

# UNE ANALYSE TEMPS-FRÉQUENCES DES CYCLES FINANCIERS

**Christophe Boucher et Bertrand Maillet**

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

**2011/3 - Vol. 62  
pages 441 à 450**

**ISSN 0035-2764**

Article disponible en ligne à l'adresse:

-----  
<http://www.cairn.info/revue-economique-2011-3-page-441.htm>  
-----

Pour citer cet article :

-----  
Boucher Christophe et Maillet Bertrand, « Une analyse temps-fréquences des cycles financiers »,  
*Revue économique*, 2011/3 Vol. 62, p. 441-450. DOI : 10.3917/reco.623.0441  
-----

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.

# Une analyse temps-fréquences des cycles financiers

---

Christophe Boucher\*  
Bertrand Maillet\*\*

*Cet article s'intéresse aux fluctuations des cours boursiers aux États-Unis à différentes échelles temporelles. Nous examinons dans quelle mesure les variations à différentes fréquences du ratio cours-bénéfice s'expliquent par des révisions des bénéfices et/ou des rendements espérés. Nous montrons que les mouvements conjoncturels du ratio cours-bénéfice permettent de prévoir les rendements réels des actions. L'information contenue dans ces fluctuations apparaît même supérieure aux autres variables prédictives identifiées dans la littérature. Ces fluctuations conjoncturelles du ratio cours-bénéfice sont extraites à l'aide d'une analyse par ondelettes qui permet de décomposer une série temporelle à différents niveaux de résolution.*

## A TIME SCALE ANALYSIS OF FINANCIAL CYCLES

*This paper studies the role of fluctuations in the aggregate price-earning ratio at different time-scales, for predicting stock returns and exploring the channels through which returns are forecasted. Using us quarterly data, we find that cycles in the price-earning ratio are strong and better predictors of future returns than the aggregate price-earning ratio and several other popular forecasting variables. The proposed method, based on a wavelet multi-scaling analysis, explicitly accounts for the variations at different time scales in the expected cash-flow growth and expected returns.*

Classification JEL : C22, G12, G17.

---

\* 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

\*\* A.A.Advisors-QCG (ABN AMRO), Variances et Université Paris-1 (CES/CNRS et IEF). *Courriel* : bmaillet@univ-paris1.fr.

Nous remercions Vidal Fuentes pour son aide dans la réalisation de cet article et Marie Lambert, Julien Idier, Jean-Stéphane Mésonnier, Sessi Tokpavi, Christophe Hurlin, Olivier Darné et Fabien Tripiier pour leurs commentaires ainsi que les participants des conférences SNDE (Novarra, novembre 2009), T2M (Le Mans, mars 2010), AFFI (Brest, mai 2010), MMF (Chypre, septembre 2010) et de l'AFSE (Nanterre, septembre 2010). Le premier auteur remercie la Fondation Banque de France et le second auteur remercie l'Institut Europlace de Finance pour leurs soutiens financiers.

## INTRODUCTION

Une littérature aujourd'hui abondante a montré que le rendement espéré des actions variait au cours du déroulement du cycle d'affaires mais aussi avec les transformations structurelles de l'économie remettant ainsi en cause l'hypothèse d'une marche aléatoire pour les cours boursiers (par exemple, Lettau et Ludvigson [2001] ; Lettau, Ludvigson et Wachter [2008]).

Selon le modèle d'évaluation des actions le plus général (Cochrane [2005]), le prix réel d'une action fluctue avec les révisions des dividendes réels futurs anticipés et/ou les révisions des taux d'actualisation – composés du taux d'intérêt réel et d'une prime de risque – futurs anticipés.

La plupart des études empiriques ont toutefois attribué un rôle mineur aux fluctuations des dividendes dans l'explication des mouvements des cours boursiers (Campbell [2003]). Les ratios de valorisation (cours normés par les dividendes ou les bénéfices) possèdent, au contraire, un pouvoir prédictif sur les rendements à des horizons de plusieurs années (Campbell [2003]). Par ailleurs, plusieurs travaux empiriques montrent que d'autres variables, liées au déroulement du cycle d'affaires, possèdent un pouvoir prédictif sur les rendements à des horizons de quelques trimestres (Lettau et Ludvigson [2001]). Enfin les tests de prévisions en échantillon et hors échantillon offrent des résultats discordants (Goyal et Welch [2008]) et les paramètres des régressions prédictives apparaissent instables (Lettau et Van Nieuwerburgh [2008]).

