

Université de Montréal

**Consommation, richesse agrégée et rendements des actifs :
l'approche bootstrap et le Vecteur autorégressif**

Par

Olfa Jerjir

Directrice de recherche : Mme Silvia GONÇALVES

Département de sciences économiques

Faculté des Arts et des sciences

Rapport de recherche présenté dans la cadre de l'atelier en Macroéconomie ECN 6153

Automne 2010

Remerciements

J'exprime ma haute considération à Madame Silvia Gonçalves pour l'intérêt qu'elle a porté à ce travail de recherche, et ses bienveillants conseils et remarques.

Je présente aussi mes meilleurs remerciements pour ma famille pour leur soutien et encouragements durant la réalisation de mon rapport.

Table des matières

1	Introduction	2
2	Revue de littérature	3
3	Modèle de Lettau et Ludvigson (2001)	5
4	Étude empirique	8
4.1	Le bootstrap par paires	8
4.2	Le vecteur autorégressif VAR : principes de base	10
4.3	Méthodologie	11
4.4	Données et statistiques descriptives	12
5	Présentation et interprétation des résultats empiriques	12
5.1	Description statistique des séries	12
5.2	Estimation du modèle VAR(1)	13
5.3	Résultats de la méthode bootstrap par paires appliquée au VAR(1)	16
6	Conclusion	17

1 Introduction

Dans les études concernant les prévisions des rendements des actifs, plusieurs indicateurs financiers étaient utilisés par les chercheurs comme le ratio dividende- prix, le ratio rendement- prix et autres. Mais de nouvelles recherches ont analysé des combinaisons de ces indicateurs financiers avec des variables macroéconomiques tel que la richesse agrégée et la consommation parce que les observations empiriques ont démontré que les rendements espérés des actifs varient avec le cycle économique.

Dans leur article, [Lettau et Ludvigson \(2001\)](#) ont étudié le rôle des fluctuations du ratio consommation-richeesse agrégée dans la prévision des rendements des actions. Ils ont trouvé que ces fluctuations constituent un bon estimateur des rendements futurs à court et à moyen terme. Les auteurs ont utilisé comme composants importants du ratio consommation-richeesse agrégée : la consommation, le portefeuille des actifs et le revenu actuel de travail. Ces trois composants sont co-intégrées ce qui a été vérifié par les auteurs dans leur article en utilisant le test de Dickey-Fuller et l'approche de [Phillips et Ouliaris \(1990\)](#) et ils ont présenté leur ratio consommation- richeesse nommé *cay*.

Dans leur analyse du pouvoir de prévision de la richesse désaisonnalisé pour les rendements des actifs, les auteurs ont conclu la variable *cay* a un pouvoir de prévision statistiquement significatif.

Le but de ce travail est de reproduire la démarche de [Lettau et Ludvigson \(2001\)](#). Dans un premier temps nous allons répliquer quelques résultats des auteurs concernant le pouvoir de prévision de la variable *cay* sur les rendements des actifs et dans la deuxième partie, nous allons utiliser la méthode bootstrap par paires que nous allons appliquer au modèle VAR (vecteur auto régressif) que les auteurs ont estimé dans leur article.

Nous allons comparer les résultats du modèle VAR basée sur des résidus i.i.d à ceux trouvés en utilisant la méthode bootstrap par paires qui est robuste à la présence de l'hétéroscédasticité des résidus même lorsque sa forme est inconnue.

Le plan de notre travail comporte cinq sections : dans la première section, nous allons présenter la motivation de notre étude ainsi qu'une brève revue de littérature. La deuxième section sera consacrée à la présentation du modèle et des résultats de [Lettau et Ludvigson \(2001\)](#). La section trois, sera consacré à la présentation des démarches des tests effectuées dans notre étude empirique et pour finir, nous allons présenter dans la section quatre nos résultats empiriques avant de présenter la conclusion générale de notre travail.

2 Revue de littérature

En économie financière, plusieurs études ont été réalisées pour tester l'existence ou non de la prévisibilité des rendements financiers. Une grande partie de la nouvelle littérature dans ce domaine de recherche s'intéresse à étudier les relations entre les rendements espérés futures et des variables financières et/ou macroéconomiques. En effet, la prévisibilité des actifs financiers est un élément très important dans l'allocation optimale du portefeuille des investisseurs.

