

## PRÉVOIR SANS PERSISTANCE

**Christophe Boucher et Bertrand Maillet**

**Presses de Sciences Po | *Revue économique***

**2012/3 - Vol. 63  
pages 581 à 590**

**ISSN 0035-2764**

Article disponible en ligne à l'adresse:

-----  
<http://www.cairn.info/revue-economique-2012-3-page-581.htm>  
-----

Pour citer cet article :

-----  
Boucher Christophe et Maillet Bertrand, « Prévoir sans persistance »,  
*Revue économique*, 2012/3 Vol. 63 , p. 581-590. DOI : 10.3917/reco.633.0581  
-----

Distribution électronique Cairn.info pour Presses de Sciences Po.

© Presses de Sciences Po. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

# Prévoir sans persistance

Christophe Boucher\*  
Bertrand Maillet\*\*

*La littérature sur la prévision économique et financière a identifié trois problèmes importants : l'instabilité des régressions prédictives, la discordance des résultats des tests de prévisions en échantillon et hors échantillon, et la difficile inférence statistique lorsque les prédicteurs sont hautement persistants. Dans cet article, nous abordons ces trois questions simultanément, en proposant de traiter en amont la persistance des variables prédictives. Nous retirons ainsi préalablement les composantes basses fréquences des prédicteurs et nous montrons, en simulations et sur des données financières, que ce prétraitement permet d'améliorer leur pouvoir prédictif.*

## FORECASTING WITHOUT PERSISTENCE

*The forecasting literature has identified three important and broad issues: the predictive content is unstable over time, in-sample and out-of-sample discordant results and the problematic statistical inference with highly persistent predictors. In this paper, we simultaneously address these three issues, proposing to directly treat the persistence of forecasting variables before use. We thus cut-out the low frequency components and show, in simulations and on financial data, that this pre-treatment improves the predictive power of the studied economic variables.*

Classification JEL : C14, C53, G17.

## INTRODUCTION

Cet article s'intéresse à trois problèmes importants et clairement identifiés dans la littérature sur la prévision économique et financière. Le premier concerne l'instabilité des régressions prédictives et plus généralement des tests de causalité

---

\* A.A.Advisors-QCG (ABN AMRO), Variances et Université Paris-1 (CES/CNRS). *Correspondance* : CES/CNRS, MSE, 106-112 boulevard de l'Hôpital, F-75647 Paris Cedex 13. *Courriel* : christophe.boucher@univ-paris1.fr (auteur correspondant).

\*\* A.A.Advisors-QCG (ABN AMRO), Variances et Université d'Orléans (LEO/CNRS et IEF). *Correspondance* : Université d'Orléans, LEO, rue de Blois, BP 6739, 45067 Orléans cedex 2. *Courriel* : bertrand.maillet@univ-orleans.fr.

Nous remercions Olivier Darné, Laurent Ferrara, Christophe Hurlin, Julien Idier, Marie Lambert, Jean-Stéphane Mésonnier, Christophe Pérignon, Sessi Tokpavi et Fabien Tripier pour leurs commentaires, Gregory Jannin pour son assistance, ainsi que les participants des conférences de l'AFFI (Montpellier, mai 2011) et de l'AFSE (Nanterre, septembre 2011) pour leurs suggestions lors de la préparation de ce travail. Le premier auteur remercie la Fondation Banque de France et le second, l'Institut Europlace de Finance pour leurs soutiens financiers. L'avertissement habituel s'applique ici.

de Granger. Le deuxième se rapporte à la discordance des résultats des tests de prévision en échantillon et hors échantillon (*in-sample* versus *out-of-sample*). Le troisième a trait à la difficile inférence statistique en présence de prédicteurs hautement persistants. Ces questions ont été discutées, entre autres, par Stock et Watson [2003], Goyal et Welch [2003], Paye et Timmermann [2006] et Lettau et Van Nieuwerburgh [2008].

Nous abordons ces trois questions simultanément dans cet article, en proposant de traiter en amont la persistance des variables prédictives. À la suite de Boucher et Maillat [2011], nous retirons ainsi les composantes basses fréquences des prédicteurs et nous montrons en simulations et sur des données financières que ce prétraitement permet d'améliorer leur pouvoir prédictif. Notre stratégie de prévision consiste ainsi à utiliser des régressions linéaires standard après avoir détruit la persistance des variables prédictives.