Ces faits stylisés apparaissent difficilement réconciliables. Si les fluctuations des ratios de valorisation ne contiennent pas d'information sur les variations futures des rendements espérés et des dividendes à des horizons de quelques trimestres, pourquoi certaines variables qui évoluent avec le cycle d'affaires permettent de prévoir la prime de risque ? Par ailleurs, l'absence de prévisibilité des rendements à des horizons courts (moins d'un an) signifie-t-elle que la prime de risque fluctue sans relation avec les fondamentaux à court terme ?

Dans cet article, nous tentons de réconcilier ces faits stylisés *a priori* contradictoires. Nous montrons qu'une décomposition temps-fréquence des cours boursiers normalisés par les fondamentaux (le ratio cours-bénéfice) permet d'identifier les différentes sources de fluctuations des prix d'actifs. Cette décomposition qui repose sur l'analyse multi-résolution par ondelettes présente l'intérêt d'isoler les différents facteurs qui gouvernent l'évolution des cours par fréquence temporelle (les facteurs de court/moyen/long termes).

Le reste de l'article est composé comme suit. La première section présente notre cadre d'analyse, *i.e.* le modèle d'évaluation des actifs et la méthode de décomposition par ondelettes. Nous décrivons ensuite les données et discutons les résultats de notre décomposition. La troisième section présente les résultats des régressions prédictives en échantillon et hors échantillon.

## UNE DÉCOMPOSITION TEMPS-FRÉQUENCES DU MODÈLE DE LA VALEUR ACTUELLE

L'analyse multirésolution par ondelettes est un outil de traitement du signal qui permet de décomposer un signal à plusieurs fréquences (ou échelles ou résolutions). Plus généralement, la transformée en ondelettes est une opération

mathématique visant à décomposer un signal en fréquences en conservant une localisation spatiale. Le signal de départ est projeté sur un ensemble de fonctions de base (ondelettes) qui varient en fréquence et en espace<sup>1</sup>. Appliquée au modèle de la valeur actuelle, cette décomposition nous permet d'identifier la variété des facteurs qui gouvernent les fluctuations des prix d'actifs par fréquence temporelle.

## Le modèle de la valeur actuelle fondé sur les bénéfices

Sharpe [2002] reformule le modèle log-linéarisé de la valeur présente de Campbell et Shiller [1988] en décomposant le logarithme des dividendes par action en la somme du logarithme des bénéfices par action,  $e_t$ , et du logarithme du taux de distribution des dividendes,  $\theta_t$  :

$$p_t - e_t \approx \frac{k}{1 - \rho} + E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta e_{t+1+j} + \sum_{j=0}^{\infty} (1 - \rho) \rho^j \theta_{t+1+j} - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+1+j} \right], \quad (1)$$

où  $p_t$  est le logarithme des cours boursiers et  $\Delta e_t$  représente le taux de croissance des bénéfices au cours de la période  $t$ .  $\rho$  et  $k$  sont des paramètres de linéarisation. Cette formulation a l'avantage de permettre d'estimer le modèle à partir des bénéfices, qui sont plus étroitement liés aux fondamentaux économiques que les dividendes affectés par les changements de politique financière des entreprises (Campbell [2000]).

Nous souhaitons réaliser une décomposition fréquentielle additive du ratio cours-bénéfice de façon à pouvoir relier ensuite dans un cadre linéaire les différents cycles (composantes) de ce ratio avec les révisions de bénéfices futurs et des rendements anticipés (les membres de droite de l'équation (1)) :

$$p_t - e_t \approx pe_t^{AJ} + \sum_{j=1}^J pe_t^{Dj}, \quad (2)$$

où  $pe_t^{AJ}$  représente l'« approximation » ou la tendance de la série et  $pe_t^{Dj}$  représente les détails qui capturent les fluctuations locales à différents niveaux de résolution  $j$  du ratio cours-bénéfice (les cycles financiers), avec  $j \in [1, \dots, J]$  où  $J$  est le nombre maximal de décompositions considéré.

