UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

ÉTUDE DE L'EFFET DE CERTAINES NOUVELLES MACROÉCONOMIQUES ET MONÉTAIRES SUR LES PRIX DE QUELQUES PRODUITS DE BASE

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
YOUSSEF BOUTAHIR

NOVEMBRE 2016

REMERCIEMENTS

Le présent travail a été réalisé sous la direction de M. Alain Paquet, professeur au Département des sciences économiques de l'Université du Québec à Montréal (UQAM). Qu'il trouve ici l'expression de mes sincères remerciements et reconnaissance pour l'encadrement attentionné qu'il m'a accordé tout au long de la réalisation de ce mémoire. Sa gentillesse et sa modestie n'ont d'égal que sa compétence.

J'aimerais remercier chaleureusement mes parents, mon épouse Jalila et mes très aimables enfants Ilyas et Maryam qui m'ont accompagné durant toutes les étapes menant à la réalisation de ce mémoire. Vous êtes extraordinaires, je vous aime.

J'aimerais finalement remercier mes collègues de la maîtrise, mes collègues de travail et toutes les personnes qui ont contribué par leurs conseils à la réussite de ce mémoire.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES v
LISTE DES TABLEAUX vi
LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES x
RÉSUMÉ xi
INTRODUCTION 1
CHAPITRE I
MARCHÉ DES PRODUITS DE BASE 6
1.1 Concept de produit de base 6
1.2 Types de produits de base 6
1.3 Fonctionnement des marchés des produits de base 7
1.3.1 Achat physique des produits de base 7
1.3.2 Achat des actions 7
1.3.3 Achat des contrats à terme 8
1.3.4 Achat des options 8
1.3.5 Investissement en indice 8
CHAPITRE II
REVUE DE LITTÉRATURE 11
CHAPITRE III
MODÈLES UTILISÉS 18
3.1 Estimation par la méthode des moindres carrés ordinaire (MCO) 18
3.1.1 Modèle non-conditionnel à l'état de l'économie 19
3.1.2 Modèle lié à l'état de l'économie 20
3.1.2.1 Premier modèle 21
3.1.2.2 Deuxième modèle 21
3.2 Estimation par la méthode GARCH-M 22
3.2.1 Modèle non lié à l'état de l'économie 24

3.2.2 Modèle lié à l'état de l'économie 25
3.2.2.1 Premier modèle 25
3.2.2.2 Deuxième modèle 26

CHAPITRE IV
DONNÉES UTILISÉES 27
4.1 Nouvelles macroéconomiques et monétaires 27
4.2 Les produits de base 31

CHAPITRE V
RÉSULTATS ET DISCUSSION 37
5.1 Statistiques descriptives 37
5.1.1 Annonces macroéconomiques et monétaires 37
5.1.2 Produits de base 39
5.1.2.1 Classe S&P GSCI 39
5.1.2.2 Classe UBS CMCI 47
5.2 Estimation par moindres carrés ordinaires et correction Newey-West 53
5.2.1 Modèle non conditionnel à l'état de l'économie 53
5.2.2 Modèle conditionnel à l'état de l'économie 57
5.2.2.1 Premier modèle 57
5.2.2.2 Deuxième modèle 63
5.2.3 Comparison des résultats et discussion 68
5.3 Estimation par GARCH-M (1,1) 72
5.3.1 Modèle non conditionnel à l'état de l'économie 72
5.3.2 Modèle conditionnel à l'état de l'économie 73
5.3.2.1 Premier modèle 73
5.3.2.2 Deuxième modèle 75
CONCLUSION 77
APPENDICE A 80
REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES 93

LISTE DES FIGURES

Figure Page

5.1 Évolution de l'indice et des sous-indices S& P GSCI entre 1997 et 2014 40

5.2 Évolution de l'indice et des sous-indices CMCI entre 1997 et 2014 48

A.1 Distribution du log-rendement journalier de l'indice et des sous-indices S&P GSCI ……...…….....81

A.2 Distribution du log-rendement journalier de l'indice et des sous- indices UBS CMCI……...82