Classiquement, les prévisions économiques et financières sont réalisées à partir de régressions faisant intervenir des variables retardées, en supposant, pour que l'inférence soit valide, que celles-ci sont stationnaires. Dans le domaine financier par exemple, les intervalles de confiance calculés sur les racines autorégressives des principales variables prédictives des rentabilités boursières (telles que le rendement en dividende, le ratio valeur comptable sur valeur boursière, le taux d'intérêt de court terme ou certains différentiels de taux) confirment l'incertitude quant à l'ordre d'intégration de ces séries (*e.g.* Torous *et al.* [2004]). Stambaugh [1999] montre, par ailleurs, qu'une persistance avérée conduit à des coefficients de régressions prédictives biaisés quand les termes d'innovations sont corrélés avec la variable dépendante. De même, les statistiques standard des *t* de Student pour ce type de régressions prédictives ne sont pas de niveau correct (Cavanagh *et al.* [1995]). Ces problèmes sont de plus exacerbés si les études sont réalisées par exploration des données (ou *data mining* - Ferson *et al.* [2003]). Enfin, Lettau et Van Nieuwerburgh [2008] montrent que la faible performance hors échantillon des prévisions financières est directement liée à l'instabilité des régressions prédictives.

Plusieurs travaux récents, essentiellement appliqués à la prévision financière, se sont intéressés à des moyens de corriger l'inférence approximative entraînée par les propriétés des variables hautement persistantes (Torous *et al.* [2004] ; Campbell et Yogo [2006] ; Jansson et Moreira [2006] ; Ang et Bekaert [2007]). Ces auteurs concluent de manière générale que les tests de prévisibilité des rentabilités boursières sont moins favorables, une fois les corrections apportées. À la suite de Boucher et Maillat [2011]<sup>1</sup>, nous choisissons d'emprunter une autre voie, en « blanchissant » les séries explicatives, *i.e.* en détruisant préalablement leur persistance, avant de les utiliser dans un cadre traditionnel. En éliminant les composantes basses fréquences des prédicteurs, nous traitons par là même les ruptures structurelles qui affectent leur comportement, ce qui permet d'obtenir des régressions prédictives plus stables dans le temps. Ainsi, notre propos n'est pas ici de s'intéresser uniquement à l'inférence directe d'une estimation, mais d'étudier, dans une stratégie d'estimation à deux étapes (blanchiment puis prévision), le pouvoir prédictif de variables dont les processus sont proches de

---

1. Dans un précédent article, Boucher et Maillat [2011] étudient spécifiquement le rôle de différentes composantes du *Price Earning Ratio* – tirées d'une décomposition par ondelettes, et mesurées ainsi à plusieurs échelles de temps, dans la détermination des rentabilités boursières.

ceux caractérisés par une racine unitaire. Il s'agit ainsi de rendre les prédicteurs conformes aux hypothèses traditionnelles, pour en étudier ensuite leur pouvoir prédictif final. Nous montrons que ce prétraitement en amont permet d'obtenir de meilleures prévisions.

D'un point de vue économique, éliminer les composantes basses fréquences permet de se focaliser sur les mouvements de court terme plus conjoncturels et de faire abstraction des ruptures structurelles. Ainsi, à des horizons de prévisions relativement courts (quelques mois), les effets de nouvelles informations micro- et macroéconomiques arrivant sur les marchés ne sont plus perturbés par les tendances de long terme perceptibles dans les composantes basses fréquences des séries temporelles.

Le reste de l'article est organisé comme suit. La section 2 présente notre méthodologie et l'illustre à partir de simulations de Monte Carlo. La section 3 évalue le pouvoir prédictif hors échantillon de notre stratégie de prévisions sur des rentabilités boursières aux États-Unis. La section 4 conclut.