## La décomposition par ondelettes

La transformée de Fourier permet de déconstruire un signal en une série de sinus ou de cosinus dont les coefficients décrivent la période et l'amplitude. De

1. Son domaine d'utilisation s'étend des mathématiques, avec l'étude d'objets fractals ou la résolution d'équations aux dérivées partielles, jusqu'au traitement du signal, en passant par la mécanique quantique ou la compression d'information. En économie et en finance, l'analyse par ondelettes est mobilisée depuis quelques années, en particulier pour étudier le cycle d'affaires (Yogo [2008]) ou le couple rendement/risque sur les marchés financiers (Fernandez [2005]) par exemple.

manière similaire, la théorie des ondelettes permet de décomposer un signal,  $x(t)$ , comme suit :

$$x(t) \approx \sum_{k=1}^K s_{j,k} \phi_{j,k}(t) + \sum_{k=1}^K d_{j,k} \psi_{j,k}(t) + \sum_{k=1}^K d_{j-1,k} \psi_{j-1,k}(t) + \dots + \sum_{k=1}^K d_{1,k} \psi_{1,k}(t), \quad (3)$$

où  $s_{j,k} = 2^{-j/2} \int x(t) \phi_{j,k}(2^j t - k) dt$  et  $d_{j,k} = 2^{-j/2} \int x(t) \psi_{j,k}(2^j t - k) dt$  sont les coefficients de la décomposition ;  $\phi_{j,k}(t) = 2^{-j/2} \phi(2^j t - k)$  et  $\psi_{j,k}(t) = 2^{-j/2} \psi(2^j t - k)$  sont les transformations de deux fonctions appelées respectivement fonction d'échelle,  $\phi(\cdot)$ , et ondelette mère,  $\psi(\cdot)$ .

Les ondelettes sont ainsi des dilatations (étirées/comprimées) et des translations de cette ondelette initiale que l'on nomme ondelette mère. Les paramètres  $j$  et  $k$  représentent respectivement les paramètres de dilatation (ou paramètre d'échelle, inversement proportionnel à la fréquence) et de translation, avec  $j \in [1, \dots, J]$  et  $k \in [1, \dots, k]$  où  $j$  et  $k$  sont respectivement le niveau maximal souhaité de décomposition et le nombre de coefficients considérés. Les fonctions  $\phi(\cdot)$  et  $\psi(\cdot)$  sont de moyenne nulle et centrées au voisinage de 0.

À la différence de l'onde sinusoïdale sur laquelle s'appuie la transformée de Fourier, une ondelette est de durée finie et permet ainsi une localisation en fréquence et une localisation temporelle (ou spatiale). Les irrégularités spatiales (multi-modes, discontinuités, mélanges) peuvent ainsi être retranscrites efficacement sur une base d'ondelettes.

Nous appliquons cette décomposition en ondelettes au ratio cours-bénéfice afin de capturer les différents processus (stationnaires, mémoire-longue, ruptures, sauts, etc.) et facteurs qui gouvernent les fluctuations des prix des actions aux États-Unis.

## DONNÉES ET ANALYSES PRÉLIMINAIRES

Cette section présente les données utilisées et le résultat de la décomposition du ratio cours-bénéfice. Nous discutons également des relations entre les différents cycles extraits de ce ratio et plusieurs variables macrofinancières connues dans la littérature pour leur pouvoir prédictif sur les rendements boursiers.