A.3 Rendement journalier de l'indice et des sous-indices S&P GSCI..... 83

A.4 Rendement journalier de l'indice et des sous-indices UBS CMCI 84

A.5 Évolution des surprises des nouvelles macroéconomiques étudiées……86

LISTE DES TABLEAUX

Tableau		Page
Tableau 4.1	Annonces macroéconomiques et monétaires américaines	30
Tableau 4.2	Composition des sous-indices S&P GSCI	34
Tableau 4.3	Composition des sous-indices UBS CMCI	34
Tableau 5.1	Statistiques descriptives des surprises standardisées d'annonces macroéconomiques et monétaires américaines étudiées	38
Tableau 5.2	Corrélations entre l'indice et les sous indices S&P GSCI exprimé en logarithme du rendement journalier (1997-2014)	41
Tableau 5.3	Statistiques descriptives du logarithme du rendement journalier de l'indice et des sous indices S&P GSCI (1997-2014)	42
Tableau 5.4	Statistiques descriptives du logarithme du rendement journalier de l'indice et des sous indices S&P GSCI pendant les périodes d'expansion comprises entre 1997-2014	44
Tableau 5.5	Statistiques descriptives du logarithme du rendement journalier de l'indice et des sous indices S&P GSCI pendant les périodes de récession comprises entre 1997-2014	44
Tableau 5.6	Statistiques sommaires des log-rendements journaliers de l'indice et des sous-indices GSCI pendant la première récession (03/2001 à 11/2001)	45

Tableau 5.7 Statistiques sommaires des log-rendements journaliers de l'indice et sous-indices GSCI pendant la deuxième récession (01/2008 à 06/2009)..... 45

Tableau 5.8 Statistiques sommaires des log-rendements journaliers de l'indice et sous indices GSCI pendant les jours d'annonce (1997-2014).. 46

Tableau 5.9 Statistiques sommaires des log-rendements journaliers de l'indice et sous indices GSCI pendant les jours de non-annonce (1997-2014)..... 46

Tableau 5.10 Corrélations entre l'indice et les sous indices UBS CMCI exprimé en logarithme du rendement journalier (1997-2014) 49

Tableau 5.11 Statistiques descriptives des log-rendements journaliers de l'indice et des sous indices UBS CMCI (1997-2014) 49

Tableau 5.12 Statistiques sommaires des log-rendements journaliers de l'indice et des sous-indices UBS CMCI pendant la période d'expansion. 50

Tableau 5.13 Statistiques sommaires des log-rendements journaliers de l'indice et sous-indices UBS CMCI pendant la période de récession 50

Tableau 5.14 Statistiques sommaires des log-rendements journaliers de l'indice et des sous-indices CMCI pendant la première récession (03/2001 à 11/2001)..... 51

Tableau 5.15 Statistiques sommaires des log-rendements journaliers de l'indice et des sous-indices UBS CMCI pendant la deuxième récession (01/2008 à 06/2009) 51

Tableau 5.16 Statistiques sommaires des log-rendements journaliers de l'indice et des sous-indices UBS CMCI pendant les jours d'annonce (1997-2014)..... 52

Tableau 5.17 Statistiques sommaires des log-rendements journaliers de l'indice et des sous indices UBS CMCI pendant les jours de non-annonce (1997-2014)..... 52

Tableau 5.18 Impact non conditionnel à l'état de l'économie – Classe S&P GSCI / Estimation avec MCO et correction Newey-West 55

Tableau 5.19 Impact non conditionnel à l'état de l'économie – Classe UBS CMCI / Estimation avec MCO et correction Newey-West 56

Tableau 5.20 Impact conditionnel à l'état de l'économie - Classe S&P GSCI/ Estimation par MCO et correction Newey-West (premier modèle) 60

Tableau 5.21 Impact conditionnel à l'état de l'économie - Classe UBS CMCI / Estimation par MCO et correction Newey-West (premier modèle) 62

Tableau 5.22 Impact conditionnel à l'état de l'économie – Classe S&P GSCI / Estimation par MCO (deuxième modèle) 65

Tableau 5.23 Impact conditionnel à l'état de l'économie – Classe UBS CMCI / Estimation par MCO (deuxième modèle) 67

Tableau A.1 Résultats des tests économétriques de détection de l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation des termes d'erreur des spécifications empiriques considérées - Estimation par MCO 80

Tableau A.2 Test de racine unitaire sur les logarithmes des rendements journaliers 85

Tableau A.3 Impact non conditionnel à l'état de l'économie, classe S&P GSCI / Estimation par GARCH-m (1,1) 87