Plusieurs économistes ont étudié les relations algébriques qui lient les rendements espérés à des variables macroéconomiques et financières. Campbell et Shiller (1988), par exemple, ont montré l'existence d'une relation entre le logarithme du ratio dividende-prix et les rendements excédentaires espérés. Notons que les études empiriques qui s'intéressent à la prévisibilité de ces variables ont été divergentes quand à l'acceptation de l'existence d'une telle prévisibilité. La plupart des articles qui la confirment sont restreints au long terme (Fama et French, 1988, Hodrick, 1992), par contre les recherches contre cette prévisibilité (Mankiw, Romer et Shapiro, 1989, Nelson et Kim, 1990, Ang et Beekaert, 2003) soutiennent que les tests statistiques sont biaisés à cause de la présence de corrélation sérielle dans les rendements agrégés et aussi d'échantillon fini.

Fama et French (1988) ont étudié les modèles de prévisibilité en se basant sur les

régressions linéaires des rendements nominaux et réels futurs des portefeuilles NYSE (New York Stock Exchange) sur une constante et les ratio dividende-prix annualisés.

Fama et French ont trouvé que les régressions des rendements sur le ratio dividende-prix expliquent moins de 5% de la variation des rendements espérés sur un mois ou un trimestre. Mais ce pourcentage passe à 25% lorsqu'il s'agit d'un horizon plus long : deux à quatre ans. Les auteurs ont conclu alors que la prévisibilité des rendements des actifs financiers existe à long terme.

Plusieurs chercheurs ont mis en question les conclusions de Fama et French (1988) quant à la prévisibilité des actifs financiers à long terme. Hodrick (1992), par exemple, s'est intéressé au problème des biais des tests statistiques à cause d'échantillon fini et de la présence de corrélation sérielle dans les rendements agrégés. L'auteur a utilisé trois méthodes différentes dans son étude empirique sur la mesure de la prévisibilité des rendements des actions à long terme.

Hodrick (1992) a conclu que les changements dans les ratios dividende-prix prévoient des changements persistants significatifs dans les rendements espérés des actifs.

Plus récemment, Ang et Beekaert (2001) concluent dans leur étude empirique en utilisant des données plus récentes (1975 :2 à 1999 :12), que l'hypothèse de la prévisibilité des rendements à long terme est non valide.

Mais il y a un fait important à souligner concernant les études sur la prévisibilité des rendements des actifs financiers qui est la tendance à ignorer le fait empirique que les données financières sont hétéroscédastiques, certains chercheurs imposent une forme particulière pour pallier à ce fait empirique (GRACH par exemple). Nous allons dans notre étude empirique utiliser la méthode bootstrap par paires qui, comme toute méthode bootstrap, a l'avantage de prendre en considération le problème de l'hétéroscédasticité des résidus.

3 Modèle de Lettau et Ludvigson (2001)

Dans leur article, [Lettau et Ludvigson \(2001\)](#) ont conceptualisé le travail de John Campbell (1989) en approximant le log linéarisation de la richesse totale par une combinaison linéaire du log du revenu de travail et du log des actifs tangibles observables.

Sous les hypothèses jointes que cette approximation est adéquate et que la croissance de la consommation et les rendements sur les actifs et la richesse humaine sont stationnaires, cette approche prédit l'existence d'une relation de cointégration entre les log-niveaux de la consommation, des actifs et du revenu de travail.

Le ratio consommation-richesse présentée par [Lettau et Ludvigson \(2001\)](#) est une variable intéressante pour l'économie financière afin de mieux comprendre le lien théorique et empirique entre les variables macroéconomiques et les indicateurs financiers dans les études de prévisibilité des actifs financiers.

[Lettau et Ludvigson \(2001\)](#) ont montré l'existence d'un pouvoir prédictif important du ratio consommation-richesse pour les logs des rendements excédentaires futurs en utilisant des données du marché financier américain.

Ils ont montré que l'utilisation d'un proxy du logarithme du ratio consommation richesse agrégée permet de prévoir les rendements. Les auteurs ont soutenu que la contrainte budgétaire standard implique que le logarithme de la consommation noté c_t , le logarithme du revenu de travail y_t et le logarithme de la richesse financière a_t sont cointégrés.

Les deux auteurs ont réalisé plusieurs recherches sur la variable cay , qu'ils ont défini et dont ils ont évalué le pouvoir de prévision. La variable cay qui est le ratio consommation-richesse, mesure la déviation à court terme de la consommation, de la détention d'actifs et du revenu du travail, de leur tendance commune à long terme. Ce ratio est obtenu par les résidus d'une régression de cointégration du logarithme de la consommation sur le logarithme des deux autres variables. Il a été démontré par [Lettau et Ludvigson \(2001\)](#) que la variable cay est un meilleur prédicateur à court et moyen terme de

rendements futurs que le rendement de l'action, le ratio dividende/bénéfice ainsi que d'autres variables de prévision.