## MÉTHODOLOGIE DE PRÉVISION ET ILLUSTRATIONS EN SIMULATIONS

L'identification des prédicteurs économiques et financiers est généralement réalisée à partir de tests de causalité de Granger en échantillon, et le pouvoir prédictif est mesuré alors par le coefficient de détermination de la régression prédictive. Les tests de causalité de Granger consistent à évaluer la significativité du prédicteur potentiel dans une régression de la variable expliquée,  $y_{t+h}$ , sur le prédicteur retardé,  $x_t$ , où  $h$  est l'horizon de prévision, telle que (pour  $t = [1, \dots, T]$ ):

$$y_{t+h} = \beta'_h x_t + \gamma'_h z_t + \varepsilon_{t+h} \quad (1)$$

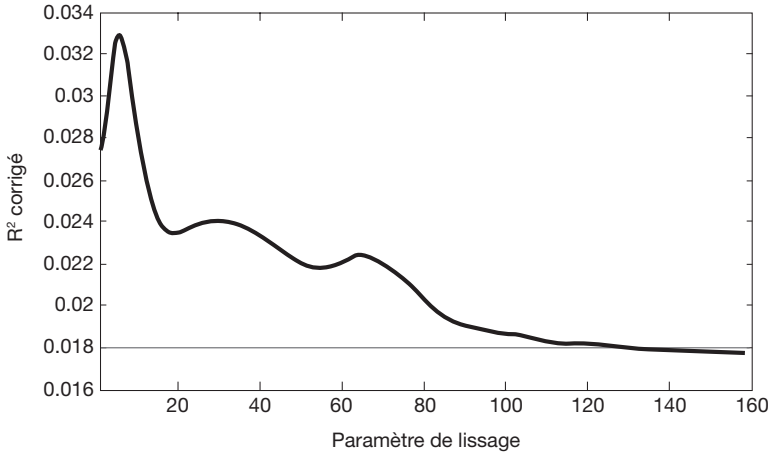
avec  $z_t$  des variables de contrôle (telles qu'une constante et des retards de la variable  $y_t$ ),  $\varepsilon_{t+h}$  l'erreur de prévision, et,  $\beta_h$  et  $\gamma_h$  les paramètres à estimer.

Notre stratégie de prévision consiste à retirer les composantes basses fréquences du prédicteur potentiel, en utilisant un filtre permettant d'isoler celles-ci. De nombreuses techniques de décomposition et de filtre existent dans la littérature. Dans la suite de l'article, nous en considérons trois principales : le filtre de Hodrick-Prescott (HP), une décomposition par ondelettes et une moyenne mobile passée (ou *backward*).

Le filtre de Hodrick-Prescott [1997] est probablement une des méthodes les plus usitées en macroéconomie pour identifier et séparer les mouvements de long terme des fluctuations cycliques dans une série temporelle. Toutefois, son utilisation lors d'exercices de prévision hors échantillon pourra être limitée, compte tenu de sa décomposition « tournée vers l'avant » (ou *forward*). L'analyse par ondelettes est une alternative aux filtres passe-bandes<sup>1</sup> car elle offre une meilleure résolution dans le domaine du temps (Wang [1995]). De fait, les fonctions

1. Un filtre passe-bande est un filtre ne laissant passer qu'une bande ou intervalle de fréquences compris entre une fréquence de coupure basse et une fréquence de coupure haute du filtre.

Graphique 1. *Pouvoir prédictif du taux des bons du Trésor américains sur les rentabilités excédentaires après prétraitement de la persistance (avec moyenne mobile passée)*



Ce graphique illustre le pouvoir prédictif à un trimestre du taux des *Treasury-bills* américains sur les rentabilités excédentaires des actions ( $R^2$  corrigé sur l'axe des ordonnés). La courbe épaisse représente le coefficient de détermination corrigé de la régression prédictive avec comme prédicteur le taux d'intérêt prétraité (avec une constante et un terme AR(1)), en fonction de la taille de la fenêtre de la moyenne mobile passée (*i.e.* le paramètre de lissage en nombre de trimestres sur l'axe des abscisses) considérée pour ce taux d'intérêt. Le prétraitement consiste à soustraire du taux d'intérêt la composante basse fréquence identifiée, avant de procéder à la régression. La ligne fine grise représente le coefficient de détermination corrigé (un seul  $R^2$ ) correspondant à une analyse menée avec la série des taux des *Treasury-bills* sans pré-traitement.

Source : S&P 500 Earnings and Estimate Report et IPC – données trimestrielles sur la période T4:1934-T2:2010 ; calculs des auteurs.

de bases (ondelettes) sont localisées à la fois dans les fréquences mais aussi dans le temps<sup>1</sup>, ce qui nous est ici utile pour capturer la datation et la magnitude de changements persistants des prédicteurs. Le filtre par moyenne mobile passée est ici considéré comme une méthode simple de référence.