Tableau A.4 Impact non conditionnel à l'état de l'économie, classe UBS CMCI / Estimation par GARCH-m (1,1) 88

Tableau A.5 Impact conditionnel à l'état de l'économie, classe S&P GSCI - premier modèle / Estimation par GARCH-m (1,1) 89

Tableau A.6 Impact conditionnel à l'état de l'économie, classe UBS CMCI - premier modèle / Estimation par GARCH-m (1,1) 90

Tableau A.7 Impact conditionnel à l'état de l'économie, classe S&P GSCI - deuxième modèle / Estimation par GARCH-m (1,1) 91

Tableau A.8 Impact conditionnel à l'état de l'économie, classe UBS CMCI - deuxième modèle / Estimation par GARCH-m (1,1) 92

Tableau A.9 Composition de l'indice UBS CMCI par secteur 93

Tableau A.10 Composition de l'indice S&P GSCI par secteur 94

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

ARCH	AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity
BC	Balance commerciale
CB	Conference Board
CBD	Commandes de biens durables
CBOE	Chicago Board Options Exchange
CBOT	Chicago Board of Trade
CHO	Taux de chômage
CMCI	Constant Maturity Commodity Index
CRB	Commodity Research Bureau
DC	Dépenses de construction
ENA	Emploi non-agricole
EUREX	European Exchange
FOMC	Federal Open Market Committee
FSC	Fabrication et stocks de commerce
GARCH-M	Generalised AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity
ICCCB	Indice de confiance des consommateurs de la Conference Board
ICCM	Indice de confiance des consommateurs-Michigan
IPC	Indice de prix des consommateurs
IPP	Indice de prix des producteurs
IRICB	Indice de référence des indicateurs de la Conference Board
ISM	Indice manufacturier de l'Institute for Supply Management
M1	Masse monétaire
NBER	National Bureau of Economic Research
OTC	Over The Counter

PI	Production industrielle
PIB	Produit intérieur brut
PMI	Purchasing Managers Index
RP	Revenu personnel
S&P GSCI	Standard & Poor Goldman Sachs Commodity Index
TD	Taux cible des fonds fédéraux
VD	Ventes au détail

RÉSUMÉ

L'objectif de ce mémoire est d'étudier la réaction des indices principaux et des sous-indices des deux classes de produits de base S&P GSCI et UBS CMCI face à l'afflux de 17 nouvelles macroéconomiques et monétaires américaines. En utilisant des données journalières qui s'étendent de 1997 à 2014, nous sommes en mesure de montrer que la réaction du prix des produits de base dépend de l'état de l'économie. La réaction tend à être plus importante durant les périodes de récession comparée aux périodes d'expansion.

Finalement, nous comparons la réaction du prix des produits étudiés face l'afflux des nouvelles durant les deux dernières récessions (2001 et 2008-09). Les résultats suggèrent que les effets des nouvelles ne sont pas fixes dans le temps. En imposant l'invariance des effets des nouvelles, le contenu informationnel extrait de certaines des nouvelles étudiées se trouve biaisé et masqué.

Mots-clés : produits de base, nouvelles macroéconomiques, nouvelles monétaires, récession, expansion

INTRODUCTION

Les produits de base[1] occupent de plus en plus une place importante dans la classe des capitaux au même titre que des actions boursières, des devises, des options, des obligations, etc. La compréhension de cette catégorie d'actifs est très utile, d'une part, pour les décideurs politiques qui cherchent à cerner l'impact des nouvelles macroéconomiques et des annonces en matière de politique monétaire sur les prix des produits de base, et d'autre part, pour les investisseurs qui cherchent à investir leur argent tout en étant conscients des risques que posent leur choix d'investissement.

La plupart des études d'impact des annonces macroéconomiques et monétaires concernent les actifs financiers. La littérature dans ce domaine est très riche et diversifiée (par exemple, Balduzzi, Elton et Green (1997), Gürkaynak, Sack et Swanson (2005), Kliesen et Schmid (2006), Bauer (2011 et 2013), Haltom (2013), etc.). Le travail de Gürkaynak, Sack et Swanson (2005) constitue sans doute une contribution importante et une référence clé pour des travaux subséquents. Ces auteurs ont testé la réponse des taux à terme face à quatorze nouvelles macroéconomiques et monétaires. Ils ont démontré empiriquement, en utilisant des données intra-journalières entre janvier 1990 et décembre 2002, que les taux à terme peuvent réagir aux nouvelles même à long terme et ils ont apporté une explication théorique plausible à ce résultat en considérant que le secteur privé ajuste ces

[1] Les produits de base incluent plusieurs catégories de produits (agricole, énergétique, métaux, etc.)

prévisions à long terme du niveau d'inflation en réponse aux surprises macroéconomiques et monétaires.