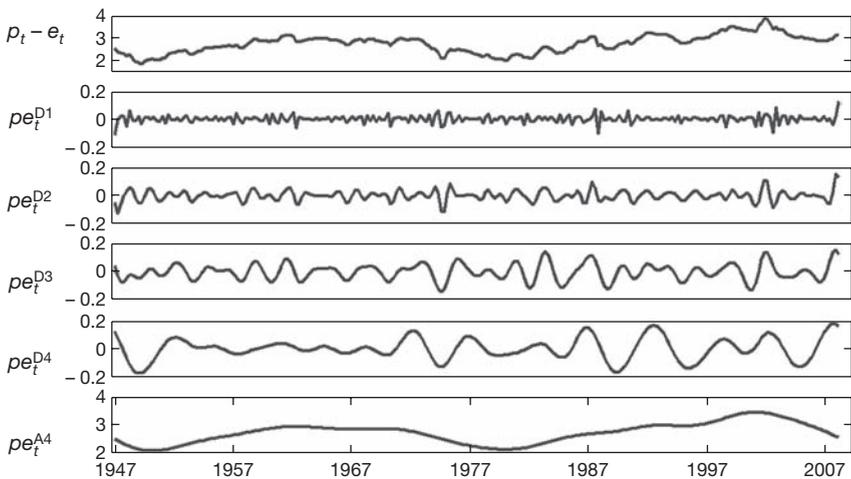
Notre étude porte sur des données américaines trimestrielles qui couvrent la période 1947T1-2008T2. Le logarithme des cours,  $p_t$ , des dividendes,  $d_t$ , et des bénéfices,  $e_t$ , du *Standard & Poor's (S&P)* sont tirés de Campbell et Shiller [1988] et actualisés à partir du site Internet du S&P (*S&P 500 Earnings and Estimate Report*). Ces séries sont déflatées à partir de l'IPC (*all urban consumers*) fournies par le BLS. Les autres données macroéconomiques et financières sont tirées de la base de données *FRED II* de la Réserve fédérale de Saint Louis<sup>1</sup> : le taux d'intérêt sans risque relatif (le taux à trois mois moins sa moyenne mobile

1. À l'exception du niveau de la consommation rapporté aux revenus et à la richesse,  $c_{at}$ , tiré de Lettau et Ludvigson [2001] et actualisé par les auteurs.

sur quatre trimestres),  $RREL_t$ , la pente de la courbe des taux,  $TRM_t$ , le *spread* de défaut,  $DEF_t$ , le niveau de la consommation rapporté aux revenus et à la richesse,  $c\hat{a}y_t$ , et l'inflation,  $\Delta cpi_t$ . Le logarithme du taux de distribution des dividendes (ratio dividende/bénéfice) est noté  $\theta_t$ .

La décomposition en ondelettes du ratio cours-bénéfice est présentée sur la figure 1. Nous avons utilisé l'ondelette de Morlet<sup>1</sup> et quatre niveaux de décomposition<sup>2</sup>. Notons que la somme des cinq composantes (quatre détails et la tendance) est égale au logarithme du ratio cours-bénéfice (le graphique supérieur). Ces graphiques montrent que le degré de persistance des cycles du ratio cours-bénéfice augmente avec le niveau de décomposition. Cette décomposition par ondelettes permet ainsi de « désagréger » le ratio de valorisation par degré de persistance<sup>3</sup>. Nous utilisons dans la suite de cette étude ces différents cycles afin de prévoir les rendements futurs.

Figure 1. Une décomposition multi-fréquences du ratio cours-bénéfice



Avant d'examiner le pouvoir prédictif de ces cycles sur les rendements futurs, nous avons estimé un modèle *VAR* comprenant ces cycles et la plupart des variables prédictives macrofinancières identifiées dans la littérature. Les résultats de l'estimation apparaissent dans le tableau 1. Ces résultats suggèrent une

1. L'ondelette de Morlet est une des ondelettes les plus populaires avec des propriétés bien connues. Cette ondelette possède une décroissance exponentielle en temps et en distance qui lui assure une localisation optimale en temps et en fréquence. C'est une ondelette régulière, symétrique et complexe (l'information de phase est conservée). Nos résultats restent qualitativement les mêmes pour d'autres ondelettes générales (résultats disponibles auprès des auteurs).

2. Notons que le niveau de décomposition n'impacte que la tendance de long terme qui est alors redécomposée pour des niveaux supérieurs  $j$ . Les premiers cycles identifiés (à court et moyen terme) sont insensibles au niveau de décomposition maximal retenu (pour  $j \geq 2$ ).