Le graphique 1 illustre notre intuition. En appliquant une méthode basique – telle qu'une moyenne mobile passée – sur le taux d'intérêt de court terme pour prévoir les rentabilités boursières excédentaires aux États-Unis<sup>2</sup>, le pouvoir prédictif est amélioré une fois que les composantes basses fréquences sont retirées. Ce graphique montre que le coefficient de détermination corrigé (axe des ordonnés) de la régression prédictive trimestrielle évolue en fonction de la fenêtre de lissage (axe des abscisses) retenue pour retirer les basses fréquences du taux d'intérêt. Le pouvoir prédictif (mesuré par le  $R^2$ ) est une fonction non linéaire de la taille de la fenêtre de calcul de la moyenne mobile qui est retirée au taux d'intérêt. Cette relation est d'abord croissante, pour atteindre un pic correspondant à une destruction de la moyenne mobile à horizon de six mois, pour

1. L'analyse par ondelettes consiste en une décomposition d'un signal en un ensemble de fonctions de base (les ondelettes) de façon analogue aux fonctions *sinus* et *cosinus* utilisées dans la transformée de Fourier. Ces ondelettes sont obtenues par translation et dilatation-contraction d'une ondelette mère. Toutefois, dans l'analyse de Fourier, toute notion de localisation temporelle disparaît dans l'espace de Fourier. Les ondelettes renseignent au contraire sur le contenu fréquentiel tout en préservant la localisation afin d'obtenir une représentation temps/fréquence.

2. La base de données est décrite dans la section suivante.

décroître ensuite et tendre vers le niveau (faible) obtenu avec la série temporelle originelle du taux d'intérêt.

Soit le système tel que :

$$\begin{cases} y_t = \phi_1 y_{t-1} + \zeta_{t+1} \\ x_t = \phi_2 x_{t-1} + \kappa y_{t+1} + \xi_{t+1} \end{cases} \quad (2)$$

avec  $\zeta_{t+1}$  et  $\xi_{t+1}$ , deux bruits blancs Gaussiens.

Nous simulons maintenant ce système à partir de 10 000 tirages d'échantillons de taille modeste (de  $T = 200$  observations pour chaque simulation), en considérant que la variable expliquée ( $y_t$ ) est causée (avec  $\kappa = 1$ ) ou non (*i.e.*  $\kappa = 0$ ) par le prédicteur ( $x_t$ ), et ceci pour différents degrés de persistance de la variable dépendante et du prédicteur (respectivement  $\phi_1$  et  $\phi_2$ ).

Nous estimons ensuite une régression prédictive équivalente à l'équation (1) avec une constante, mais sans terme autorégressif, de façon à identifier directement le pouvoir prédictif mesuré par le coefficient de détermination corrigé, indépendamment de la mémoire du processus suivi par la variable dépendante<sup>1</sup>. Les graphiques 2 et 3 présentent, pour les trois méthodes avec prétraitement visant à supprimer les composantes basses fréquences (Hodrick-Prescott, moyenne mobile et ondelettes) et celle sans prétraitement, le pouvoir prédictif de  $x_t$  selon différentes combinaisons des paramètres du système (2). Pour chacune des méthodes de lissage, nous avons retenu les paramètres visant à extraire le maximum de basses fréquences (extraction de la composante de la plus haute fréquence pour chacune des méthodes)<sup>2</sup>. Dans tous les cas, le prédicteur est considéré comme fortement persistant mais stationnaire ( $\phi_2 = 0,98$ ). Dans un premier temps, nous considérons dans les simulations suivantes que  $x_t$  ne contient aucune information quant à la réalisation de  $y_{t+1}$  (*i.e.*  $\kappa = 0$ ) en distinguant d'abord le cas où la variable expliquée n'est pas persistante ( $\phi_1 = 0$ ), puis le cas où elle l'est ( $\phi_1 = 0,98$ ).

Le graphique 2 montre que le risque de régression prédictive fallacieuse n'est pas négligeable lorsque la variable dépendante et le prédicteur sont fortement persistants (mais stationnaires avec  $\phi_1 = \phi_2 = 0,98$ ) puisque respectivement 65 % et 45 % des régressions sans prétraitement (régression dite « classique ») présentent un  $R^2$  supérieur à 5 % et 10 % (et 25 % des  $t$ -statistiques sont supérieures à 3 en valeur absolue)<sup>3</sup>. Par contraste, le prétraitement par suppression des composantes basses fréquences réduit drastiquement le risque de seconde espèce (probabilité de 2 % de  $t$ -statistiques supérieures à 3 en valeur absolue).