Pour leurs parts, les produits de base ont relativement suscité moins l'intérêt des économistes qui cherchaient à démystifier l'impact des nouvelles sur cette catégorie d'actif. En effet, l'intérêt pour ce type de recherche a commencé timidement dans les années 1980. Frankel (1985) avait proposait sept concepts clés à considérer dans la détermination des prix des produits de base[2]. Parmi eux, figure la réaction des prix des produits de base aux annonces gouvernementales dans les marchés. Il s'agit pour l'auteur, d'une opportunité unique et intéressante pour tester directement des points de vue macroéconomiques dans les marchés.

Quelques économistes ont contribué également à enrichir la littérature financière et économique des effets des nouvelles sur les prix des produits de base durant les années 1990 et début des années 2000 (par exemple, Barnhart (1989), et Frankel (2006)). L'intérêt pour ce type de recherche a pris de l'ampleur après la crise financière de 2007-2008. En effet, plusieurs investisseurs se sont tournés vers les produits de base considérés comme refuges après l'effondrement qui a touché la quasi-totalité des actifs financiers. Cette ruée sans précédent vers les produits de base a attiré l'attention de plusieurs économistes [3] qui cherchent à comprendre la perception des investisseurs par rapport aux nouvelles et l'attrait qu'ils portent pour ces produits de base.

L'objectif de notre travail est de contribuer à enrichir la littérature économique et financière qui traite la réaction des prix des produits de base face à l'afflux des nouvelles macroéconomiques et monétaires américaines. Pour ce faire, nous allons utiliser d'abord, les données de 17 nouvelles macroéconomiques et monétaires

[2] Les six autres concepts sont : la neutralité de la monnaie, la parité du taux d'intérêt, les attentes rationnelles, effet d'illusion d'optique, le dépassement et la prime de risque.

[3] Par exemple, Kilian et Vega (2008), Shaun et Marco (2008), Hess et al. (2008), etc.

publiées à des périodes prédéterminées ainsi que leurs prévisions pour calculer la composante surprise. Plus précisément, nous allons calculer l'écart entre les valeurs observées X_t des annonces étudiées et leurs valeurs prédites $E(X_t)$, divisé par l'écart-type σ_t. De ce fait, les coefficients de régression vont être plus facilement interprétables puisque chaque coefficient va représenter le changement au niveau des prix pour chaque changement d'une unité d'écart-type d'une surprise donnée.

Ensuite, nous allons régresser les prix de certains indices et sous-indices de produits de base qui représentent les principales catégories fondamentales des produits de base (agricole, métaux, énergie) par rapport aux composantes surprises. Cette régression nous permet de déterminer laquelle des annonces qui impacte le plus chacun des indices ou des sous-indices de prix étudiés, de même que l'étendue et le signe de la réponse.

Notre approche est inspirée principalement du travail de Hess et *al.* (2008) qui ont utilisé deux indices très connus, soit l'indice de produits de base CRB/Reuters et l'indice de produits de base S&P GSCI. Les deux indices sont composés de plusieurs produits de base avec différentes pondérations. En travaillant avec des indices qui regroupent en même temps plusieurs catégories de produits (agricole, énergétique, métaux, etc.), nous estimons que les résultats peuvent être biaisés si les directions des effets des nouvelles sur les produits de base qui forment l'indice, se trouvent opposées.

Dans le cadre de ce travail, nous allons étudier la réaction des indices et des sous-indices de deux classes de produits de base très connues auprès des investisseurs, soit la classe S&P GSCI et la classe UBS CMCI, face à l'afflux de nouvelles macroéconomiques et monétaires. Chacune des deux classes étudiées contient un indice principal et cinq sous-indices (énergie, métaux industriels, métaux précieux, agriculture et élevage). D'une part, nous allons étudier l'impact de ces nouvelles en utilisant un modèle non conditionnel à l'état de l'économie. Ensuite, nous allons

investiguer la présence de réponses asymétriques des indices et des sous-indices étudiés en fonction de l'état de l'économie (récession ou expansion).