3. Un test de racine unitaire (*ADF*) indique que nous ne pouvons rejeter l'hypothèse d'une racine unitaire au seuil de 5 % pour le ratio cours-bénéfice original et sa tendance tirée de la décomposition.

double causalité entre les cycles du ratio cours-bénéfice et ces variables macro-financières. Les cycles du ratio de valorisation semblent donc liés au déroulement du cycle d'affaires aux États-Unis. Ces relations de causalité s'observent pour la plupart des variables macrofinancières et les cycles de moyen-long terme. En revanche, le cycle trimestriel,  $pe_t^{D1}$ , apparaît causé uniquement par le *spread* de défaut,  $DEF_t$ . Ces résultats suggèrent donc que la plupart des variables macrofinancières utilisées dans la littérature capturent les fluctuations à des horizons de moyen terme (de quelques trimestres à quelques années). Au contraire, le premier cycle de notre décomposition,  $pe_t^{D1}$ , contient une information plus originale qui reflète des révisions à plus court terme (un ou deux trimestres) des bénéfices et/ou des rendements espérés.

Tableau 1. Estimation d'un modèle VAR

	Équation										
	$pe_t^{D1}$	$pe_t^{D2}$	$pe_t^{D3}$	$pe_t^{D4}$	$pe_t^{A4}$	$\theta_t$	$c\hat{a}y_t$	RREL <sub>t</sub>	TRM <sub>t</sub>	DEF <sub>t</sub>	$\Delta cpi_t$
$pe_t^{D1}$	<b>-0,70</b>	<b>-0,19</b>	-0,02	-0,02	0,01	<b>-0,32</b>	<b>0,04</b>	<b>-1,48</b>	-1,72	<b>3,32</b>	0,01
$pe_t^{D2}$	<b>0,41</b>	<b>0,49</b>	-0,11	0,02	-0,01	-0,07	-0,01	0,17	0,26	1,75	0,01
$pe_t^{D3}$	<b>-0,07</b>	0,19	<b>0,92</b>	-0,01	0,00	-0,02	0,00	-0,43	-1,14	<b>2,50</b>	0,01
$pe_t^{D4}$	0,03	-0,03	0,03	<b>0,99</b>	<b>-0,04</b>	<b>0,10</b>	0,00	0,17	<b>2,29</b>	<b>-2,42</b>	0,00
$pe_t^{A4}$	0,00	0,00	0,00	0,00	<b>0,99</b>	-0,01	0,00	0,02	<b>0,43</b>	<b>-0,41</b>	0,00
$\theta_{t-1}$	-0,01	-0,02	<b>-0,02</b>	<b>-0,02</b>	<b>0,02</b>	<b>0,94</b>	0,00	0,05	<b>0,48</b>	-0,34	0,00
$c\hat{a}y_{t-1}$	0,11	0,20	0,25	<b>0,25</b>	<b>0,64</b>	<b>0,76</b>	<b>0,87</b>	-0,33	<b>10,84</b>	<b>-8,32</b>	-0,02
RREL <sub>t-1</sub>	0,00	0,00	<b>0,01</b>	<b>0,01</b>	<b>0,01</b>	0,01	0,00	<b>0,86</b>	<b>0,63</b>	<b>-0,50</b>	<b>0,00</b>
TRM <sub>t-1</sub>	0,00	<b>0,00</b>	<b>-0,01</b>	<b>-0,01</b>	<b>-0,01</b>	<b>-0,03</b>	0,00	0,00	<b>0,69</b>	<b>0,17</b>	<b>0,00</b>
DEF <sub>t-1</sub>	<b>-0,01</b>	<b>-0,01</b>	<b>-0,02</b>	<b>-0,01</b>	0,00	<b>-0,04</b>	0,00	0,00	<b>0,15</b>	<b>0,43</b>	0,00
$\Delta cpi_{t-1}$	0,02	-0,15	<b>-0,74</b>	<b>-0,51</b>	<b>-1,10</b>	-0,19	0,10	<b>9,34</b>	5,45	-7,28	<b>0,48</b>
$\bar{R}^2$	0,40	0,41	0,80	0,94	0,99	0,95	0,79	0,86	0,68	0,32	0,53

Le tableau montre les résultats de l'estimation d'un modèle VAR estimé sur la période 1952T1-2008T2. Le nombre de retards est sélectionné à partir des critères AIC et BIC. Les coefficients significatifs au seuil de 5 % sont représentés en caractères gras.