L'équation d'accumulation pour la richesse agrégée d'un agent représentatif de l'économie est présentée par :

$$W_{t+1} = (1 + R_{w,t+1}) (W_t - C_t)$$

Où W_t est la richesse agrégée (capital humain (H_t), plus le portefeuille des actifs (A_t) à la période t , C_t est la consommation des biens non durables et $R_{w,t+1}$ est le rendement net de la richesse agrégée.

La dérivation standard de l'équation utilisée pour estimer l'effet de la richesse sur la consommation se base sur l'hypothèse qui stipule que la consommation tend vers une fraction stationnaire de la richesse totale, ce qui a permis aux auteurs d'écrire une relation de co-intégration entre (les logs de) la consommation C_t et la richesse totale W_t :

$$c_t - w_t = u_t$$

Où u_t est un processus stationnaire qui est égal au ratio consommation-richeesse. Ce résultat a été dérivé en se basant sur le modèle usuel de la consommation (eg. Campbell et Mankiw, 1989) et en supposant que la fonction d'utilité pour une période est approximée par une fonction log de la consommation.

Un important élément dans l'utilisation de la variable cay pour les prévisions des rendements des actifs est l'estimation des paramètres des tendances partagées dans la consommation, le revenu du travail et la richesse ce qui est difficile car c_t , y_t et a_t sont endogènes. [Lettau et Ludvigson \(2001\)](#) ont appliqué les propriétés des variables cointégrés pour pallier à cette difficulté. Ensuite, les auteurs ont utilisé la méthode des moindres carrés dynamiques (DLS) ([Stock et Watson, 1993](#)) qui spécifie une seule équation sous la forme :

$$C_{n,t} = \alpha + \beta_a \cdot a_t + \beta_y \cdot y_t + \sum b_{a,i} \cdot \Delta a_{t-i} + \sum b_{y,i} \cdot \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$$

avec Δ est l'opérateur de retard 1.

Cette équation a été estimée par MCO et en utilisant les données trimestrielles entre 1952 :4 jusqu'à 1998 :3, les auteurs ont générés cette estimation des paramètres de la tendance dans la consommation, revenu du travail et la richesse :

$$C_{n,t} = 0.61 + 0.31 \cdot a_t + 0.59 \cdot y_t$$

En utilisant cette nouvelle variable cay, les auteurs ont étudié le pouvoir de prévision de la richesse désaisonnalisée sur les rendements des actifs (log des rendements basées sur l'indice S&P et le CRSP) en appliquant une régression MCO des rendements des actifs sur les variables retardées qui sont décrites comme suit :

- d_t-p_t : est le log du rendement des dividendes au temps t .
- d_t-e_t : est le log du ratio du paiement des dividendes au temps t .
- $RREL_t$: est le taux relatif des bons au temps t .
- TRM_t : est l'écart entre les taux (la différence entre les rendements des bons de trésors de 10 ans et ceux de 3 mois) au temps t .

Dans cette régression couvrant la période 1952 :4 à 1998 :3, les auteurs ont utilisé la correction Newey West pour les statistiques t pour la corrélation généralisée des résidus.

Les auteurs concluent que la variable cay a un pouvoir significatif de prévision avec un R^2 ajusté élevé et une valeur estimée du coefficient de cette variable de 2.2 pour les rendements réels. Ceci n'est pas le cas pour d'autres variables de contrôle que les rendements des dividendes qui n'a presque pas de pouvoir de prévision sur les rendements des actifs excédentaires pour un horizon d'un trimestre avec un R^2 ajusté très faible.

Dans un premier temps, [Lettau et Ludvigson \(2001\)](#) ont estimé des régressions de long

terme des rendements excédentaires sur des variables retardées avec H qui dénote l'horizon trimestriel du rendement, la variable dépendante est la somme de H log rendements excédentaires de l'indice S&P calculé par $r_{t+1} - r_{f,t+1}, \dots, r_{t+H} - r_{f,t+H}$.

Les variables indépendantes sont les valeurs retardées d'une période de \widehat{cay}_t , $d_t - p_t$, $d_t - e_t$, le $RREL_t$, et ils ont utilisé encore une fois les corrections Newey West.

Dans un deuxième temps, ils ont utilisé un modèle VAR(2) avec un système de quatre variables qui inclut les rendements excédentaires de l'indice S&P, le taux relatif des bons, le log du ratio dividende-prix et le log du ratio rendement-dividende et ils ont trouvé les mêmes conclusions que ceux trouvés avec les estimations par moindres carrés ordinaires.