Le graphique 3 présente les résultats des régressions prédictives lorsque  $x_t$  possède maintenant un pouvoir prédictif sur  $y_{t+1}$  (avec  $\kappa = 1$ ). Nous distinguons deux cas : l'absence de persistance dans le processus suivi par la variable dépendante ( $\phi_1 = 0$ ) et une faible persistance ( $\phi_1 = 0,1$ ). Il apparaît que le filtre Hodrick-Prescott, suivi par le filtre par ondelettes et par celui de la moyenne

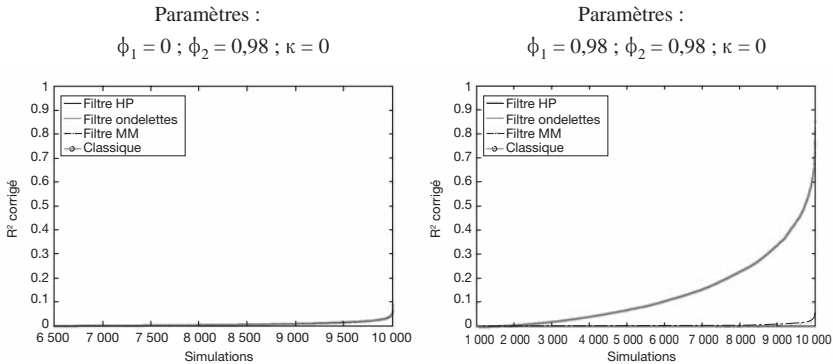
1. Les résultats (disponibles auprès des auteurs) restent qualitativement les mêmes en considérant un terme autorégressif dans la régression prédictive.

2. Ce paramètre de lissage n'est cependant pas forcément celui qui permet d'extraire le plus d'information prédictive à court terme, comme le montre le graphique 1 où le pouvoir prédictif augmente au départ avec le paramètre de lissage.

3. Les valeurs des statistiques de Student correspondantes sont disponibles auprès des auteurs.

mobile, est le plus efficace pour extraire la composante contenant l'information prédictive en échantillon pour les deux niveaux de persistance considérés. En revanche, le pouvoir prédictif de la variable non traitée (régression « classique ») apparaît beaucoup plus faible avec un  $R^2$  inférieur à 10 % dans 65 % des simulations<sup>1</sup>.

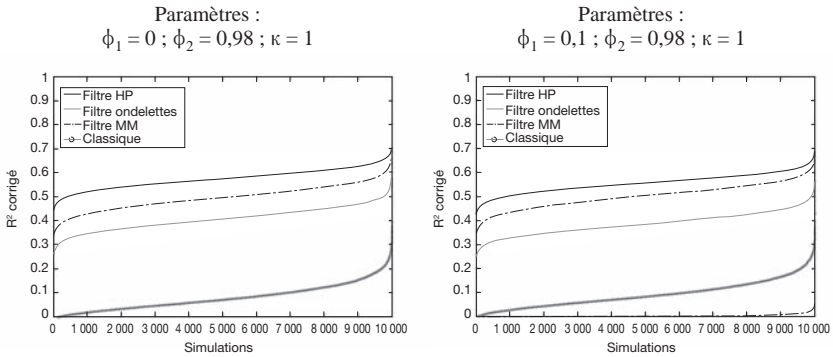
Graphique 2. *Pouvoir prédictif mesuré en l'absence de contenu informationnel du prédicteur*



Ces graphiques représentent en ordonnée et le pouvoir prédictif, mesuré par le coefficient de détermination corrigé (classé en ordre croissant) de la régression prédictive avec comme prédicteur,  $x_t$  (prétraité ou non), avec comme variable dépendante,  $y_t$ . Nous avons considéré 10 000 tirages des séries  $x_t$  et  $y_t$  (avec  $T = 200$ ). Leurs processus sont définis par le système (2).

Source : simulations ; calculs des auteurs.