## LE POUVOIR PRÉDICTIF DES CYCLES FINANCIERS

Nous nous proposons maintenant d'évaluer directement le pouvoir prédictif des cycles du ratio cours-bénéfice sur les rendements futurs. Nous ne présentons, dans cet article, que les résultats sur les rendements futurs, car le pouvoir prédictif des cycles du ratio cours-bénéfice sur les bénéfices et les dividendes apparaissait extrêmement faible, voire nul<sup>1</sup>. Cette évaluation est réalisée à partir de régressions prédictives en échantillon et de comparaisons hors échantillon.

1. Ces résultats sont bien entendus disponibles auprès des auteurs.

## Les régressions prédictives

Le tableau 2 montre les résultats de régressions prédictives univariées (régressions 1 à 11) et multivariées (régressions 12 et 13) sur les rendements réels des actions à l'horizon d'un trimestre. Notons que toutes les régressions contiennent une constante et un terme autorégressif d'ordre un.

Tableau 2. Résultats des régressions prédictives des rendements réels

#	$p_t - e_t$ (t-stat)	$pe_t^{D1}$ (t-stat)	$pe_t^{D2}$ (t-stat)	$pe_t^{D3}$ (t-stat)	$pe_t^{D4}$ (t-stat)	$pe_t^{A4}$ (t-stat)	$\theta_t$ (t-stat)	RREL <sub>t</sub> (t-stat)	TRM <sub>t</sub> (t-stat)	DEF <sub>t</sub> (t-stat)	$c\hat{a}y_t$ (t-stat)	$\bar{R}^2$
1	<b>-0,02</b> (-2,01)											0,02
2		<b>-2,50</b> (-6,27)										0,61
3			<b>-0,56</b> (-3,79)									0,08
4				-0,10 (-1,18)								0,01
5					-0,05 (-0,95)							0,01
6						-0,01 (-0,66)						0,01
7							0,02 (0,98)					0,01
8								<b>-5,92</b> (-2,78)				0,03
9									0,01 (1,86)			0,02
10										0,01 (0,76)		0,01
11*											<b>1,15</b> (3,65)	0,06
12*	-0,03 (-1,71)						0,01 (0,63)	-4,58 (-1,76)	0,00 (0,63)	-0,01 (-0,38)	<b>1,08</b> (3,36)	0,07
13*		<b>-1,87</b> (-3,03)	<b>-0,23</b> (-2,35)	-0,02 (-0,32)	-0,07 (-1,34)	0,00 (0,03)	0,01 (0,43)	-3,80 (-1,66)	0,00 (0,29)	0,01 (1,09)	0,59 (1,91)	0,53

La période d'estimation s'étend de 1947T1 à 2008T2, à l'exception des régressions 11, 12 et 13 (indiquées par \*) pour lesquelles la période d'estimation débute en 1952T1 en raison de la disponibilité des données. Les coefficients significatifs au seuil de 5 % sont représentés en caractères gras.

Les variables prédictives considérées pour chaque régression apparaissent à la première ligne du tableau<sup>1</sup>. Le pouvoir prédictif du ratio cours-bénéfice agrégé apparaît très faible. Ce ratio ne prévoit que 2 % des variations du rendement

1. Nous n'avons pas présenté les résultats des régressions prédictives avec l'inflation car à un horizon trimestriel son pouvoir prédictif sur les rendements futurs apparaissait nul.

boursier réel du trimestre suivant (première régression). Au contraire, son cycle de court terme,  $pe_t^{D1}$ , explique 61 % des variations du rendement réel (seconde régression). Les régressions suivantes (3 à 6) montrent que le pouvoir prédictif des cycles financiers décroît avec le niveau de décomposition  $j$ . Par exemple, les cycles du ratio cours-bénéfice à un niveau de résolution 3,  $pe_t^{D3}$ , qui correspondent approximativement à une fréquence annuelle, ont un pouvoir prédictif très marginal ( $R^2$  corrigé de 1 %). Les régressions 7 à 11 considèrent le pouvoir prédictif des variables macrofinancières prédictives utilisées traditionnellement dans la littérature. Prises isolément, ces variables présentent un pouvoir prédictif relativement faible à l'horizon d'un trimestre (les  $R^2$  corrigés sont inférieurs à 7 %).