4 Étude empirique

Dans cette étude basée sur l'article de [Lettau et Ludvigson \(2001\)](#), nous allons proposer l'utilisation d'une méthode robuste à l'hétéroscédastique qui est le bootstrap par paires. Cette méthode, comme toute approche bootstrap nous permet d'avoir plus de précision dans les résultats que la théorie asymptotique pour les petits échantillons.

Le choix de la méthode Bootstrap est motivé par le fait que cette méthode permet d'avoir une meilleure approximation de la loi d'une statistique que celle donnée par la loi asymptotique sans supposer la normalité des données, elle permet aussi de réduire les variances sans augmenter la valeur du biais, en plus c'est une méthode facile à utiliser.

4.1 Le bootstrap par paires

La méthode du bootstrap a été introduite par [Efron \(1979\)](#). Cette méthode permet d'approximer la distribution d'un estimateur ou d'une statistique de test en effectuant un rééchantillonnage des données.

Elle se base sur l'idée de remplacer la fonction de distribution du terme d'erreur qui

est souvent la loi normale par la fonction de distribution des résidus (Davidson et MacKinnon 2000), et de faire des tirages dans la population de base en rééchantillonnant de nouveaux échantillons un nombre déterminé de fois, ensuite, il est possible d'utiliser la moyenne des ces quantités calculées afin d'obtenir une estimation de la valeur espérée de cette quantité bootstrap.

Si les aléas du modèle sont hétéroscédastiques et qu'on ne peut ne pas avoir des estimations convergentes des variances, la méthode bootstrap i.i.d n'est plus valable. La forme de l'hétéroscédasticité pouvant être fonction des régresseurs, on ne peut pas retirer les résidus indépendamment des régresseurs. Il existe deux méthodes différentes pour contourner cette problématique : le bootstrap par paires et le wild bootstrap.

Le bootstrap par paires a été proposé par Freedman (1980) et son principe est de générer un échantillon bootstrap en tirant de façon indépendante et avec remise directement dans le couple régressande/régresseurs, plutôt qu'à partir des résidus.

Le principe du bootstrap par paires est de ré-échantillonner des paires (Y, X) de l'échantillon original. Supposons qu'on soit disposé à spécifier la distribution conditionnelle des données $y|X$, $F(X, \Theta_0)$ et qu'on dispose de $\widehat{\Theta}_0$, un estimateur consistant de Θ_0 . Alors on pourrait tirer de nouvelles valeurs de y en tirant $F(X, \Theta_0)$. On peut aussi appliquer le bootstrap non-paramétrique à X pour obtenir X_e , et ensuite tirer de nouveaux y par $F(X_e, \widehat{\Theta}_0)$.

Le wild bootstrap récursif est une modification de la méthode usuelle de bootstrap récursif pour les autorégressions qui consiste à remplacer l'i.i.d bootstrap d'Efron par le wild bootstrap au moment de <bootstrapper> Les erreurs du modèle AR. Mais cette méthode nécessite la spécification d'un DGP pour les données, tel qu'un modèle GARCH par exemple.

4.2 Le vecteur autorégressif VAR : principes de base

Dans cette section, nous allons présenter les caractéristiques théoriques du modèle du vecteur autorégressif (VAR).

Le modèle VAR a été développé dans les recherches macroéconomiques comme essai pour caractériser un ensemble de séries temporelles sans faire des hypothèses restrictives. Un VAR de deux variables X et Y d'ordre (p) s'écrit :

$$\begin{aligned} Y_t &= \beta_{y0} + \beta_{y1}Y_{t-1} + \dots + \beta_{yp}Y_{t-p} + \alpha_{y1}X_{t-1} + \dots + \alpha_{yp}X_{t-p} + \epsilon_{yt} \\ X_t &= \beta_{x0} + \beta_{x1}Y_{t-1} + \dots + \beta_{xp}Y_{t-p} + \alpha_{x1}X_{t-1} + \dots + \alpha_{xp}X_{t-p} + \epsilon_{xt} \end{aligned}$$

où ϵ_{yt} et ϵ_{xt} sont des bruits blancs.

Notons que l'estimation de ce type de VAR(p) est identique à l'estimation par MCO de chaque équation du modèle car les régresseurs sont identiques. Le choix du retard d'un VAR peut se faire selon les critères BIC ou Akaike.