Graphique 3. *Pouvoir prédictif mesuré avec contenu informationnel du prédicteur*



Ces graphiques représentent en ordonnée et le pouvoir prédictif, mesuré par le coefficient de détermination corrigé (classé en ordre croissant) de la régression prédictive avec comme prédicteur,  $x_t$  (prétraité ou non), avec comme variable dépendante,  $y_t$ . Nous avons considéré 10 000 tirages des séries  $x_t$  et  $y_t$  (avec  $T = 200$ ). Leurs processus sont définis par le système (2).

Source : simulations ; calculs des auteurs.

1. En revanche, lorsque la variable dépendante est fortement persistante ( $\phi_1 = 0,98$ ), le prétraitement ne permet plus de capturer le pouvoir prédictif contenu dans  $x_t$ . Les résultats de ces simulations sont disponibles auprès des auteurs.

Nous examinons, dans la section suivante, les propriétés (précision et stabilité) hors échantillon de notre méthodologie de prévision sur des données financières. En effet, les exercices de prévision en échantillon sont sujets au biais de connaissance *a priori* de l'échantillon total.

## PRÉVISIONS BOURSIÈRES SANS PERSISTANCE HORS ÉCHANTILLON

Notre étude empirique porte sur des données américaines trimestrielles qui couvrent la période T4:1934-T2:2010. Le logarithme des cours,  $p_t$ , et des dividendes,  $d_t$ , du *Standard & Poor's (S&P)* sont tirés de Campbell et Shiller [1988] et ils sont actualisés à partir du site Internet du S&P (*S&P 500 Earnings and Estimate Report*). Les autres données macroéconomiques et financières sont tirées de la base de données *FRED II* de la Réserve fédérale de Saint Louis. Nous avons retenu trois prédicteurs, parmi les plus mobilisés dans les études empiriques, des rentabilités excédentaires des actions (*i.e.* les primes de risque relativement au taux des bons du Trésor américain à trois mois) : le rendement en dividende,  $dy_t$ , le taux d'intérêt des bons du Trésor à trois mois,  $tb_t$ , et le *spread* de défaut,  $DEF_t$ , défini comme la différence entre les taux rémunérant les obligations BAA et ceux qui correspondent à une notation AAA.

Nous opérons deux types de comparaison pour évaluer le pouvoir prédictif hors échantillon de notre stratégie de prévision : des comparaisons imbriquées et d'autres non imbriquées (*nested comparisons* et *non-nested comparisons*). Pour les comparaisons imbriquées, nous comparons un modèle contraint (avec un terme autorégressif et une constante) avec un modèle non contraint qui inclut, en plus des mêmes variables que le modèle contraint, une variable supplémentaire potentiellement prédictive. Pour les comparaisons non imbriquées, nous comparons la performance de deux modèles concurrents, c'est-à-dire liés à deux variables prédictives différentes.

Nous utilisons quatre statistiques pour mener ces comparaisons : le ratio des erreurs de prévision quadratiques moyennes (MSE), le test d'encadrement (*encompassing test*) ENC-NEW de Clark et McCracken [2001], le test d'équivalence des pouvoirs prédictifs MSE-F de McCracken [2004], et le test d'encadrement de Diebold-Mariano modifié (MDM) proposé par Harvey *et al.* [1998]. Nous appliquons les tests ENC-NEW et MSE-F pour les comparaisons imbriquées et le test MDM pour les comparaisons non imbriquées. Le ratio des MSE est présenté pour les deux types de comparaison<sup>1</sup>.

1. De manière générale, ce ratio permet de vérifier si le modèle au numérateur du ratio présente des erreurs de prévisions plus faibles (ratio inférieur à un) que le modèle au dénominateur. Les différents tests permettent de vérifier que ces différences sont significatives.



Tableau 1. *Prévisions de rentabilités excédentaires trimestrielles : comparaisons imbriquées*

#	Modèles non contraints	MSE <sub>nc</sub> /MSE <sub>c</sub>	Test ENC-NEW	Test MSE-F
Régression n° 1 : Rendement en dividende ( $dy_t$ )				
1	Sans prétraitement	0,9948	1,6790	0,5074
2	Hodrick-Prescott	1,0086	5,5211	-0,8360
3	Moyenne mobile	0,9653	3,0512**	3,5198*
4	Ondelettes	0,9327	6,9503**	7,0745**
Régression n° 2 : Bons du Trésor ( $tb_t$ )				
5	Sans prétraitement	0,9892	2,7735	1,0689
6	Hodrick-Prescott	0,9667	3,5402*	3,3732*
7	Moyenne mobile	0,9656	3,3630*	3,4907*
8	Ondelettes	0,9646	3,0982*	3,5925*
Régression n° 3 : <i>Spread</i> de défaut (DEF)				
9	Sans prétraitement	0,9685	2,9790	3,1831*
10	Hodrick-Prescott	1,0127	2,9544	-1,2315
11	Moyenne mobile	0,9672	3,1108*	3,3198*
12	Ondelettes	0,9661	3,2405*	3,4431*