Nous allons travailler avec un échantillon de données journalières qui couvre une période plus récente, soit de 1997 à 2014, comparé à l'échantillon de Hess *et al.* (2008) qui couvre des données entre 1989 et 2005. De plus, nous allons comparer la réaction des indices et des sous-indices étudiés face à l'afflux de nouvelles durant les deux dernières récessions.

L'intérêt de notre travail réside en premier lieu, dans son apport aux investisseurs et aux opérateurs financiers qui pourraient se servir des résultats pour améliorer leurs stratégies d'investissement sur les marchés notamment en période d'afflux de nouvelles. En effet, malgré que les marchés s'attendent à un éventuel changement de perception des conditions économiques futures, il n'est toutefois pas aussi simple de prédire ni la direction ni l'ampleur de l'impact des nouvelles avec précision. Ainsi, en investiguant ce genre de comportement dans notre étude, les investisseurs et les opérateurs financiers pourraient adapter leurs stratégies d'investissement et chercher à profiter ainsi d'opportunités du marché au temps opportun.

En deuxième lieu, les décideurs politiques pourraient améliorer leurs connaissances sur les produits de base et adapter leurs instruments de contrôle en conséquence. En effet, suite à la flambée des prix des produits de base pendant la crise de 2007-2008, il est devenu incontournable pour les banques centrales de prendre en considération cette catégorie d'actifs pour mieux contrôler le comportement des prix. L'instrument utilisé généralement par les banques centrales pour contrôler la politique monétaire est le taux d'intérêt. Il serait donc intéressant de savoir comment les produits de base vont réagir aux annonces du taux d'intérêt. D'ailleurs, une étude de Frankel (2006) a trouvé empiriquement une corrélation négative entre les taux d'intérêt et les prix des produits de base (produits énergétiques, produits agricoles, métaux, etc.). Le prix des produits de base baisse quand les taux d'intérêt augmentent et vice versa.

En dernier lieu, les producteurs pourraient se servir du comportement des produits de base face à l'afflux des nouvelles macroéconomiques et monétaires pour mieux gérer leur stock ou préparer leur future production. Par exemple, Shaun et Marco (2008) ont démontré que le prix de l'or est plus sensible pendant les périodes de «mauvaises nouvelles» comparées aux périodes de «bonnes nouvelles »[4] de l'économie américaine. Ce type de comportement permet aux producteurs d'adapter leurs stratégies de gestion de production et de stock en fonction de la nature des nouvelles et de la situation économique anticipée pour mieux tirer profit du marché.

Ce mémoire est divisé comme suit. Le CHAPITRE I présente un aperçu des caractéristiques des marchés des produits de base. En particulier, nous allons traiter de la définition des produits de base, des types de produits de base et du mode de fonctionnement des marchés de produits de base (les contrats à livraison différée, les contrats à terme, les options et les indices). Le CHAPITRE II couvre la littérature existante sur l'impact des nouvelles macroéconomiques et monétaires sur le prix des produits de base. Le CHAPITRE III explique la méthodologie utilisée pour le calcul des composantes surprises et le modèle utilisé. Le CHAPITRE IV contient la description des données utilisées. Finalement, le CHAPITRE V présente les résultats et leur analyse, qui sera suivi de la conclusion.

[4] Shaun et Marco (2008) ont défini les «bonnes nouvelles» comme étant des nouvelles surprises qui tendent à augmenter les prix des produits de base. Par exemple, des annonces de croissance de PIB plus élevé que prévu.

CHAPITRE I

MARCHÉ DES PRODUITS DE BASE

1.1 Concept de produit de base

Le concept de produit de base est loin d'avoir une seule définition. D'un point de vue économique, les produits de base sont *« des matières premières essentielles qui proviennent du secteur primaire, qui inclut l'agriculture et l'industrie minière. Ils peuvent aussi inclure les produits intermédiaires »* (Demidova-Menzel et Heidorn, 2007). D'un point de vue financier, les produits de base sont considérés comme *« des biens intermédiaires avec des standards de qualité et qui peuvent être échangés dans un marché international liquide et compétitive »* (Clark et *al.,* 2001).