Le VAR peut être utilisé dans les tests de causalités (exemple tests de Granger) pour déterminer les chocs sur les variables du modèle. Le VAR est aussi utilisé dans les prévisions :

- Le VAR est une simple généralisation des prévisions d'une seule variables sur ses propres retards : avec le VAR, on prédit un vecteur de variables basés sur les retards de toutes les autres variables.
- Le VAR est utilisé dans les prévisions sans faire des hypothèses sur les équations structurelles du modèle et il nous permet de faire des prévisions à plusieurs horizons : nous utilisons les coefficients estimés du modèle et générons les prévisions à long terme récursivement.

Sans perte de généralités, considérons un VAR (1), supposons qu'on observe le vecteur

des variables Y_t , quelle sera la prévision pour Y_{t+1} ?

Le modèle pour la prochaine période s'écrit :

$$Y_{t+1} = AY_t + e_{t+1}$$

Puisque $E_t e_{t+1} = 0$, une estimation non biaisée en t est égale alors à AY_t . On obtient ainsi :

$$E_t Y_{t+1} = AY_t$$

Et récursivement, nous savons qu'une prévision de Y_{t+h} est $A^h Y_t$, pour l'horizon h de la prévision.

4.3 Méthodologie

Nous allons utiliser les données financières du site de Ludvigson et faire deux estimations : la première basée sur un VAR (p) avec des erreurs i.i.d et la deuxième sera basée sur la méthode de bootstrap par paires appliquée au VAR.

Dans un premier lieu, nous allons estimer un VAR d'ordre 1 qui comporte 3 variables : CRSP, Dp et le ratio cay et nous allons construire les fonctions de réponse pour plusieurs horizons.

Dans un deuxième temps, nous allons construire 300 échantillons bootstrap en utilisant la méthode bootstrap par paires, ensuite nous allons estimer le VAR (1) pour chaque échantillon et calculer la p-value pour la moyenne des coefficients. Et pour finir, nous allons construire les intervalles de confiance à 95% pour le R^2 pour plusieurs horizons k ($k = 4, 8, 12, 24$) afin de comparer les résultats de l'approche bootstrap à ceux du VAR estimé par MCO quand à la prévisibilité des rendements des actifs pour différents horizons.

4.4 Données et statistiques descriptives

Nos données financières incluent les rendements des actifs, les dividendes et les prix trimestriels de l'indice CRSP (qui inclut NYSE, AMEX et Nasdaq). Les variables de prévision que nous allons utiliser seront le ratio cay tel que présenté par [Lettau et Ludvigson \(2001\)](#) et la variable dp_t qui mesure le log du rendement des dividendes au temps t .

Notation :

- r_t dénote le log rendement réel de l'indice au temps t .
- $r_{f,t}$ dénote le log du rendement du bon de trésor à 30 jours (ou le taux sans risque).

Le log des rendements excédentaires est le $r_t - r_{f,t}$.

5 Présentation et interprétation des résultats empiriques

5.1 Description statistique des séries

Nous rappelons que les séries utilisées sont :

- $Crsp_t$: le rendement excédentaire trimestriel des actifs du portefeuille composé des actifs suivants : NYSE, Amex et Nasdaq au trimestre t .
- Dp_t : le log des rendements des dividendes au trimestre t .
- Cay_t : l'indicateur du ratio consommation-richeesse agrégée pour le trimestre commençant au mois t .

La période considérée commence au 4^{ème} trimestre 1952 jusqu'au 3^{ème} trimestre 1998.

Le tableau 1 présente un résumé de la description statistique des séries étudiées dans notre rapport.

Tableau 1 Statistiques descriptives

Variables	Moyenne	Ecart-type	Kurtosis	Skewness
CRSP	.016151	0.08127	5.0378	-0.96574
dp	-3.4130	0.27902	4.1110	-0.78137
cay	-.000127	0.01251	3.2230	-0.51306

Nous remarquons que les séries relatives au rendement des dividendes et au ratio consommation-richesse agrégée présentent des caractéristiques proches de la loi normale en étant symétrique par rapport à leur moyenne.

D'autre part, d'après le tableau 2, la variable cay est positivement corrélée avec les rendements excédentaires des actifs . Notons que le rendement des dividendes est négativement corrélé avec les rendements excédentaires des actifs.

Tableau 2 Coefficients des corrélations entre les variables CRSP, dp et cay

variables	Crsp	dp	cay
Crsp	1.000	-	-
dp	-0.1933	1.000	-
cay	0.2048	-0.20435	1.000

5.2 Estimation du modèle VAR(1)

Le tableau 3 présente les résultats concernant l'estimation du modèle VAR pour les rendements excédentaires des actifs. (Notons que sur la base des critères AIC et BIC, l'ordre du VAR considéré dans ce cas est $p = 1$). Nous pouvons voir que seulement cinq coefficients (ceux marqués par une étoile) sont significatifs à 5% dont trois sont relatifs

à la variable *cay* ce qui confirme le pouvoir explicatif de ce ratio pour les rendements excédentaires des actifs.