Le modèle contraint inclut un terme autorégressif et une constante. La colonne « MSE<sub>nc</sub>/MSE<sub>c</sub> » représente l'erreur de prévision quadratique moyenne du modèle non contraint relativement à celle du modèle contraint. Le signe \* (respectivement \*\*) indique un niveau de significativité de 5 % (de 1 %).

Source : S&P 500 Earnings and Estimate Report et IPC – données trimestrielles sur la période T4:1934-T2:2010 ; calculs des auteurs.

Nous considérons d'abord les deux premiers tiers des observations pour l'estimation initiale en échantillon (de T4:1934 à T1:1984), et, ensuite, nous formons les prévisions hors échantillon de manière récursive pour le reste de l'échantillon total<sup>1</sup>.

Le tableau 1 présente les résultats des tests imbriqués des prévisions de rentabilités excédentaires hors échantillon à l'horizon d'un trimestre. Ces résultats montrent que les modèles non contraints (qui incluent le prédicteur brut ou le prédicteur prétraité) présentent des erreurs de prévision quadratiques moyennes plus faibles que les modèles contraints, à l'exception du prétraitement par le filtre Hodrick-Prescott. Par ailleurs, les deux tests ENC-NEW ET MSE-F rejettent l'hypothèse nulle que le prétraitement par ondelettes et par moyenne mobile conduisent à un pouvoir prédictif non significatif au seuil de 5 %. Enfin, les erreurs moyennes de prévision des modèles avec le prétraitement par ondelettes apparaissent toujours inférieures à celles correspondant aux autres méthodes de filtrage.

Examinons maintenant si ces différences de pouvoir prédictif entre les méthodes elles-mêmes sont significatives. Le tableau 2 présente les résultats du test non imbriqué de prévision MDM. Les prévisions à l'aide du prétraitement par ondelettes apparaissent toujours de meilleure qualité (ratio des MSE). Mais ces

1. En utilisant les paramètres de lissage pour les trois filtres qui présentaient le pouvoir prédictif (mesuré par le R<sup>2</sup> corrigé) le plus élevé lors de l'estimation initiale.

prévisions n'apparaissent pas significativement différentes au seuil de 5 % de celles obtenues à partir des autres méthodes de filtrage<sup>1</sup>.

Tableau 2. *Prévisions de rentabilités excédentaires trimestrielles : comparaisons non imbriquées*

N°	Modèle 1 <i>versus</i> Modèle 2	MSE <sub>1</sub> /MSE <sub>2</sub>	Test MDM	<i>p</i> -statistique
Régression n° 1 : Rendement en dividende ( $d_{y,t}$ )				
1	Ondelettes <i>vs.</i> Hodrick-Prescott	0,9247	1,3090	0,1936
2	Ondelettes <i>vs.</i> Moyenne mobile	0,9662	0,8495	0,3977
Régression n° 2 : Bons du Trésor ( $tb_t$ )				
3	Ondelettes <i>vs.</i> Hodrick-Prescott	0,9978	0,0850	0,9325
4	Ondelettes <i>vs.</i> Moyenne mobile	0,9990	0,0602	0,9522
Régression n° 3 : <i>Spread</i> de défaut (DEF)				
5	Ondelettes <i>vs.</i> Hodrick-Prescott	0,9539	1,4232	0,1579
6	Ondelettes <i>vs.</i> Moyenne mobile	0,9988	0,1041	0,9173

Toutes les régressions incluent une constante. L'hypothèse nulle est que le Modèle 2 n'apporte pas d'information supplémentaire relativement au Modèle 1. La colonne « MSE1/MSE2 » présente les erreurs de prévisions quadratiques moyennes du Modèle 1 relativement à celles du Modèle 2.