Les régressions multivariées 12 et 13 permettent de comparer deux modèles : l'un qui intègre le ratio cours-bénéfice (régression 12) et l'autre prenant en considération ses différentes composantes (régression 13). L'ajustement global du modèle avec décomposition est très largement supérieur ( $R^2$  corrigé de 53 % contre 7 %)<sup>1</sup>. Surtout, les deux cycles de court terme ( $pe_t^{D1}$  et  $pe_t^{D2}$ ) sont les deux seules variables prédictives significatives dans la seconde régression. Ce dernier résultat suggère que les deux cycles de court terme intègrent l'information sur les rendements futurs (à un trimestre) contenue dans les autres variables prédictives ainsi qu'une information supplémentaire non identifiée jusqu'ici par la littérature.

## Les comparaisons hors échantillon

Plusieurs études récentes (par exemple, Goyal et Welch [2008]) ont montré que le pouvoir prédictif en échantillon de nombreuses variables était considérablement affaibli, voire disparaissait lors des tests hors échantillon, c'est-à-dire lorsque l'information utilisée pour prévoir les rendements est uniquement celle disponible *ex ante* au moment de la prévision. Aussi, nos résultats précédents pourraient souffrir d'un biais (*look ahead bias*) lié au fait que la décomposition est réalisée en utilisant l'information connue sur tout l'échantillon.

Afin de rendre nos résultats robustes, nous examinons donc maintenant le pouvoir prédictif hors échantillon des cycles du ratio cours-bénéfice. Nous utilisons trois statistiques pour mener les comparaisons hors échantillon : le ratio de la moyenne du carré des erreurs de prévisions (*MSE*), le test d'encadrement (*encompassing test*) *ENC-NEW* de Clark et McCracken [2001] et le test d'équivalence des pouvoirs prédictifs *MSE-F* de McCracken [2004].

Les résultats des comparaisons imbriquées des prévisions hors échantillon des rendements réels à l'horizon d'un trimestre sont présentés dans le tableau 3. Deux modèles restreints sont considérés : un modèle qui ne comprend qu'une constante et un modèle qui inclut à la fois une constante et un terme autorégressif.

Les *MSE* des modèles non restreints sont toujours inférieures à ceux des deux modèles restreints considérés. Les deux tests *ENC-NEW* et *MSE-F* permettent aussi de rejeter au seuil de 1 % l'hypothèse nulle selon laquelle les cycles du ratio cours-

1. La période d'estimation s'étend de 1952T1 à 2008T2 en raison de la disponibilité des données.

bénéfice ne fournissent aucune information additionnelle utile relativement aux modèles restreints<sup>1</sup>.

Tableau 3. Comparaisons imbriquées des prévisions hors échantillon des rendements réels

Comparaison	Non-contraint vs. contraint	Rapport $MSE_u/MSE_r$	ENC-NEW		MSE-F	
			Statistique	Valeur critique 99 %	Statistique	Valeur critique 99 %
1	$pe_t^{\Sigma D}$ vs. AR	0,93	<b>8,23</b>	4,25	<b>8,95</b>	3,97
2	$pe_{t-1}^{\Sigma D}$ vs. AR	0,94	<b>7,14</b>	4,25	<b>7,15</b>	3,97
3	$pe_t^{\Sigma D}$ vs. const	0,93	<b>8,23</b>	4,25	<b>8,93</b>	3,97
4	$pe_{t-1}^{\Sigma D}$ vs. const	0,94	<b>7,22</b>	4,25	<b>7,22</b>	3,97

Les statistiques significatives au seuil de 1 % sont présentées en caractères gras.