Tableau 3 Coefficients du modèle VAR(1) incluant les trois variables *crsp*, *cay* et *dp*.

Variables	Crsp	dp	cay
Crsp	.0415103 (.1073883, 0.1904089) p_value = 0.585	.0046215 (-.1457235, .1364805) p_value 0.949	.0072977 (-.0046063, .0192017) p_value 0.230
dp	.0456451 (-.001057, .092347) p_value 0.045	.9225617* (.9225617, 1.011075) p_value 0.000	.0016222 (-.0021115, .0053559) p_value 0.394
cay	1.560212* (.4444137, 2.676) p_value 0.006	-1.512728* (-2.570101, -.455355) p_value 0.005	7.817445* (.7282402, .9066498) p_value 0.000
Constante	.1684093* (.0087791, .328039) p_value 0.039	-.1180433 (-.269315, .0332284) p_value 0.126	.0057136 (-.0070484, .0184755) p_value 0.380

Nous pouvons aussi conclure que les coefficients des variables cay_t et dp_t sont statistiquement significatifs à 5% ce qui nous permet d'accepter l'hypothèse que les rendements des actifs financiers sont prévisibles. Les équations du modèle estimé peuvent s'écrire :

$$Crsp_t = 0.1684 + 0.0415crsp_{t-1} + 0.0456dp_{t-1} + 1.5602cay_{t-1}$$

$$cay_t = 0.0057 + 0.0072crsp_{t-1} + 0.0016dp_{t-1} + 0.8174cay_{t-1}$$

$$dp_t = -0.1180 + 0.0046crsp_{t-1} + 0.9225dp_{t-1} - 1.5127cay_{t-1}$$

Dans le tableau 4 qui présente les fonctions des réponses impulsives, nous remarquons que la variable *cay* a un effet important sur les rendements excédentaires des horizons 1 à 4 et que cet effet tend à diminuer au delà de l'horizon 4. Ceci nous amène à conclure que la variable *cay* a un pouvoir de prévision sur les rendements des actifs plus important

Tableau 4 95% lower and upper bounds, irf (1) : varbasic, impulse : cay, response : Crsp

Step	Irf (1)	Lower	Upper	SE
0	0	0	0	0
1	2.31503	1.12696	3.50309	0.606167
2	2.04285	0.994727	3.09098	0.534769
3	1.52201	0.376088	2.30794	0.40099
4	1.0712	0.473414	1.66899	0.305001
5	0.714964	0.215551	1.21438	0.254807
6	0.438932	-0.01441	0.892273	0.237307
7	0.226775	-0.201067	0.654616	0.21829
8	0.034876	-0.343207	0.472959	0.20821

à court terme mais ce pouvoir tend à diminuer à long terme.

Tableau 5 95% lower and upper bounds, irf (2) : varbasic, impulse : dp, response : Crsp

Step	Irf (2)	Lower	Upper	SE
0	0	0	0	0
1	0.000248	-0.047488	0.047984	0.024355
2	0.011939	-0.035574	0.059452	0.024242
3	0.022333	-0.021	0.065665	0.022109
4	0.030193	-0.009938	0.070324	0.020475
5	0.035853	-0.001876	0.073582	0.01925
6	0.039771	0.004112	0.07543	0.018194
7	0.042334	0.008669	0.075999	0.017176
8	0.043852	0.012207	0.075497	0.016146

Concernant, la variable dp (tableau 5), les résultats nous montrent que les rendements des dividendes, contrairement à la variable cay, a un pouvoir de prévision significatif à long terme mais pas à court terme mais ce pouvoir de prévision reste come même assez faible comparativement au ratio cay.

5.3 Résultats de la méthode bootstrap par paires appliquée au VAR(1)

Tableau 6 Les valeurs des p-value du VAR(1) en utilisant la méthode bootstrap par paires

Variables	Crsp	dp	cay
Crsp	0.0806359	0.020927	-0.0438546
	0.423	0.541	0.123
dp	.0071907	1.008928	0.005048
	0.011	0.0007	0.112
cay	2.770091	-2.115751	0.8723317
	0.004	0.039	0.000
Constante	1.385855	-0.304453	0.0950068
	0.019	0.098	0.274

Le tableau 6 rapporte les valeurs des p-values des coefficients VAR(1) en utilisant la méthode bootstrap par paires, nous remarquons que les résultats sont très proches de ceux trouvés en estimant le VAR(1) basée sur la théorie asymptotique. En effet, les variables cay et dp sont les deux statistiquement significatifs à 5%, par contre nous remarquons que si on change le seuil de précision à 1%, seule la variable cay reste significative ce qu'on peut considérer comme un raffinement de l'approche bootstrap utilisée dans cette estimation.