Source : S&P 500 Earnings and Estimate Report et IPC – données trimestrielles sur la période T4:1934-T2:2010 ; calculs des auteurs.

## CONCLUSION

Dans cet article, nous proposons de traiter en amont la persistance des prédicteurs. Nous montrons, en simulations et sur des données financières, qu'éliminer *ex ante* une partie de la persistance des prédicteurs permet d'améliorer sensiblement leur pouvoir prédictif.

Notre stratégie en deux étapes (blanchiment puis prévision) est donc une alternative pratique aux méthodes visant à optimiser l'inférence statistique lorsque le prédicteur est persistant, mais également aux stratégies de prévisions avec rupture telles que les régressions en moyenne sur différentes fenêtres temporelles (*e.g.* Pesaran et Timmermann [2007]).

Il conviendra d'examiner, sur des données macroéconomiques, l'efficacité de notre stratégie de prévisions en deux étapes. D'autres critères (*e.g.* en termes d'« équivalent certain ») et d'autres tests pourront également être implémentés pour assurer la robustesse de nos résultats. Enfin, il pourrait être utile de comparer les résultats de notre approche en deux étapes avec les méthodes directes d'inférence avec prédicteur persistant.

1. Le principe du prétraitement est donc ainsi plus important que la méthode utilisée pour l'appliquer.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ANG A. et BEKAERT G. [2007], « Stock Return Predictability: Is it There? », *Review of Financial Studies*, 20 (3), p. 651-707.
- BOUCHER C. et MAILLET B. [2011], « Une analyse multi-fréquences des cycles financiers », *Revue économique*, 62 (3), p. 441-450.
- CAMPBELL J.Y. et SHILLER R.J. [1988], « Stock Prices, Earnings and Expected Dividends », *Journal of Finance*, 43 (3), p. 661-676.
- CAMPBELL J.Y. et YOGO M. [2006], « Efficient Tests of Stock Return Predictability », *Journal of Financial Economics*, 81 (1), p. 27-60.
- CAVANAGH C.L., ELLIOT G. et STOCK J.H. [1995], « Inference in Models with Nearly Integrated Regressors », *Econometric Theory*, 11 (5), p. 1131-1147.
- CLARK T.E. et MCCRAKEN M.W. [2001], « Tests of Equal Forecast Accuracy and Encompassing for Nested Models », *Journal of Econometrics*, 105 (1), p. 85-110.
- FERSON W.E., SARKISSIAN S. et SIMIN T.T. [2003], « Spurious Regressions in Financial Economics? », *Journal of Finance*, 58 (4), p. 1393-1413.
- HARVEY D., LEYBOURNE S. et NEWBOLD P. [1997], « Testing the Equality of Prediction Mean Squared Errors », *International Journal of Forecasting*, 13 (2), 281-291.
- HODRICK R.J. et PRESCOTT E.P. [1997], « Post-war Business Cycles An Empirical Investigation », *Journal of Money, Credit and Banking*, 29 (1), p. 1-16.
- JANSSON M. et MOREIRA M.J. [2006], « Optimal Inference in Regression Models with Nearly Integrated Regressors », *Econometrica*, 74 (3), p. 681-715.
- LETTAU M. et VAN NIEUWERBURGH S. [2008], « Reconciling the Return Predictability Evidence », *Review of Financial Studies*, 21 (4), p. 1607-1652.
- MCCRAKEN M.W. [2007], « Asymptotics for Out-of-sample Tests of Granger Causality », *Journal of Econometrics*, 140 (2), p. 719-752.
- NELSON C.R. et KIM M.J. [1993], « Predictable Stock Returns: the Role of Small Sample Bias », *Journal of Finance*, 48 (2), p. 641-661.
- PESARAN M.H. et TIMMERMANN A. [2007], « Selection of Estimation Window in the Presence of Breaks », *Journal of Econometrics*, 137 (1), p. 134-161.
- STAMBAUGH R.F. [1999], « Predictive Regressions », *Journal of Financial Economics*, 54 (3), p. 375-421.
- TOROUS W., VALKANOV R. et YAN S. [2004], « On Predicting Stock Returns with Nearly Integrated Explanatory Variables », *Journal of Business*, 77 (4), p. 937-966.
- WANG Y. [1995], « Jump and Sharp Cusp Detection by Wavelets », *Biometrika*, 82 (2), p. 385-397.