., Qaqish, B., 1988, *Markov Regression Models for Time Series: a Quasi-likelihood Approach*, Biometrics, vol. 44, pp. 1019–1031.