Et pour finir, nous présentons dans le tableau 7, les valeurs des R^2 ajustés pour différents horizons en utilisant l'approche ordinaire du VAR(1) et l'approche bootstrap par paires appliquée au VAR(1) qui nous donne les intervalles de confiance du R^2 à 95%.

Les résultats trouvés nous montre que les variables cay et dp ont un pouvoir de prévision assez bon pour les rendements des actifs financiers et ce pour plusieurs horizons avec un R^2 qui augmente avec le temps. Pour les intervalles de confiance bootstrap du R^2 , nous remarquons qu'ils deviennent de plus en plus large lorsque l'horizon augmente mais sans

Tableau 7 valeurs du R^2 et intervalles bootstrap (95%) du R^2 (basé sur 300 échantillons bootstrap).

Horizon	4	8	12	24
R^2 (VAR ordinaire)	0.31	0.37	0.42	0.425
$IC_{bootstrap} R^2$	(0.228, 0.3945)	(0.229, 0.412)	(0.331, 0.452)	(0.352, 0.471)

que nos conclusions changent quand à la prévisibilité des rendements. Nous pouvons aussi signaler qu'entre l'horizon 12 et 24, la variation du R^2 n'est pas très importante ce qui nous amène à penser que le pouvoir de prévision de la variable cay pour les rendements des actifs tend à diminuer à long terme.

6 Conclusion

Dans ce travail, nous nous sommes intéressés à la prévisibilité des rendements des actifs financiers. Une question importante qui a incité le développement de plusieurs théories et études en économie financière. Après une brève revue de littérature, nous avons présenté les deux approches que nous avons utilisées dans notre étude empirique et qui sont : le modèle autorégressif (VAR) ordinaire et l'application de la méthode bootstrap par paires au VAR. L'utilisation de la méthode bootstrap est motivée par le constat que les données financières sont hétéroscédastiques et donc il est intéressant d'utiliser une méthode, telle que le bootstrap, qui est robuste à l'hétéroscédasticité des résidus.

Lors de cette étude empirique, nous avons pu conclure que l'hypothèse de la prévisibilité des rendements excédentaires des actifs financiers ne peut être rejetée. Dans notre cas nous avons utilisé deux variables de prévision à savoir le log des dividendes prix qui est un indicateur financier bien présenté dans la théorie financière et la nouvelle variable introduite par [Lettau et Ludvigson \(2001\)](#) qui est le ratio richesse-consommation et nous avons trouvé que ces deux indicateurs ont un pouvoir de prévision assez significatif . L'utilisation du modèle VAR pour étudier la prévisibilité des rendements nous a permis

d'avoir les mêmes conclusions que l'approche univariée que les auteurs ont présenté comme première estimation, ce qui nous permet de confirmer leur conclusion quand à la robustesse de l'estimation des équations simples par MCO à l'approche du vecteur autorégressif.

Pour l'approche de bootstrap utilisée dans l'estimation du modèle VAR, nous avons pu conclure que les résultats sont similaires à ceux trouvés sans l'utilisation de l'approche bootstrap. Cette similarité peut être due à la petite taille de l'échantillon utilisé ou pour d'autres raisons liées aux caractéristiques économétriques des données financières qu'il serait intéressant de les investiguer comme extension à cette étude. Avec cette approche, nous avons pu construire un intervalle de confiance pour le R^2 pour chaque horizon considéré et nous avons comparé les résultats des prévisions pour plusieurs horizons que nous avons trouvés en utilisant le VAR sans l'approche bootstrap. Notre conclusion se maintient quand au non rejet de l'hypothèse de la prévisibilité des rendements pour plusieurs horizons considérés, mais nous avons noté que l'approche bootstrap ne semble pas changer nos conclusions.

Une possible extension de notre travail serait de vérifier si on peut trouver cette similitude des résultats avec d'autres séries financières tout en élargissant la taille de l'échantillon considérée. D'autre part, la prévision sur une plus longue période pourrait être une extension intéressante.

Références

Andrew ANG et Geert BEKAERT : Stock return predictability : Is it there? NBER Working Papers 8207, National Bureau of Economic Research, Inc, 2001. URL <http://econpapers.repec.org/RePEc:nbr:nberwo:8207>.