## CONCLUSION

Nous avons montré que les mouvements conjoncturels du ratio cours-bénéfice permettent de prévoir les rendements réels des actions à l'horizon d'un trimestre. L'information contenue dans ces fluctuations apparaît même supérieure aux autres variables prédictives identifiées dans la littérature. Ces cycles de court terme du ratio cours-bénéfice sont extraits à l'aide d'une analyse par ondelettes qui permet de décomposer une série temporelle à différents niveaux de résolution.

Ces résultats suggèrent qu'à court terme (à l'horizon d'un trimestre), les fluctuations des cours boursiers aux États-Unis s'expliquent essentiellement par des révisions des rendements espérés – en relation avec le déroulement du cycle d'affaires – plutôt que des révisions des dividendes ou des bénéfices futurs. Ces conclusions permettent ainsi de relativiser l'hypothèse d'une « volatilité excessive » des cours boursiers à des horizons trimestriels (voir par exemple la littérature initiée par Shiller [1981] depuis trente ans).

Plusieurs pistes de recherches sont désormais ouvertes. Il est nécessaire d'abord d'examiner le pouvoir prédictif des cycles de moyen et long termes sur les rendements et les dividendes futurs à des horizons longs. Ensuite, il s'agit d'évaluer économiquement, en termes d'équivalent certain pour un agent représentatif par exemple, le pouvoir prédictif des cycles financiers. Surtout, il convient désormais de comprendre quels risques macroéconomiques, de liquidité ou monétaires, sont à l'origine de ces fluctuations des prix d'actifs.

1. Les résultats de tests de comparaisons non imbriquées confirment également que le pouvoir prédictif hors échantillon des cycles financiers est supérieur à celui de la plupart des variables macrofinancières considérées dans la littérature (résultats encore une fois disponibles auprès des auteurs).

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- CAMPBELL J.Y. [2000], « Asset Pricing at the Millennium », *Journal of Finance*, 55 (4), p. 1515-1567.
- CAMPBELL J.Y. [2003], « Consumption-based Asset Pricing », dans CONSTANTINIDES G., HARRIS M. et STULZ R. (eds), *Handbook of the Economics of Finance*, Amsterdam, p. 803-887.
- CAMPBELL J.Y. et SHILLER R.J. [1988], « Stock Prices, Earnings and Expected Dividends », *Journal of Finance*, 43 (3), p. 661-676.
- CLARK T.E. et MCCRACKEN M.W. [2001], « Tests of Equal Forecast Accuracy and Encompassing for Nested Models », *Journal of Econometrics*, 105 (1), p. 85-110.
- COCHRANE J. [2005], *Asset Pricing*, Princeton University Press, 568 pages.
- FERNANDEZ V. [2005], « The International CAPM and a Wavelet-based Decomposition of Value-at-risk », *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 9 (4), article 4.
- GOYAL A. et WELCH I. [2008], « A Comprehensive Look at the Empirical Performance of Equity Premium Prediction », *Review of Financial Studies*, 21 (4), p. 1455-1508.
- LETTAU M. et LUVIGSON S. [2001], « Consumption, Aggregate Wealth, and Expected Stock Returns », *Journal of Finance*, 56 (3), p. 815-849.
- LETTAU M., LUDVIGSON S. et WACHTER J. [2008], « The Declining Equity Premium: What Role Does Macroeconomic Risk Play? », *Review of Financial Studies*, 21 (4), p. 1653-1687.
- LETTAU M. et VAN NIEUWERBURGH S. [2008], « Reconciling the Return Predictability Evidence », *Review of Financial Studies*, 21 (4), p. 1607-1652.
- MCCRAKEN M.W. [2004], « Asymptotics for Out-of-sample Tests of Granger Causality », *Journal of Econometrics*, 140 (2), p. 719-752.
- SHARPE S.A. [2002], « Reexamining Stock Valuation and Inflation: The Implications of Analyst's Earnings Forecasts », *Review of Economics and Statistics*, 84 (4), p. 632-648.
- SHILLER R. [1981], « Do Stock Prices Move Too Much to Be Justified by Subsequent Changes in Dividends? », *American Economic Review*, 71, p. 421-436.
- YOGO M. [2008], « Measuring Business Cycles: A Wavelet Analysis of Economic Time Series », *Economics Letters*, 100 (2), p. 208-212.