Andrew ANG et Geert BEKAERT : How do regimes affect asset allocation? NBER Working Papers 10080, National Bureau of Economic Research, Inc, 2003. URL <http://econpapers.repec.org/RePEc:nbr:nberwo:10080>.

Pedro BAÇÃO, Fernando ALEXANDRE et Vasco J. GABRIEL : On the stability of the wealth effect. *Computing in Economics and Finance* 2006 281, Society for Computational Economics, 2006. URL <http://econpapers.repec.org/RePEc:sce:scecf:281>.

Tim BOLLERSLEV et Robert J. HODRICK : Financial market efficiency tests. Working Paper 4108, National Bureau of Economic Research, June 1992. URL <http://www.nber.org/papers/w4108>.

John Y. CAMPBELL et J. AMMER : What moves the stock and bond markets? a variance decomposition for long- term asset returns. Working papers, Princeton, Department of Economics - Financial Research Center, 1991. URL <http://econpapers.repec.org/RePEc:fth:prinec:127>.

John Y. CAMPBELL et N. Gregory MANKIW : International evidence on the persistence of economic fluctuations. *Journal of Monetary Economics*, 23(2):319–333, 1989. URL <http://econpapers.repec.org/RePEc:eee:moneco:v:23:y:1989:i:2:p:319-333>.

John Y. CAMPBELL et Robert J. SHILLER : The dividend ratio model and small sample bias : A monte carlo study. NBER Technical Working Papers 0067, National Bureau

- of Economic Research, Inc, 1988. URL <http://econpapers.repec.org/RePEc:nbr:nberte:0067>.
- James DAVIDSON : A model of fractional cointegration, and tests cointegration using the bootstrap. *Journal of Econometrics*, 110:187–212, 2001.
- Russell DAVIDSON et James MACKINNON : Bootstrap tests : how many bootstraps? *Econometric Reviews*, 19(1):55–68, 2000. URL <http://econpapers.repec.org/RePEc:taf:emetrv:v:19:y:2000:i:1:p:55-68>.
- B. EFRON : Bootstrap methods : Another look at the jackknife. *The Annals of Statistics*, 7(1):1–26, 1979. ISSN 00905364. URL <http://dx.doi.org/10.2307/2958830>.
- Amit GOVAL et Ivo WELCH : A comprehensive look at the empirical performance of equity premium prediction. NBER Working Papers 10483, National Bureau of Economic Research, Inc, 2004. URL <http://econpapers.repec.org/RePEc:nbr:nberwo:10483>.
- Robert James HODRICK : Dividend yields and expected stock returns : Alternative procedures for inference and measurement. NBER Technical Working Papers 0108, National Bureau of Economic Research, Inc, 1991. URL <http://econpapers.repec.org/RePEc:nbr:nberte:0108>.
- Martin LETTAU et Sydney C. LUDVIGSON : Consumption, aggregate wealth, and expected stock returns. *Journal of Finance*, 56(3):815–849, 06 2001. URL <http://ideas.repec.org/a/bla/jfinan/v56y2001i3p815-849.html>.
- Martin LETTAU et Sydney C. LUDVIGSON : Expected returns and expected dividend growth. *Journal of Financial Economics*, 76(3):583 – 626, 2005a. ISSN 0304-405X. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/B6VBX-4FR3NRP-1/2/e0505c9629f8aad77eb358bdbf1e44d4>.
- Martin LETTAU et Sydney C. LUDVIGSON : tay’s as good as cay : Reply. *Finance Research Letters*, 2(1):15 – 22, 2005b. ISSN 1544-6123. URL

<http://www.sciencedirect.com/science/article/B7CPP-4F1HCF1-1/2/5a14eb5e1ba97c2bd971a8f55003419c>.

N. Gregory MANKIW, David ROMER et Matthew D. SHAPIRO : Stock market forecastability and volatility : A statistical appraisal. NBER Working Papers 3154, National Bureau of Economic Research, Inc, 1989. URL <http://econpapers.repec.org/RePEc:nbr:nberwo:3154>.

C.R. NELSON et M.J. KIM : Predictable stock returns : Reality or statistical illusion? Working papers, University of Washington, Department of Economics, 1990. URL <http://econpapers.repec.org/RePEc:udb:wpaper:90-15>.

Whitney K NEWEY et Kenneth D WEST : A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55(3):703-08, May 1987. URL <http://ideas.repec.org/a/ecm/emetrp/v55y1987i3p703-08.html>.

Peter C. B. PHILLIPS et Sam OULIARIS : Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, 58(1):165-93, 1990. URL <http://econpapers.repec.org/RePEc:ecm:emetrp:v:58:y:1990:i:1:p:165-93>.