1.2 Types de produits de base

Les produits de base couvrent plusieurs catégories de produits:

- les produits énergétiques: Ils incluent le pétrole brut, le mazout, le gaz naturel, l'électricité, les produits de raffinerie, etc.
- les produits miniers non-énergétiques: On y trouve les métaux de base ferreux (fer, acier doux, fonte), les métaux non ferreux (aluminium, cuivre, plomb, zinc,

etc.), les métaux rares (or, argent, platine, palladium, etc.), d'autres types de métaux (diamant, phosphates, etc.).

- les produits agricoles : On y trouve les céréales (blé tendre, blé dur, orge, riz, etc.), les produits de breuvage (thé, café, etc.), les fruits (datte, banane, agrumes, etc.), les viandes (bœuf, poulet, porc, agneau, etc.), d'autres produits agricoles (huiles, sucre, pomme de terre, coton, etc.).

1.3 Fonctionnement des marchés des produits de base

1.3.1 Achat physique des produits de base

Il s'agit d'une opération d'achat physique des produits effectuée par les investisseurs ou les gestionnaires des fonds d'investissement dans les marchés au comptant. La transaction peut se faire directement avec le producteur ou par le biais d'un intermédiaire. Toutefois, cette méthode d'investissements peut se révéler onéreuse et compliquée pour certains types de produits comme par exemple les produits énergétiques (électricité, pétrole, gaz naturel, etc.) pour lesquels les méthodes de stockage et d'infrastructure peuvent constituer un handicap majeur à l'investissement.

1.3.2 Achat des actions

C'est une méthode traditionnelle d'investissement dans les produits de base où les investisseurs vont simplement se procurer les actions des compagnies (par exemple, les compagnies énergétiques) dans l'espoir de faire des profits suite à des signes positifs du marché.

1.3.3 Achat des contrats à terme

Il s'agit d'un contrat ferme et définitif qui lie deux parties, pour livrer ou recevoir une quantité de produits de base à une date future et pour un prix fixé à l'avance lors de la signature du contrat. L'exécution de ce type de contrat se fait sur place dans les marchés d'échange officiels (EUREX, CBOT, etc.) ou de façon électronique entre les membres de ces marchés. L'intérêt pour l'achat des contrats à terme est double. D'une part, ils permettent aux producteurs et aux négociants de mieux gérer le risque en se protégeant contre la variation des prix. D'autre part, ils permettent aux spéculateurs de réaliser des profits à court terme en prenant des positions à l'achat ou à la vente, en fonction de l'évolution anticipée des cours des produits.

1.3.4 Achat des options

Il s'agit d'un contrat qui procure à son détenteur le droit d'acheter (ou de vendre) une certaine quantité du produit de base, appelé le sous-jacent, à un prix fixé à l'avance, et ce pendant toute la durée de vie de l'option. L'émetteur de l'option s'engage irrévocablement à acheter (ou à vendre) le sous-jacent au détenteur de l'option si celui-ci désire exercer son droit. Les options sont échangées dans des marchés officiels (par exemple CBOE) ou négociées gré à gré sur le marché OTC (Over The Counter) entre les banques et les entreprises.

1.3.5 Investissement en indice

À l'origine, les indices sont créés pour mesurer principalement la performance des marchés financiers. Les produits de base n'ont pas échappé à cette règle puisque plusieurs indices ont été créés pour répondre à la demande relative à la mesure de la performance de ces marchés. Les principaux indices des marchés sont les suivants:

1.3.5.1 Indice CRB de Reuters-Jefferies

L'indice Thomson Reuters/Jefferies CRB est l'indice le plus connu des marchés des produits de base puisqu'il est considéré depuis longtemps comme le baromètre majeur des prix des produits de base. Il s'agit d'un indice de contrats à terme sur les matières premières. Depuis sa création en 1957, l'indice CRB a été régulièrement réajusté pour mieux refléter les changements au niveau du marché. Son calcul est basé sur la moyenne de 19 contrats choisis en fonction de leur importance dans l'environnement économique du marché des produits de base.

Les 19 produits de base servant au calcul de cet indice sont regroupés dans quatre sous-indices, créés afin de mieux refléter les évolutions sectorielles au niveau du marché: secteur pétrolier (pétrole brut, mazout et gaz de ville), secteur des matières premières dont les marchés sont très liquides (or, aluminium, cuivre, maïs, soja, bétail et gaz naturel), secteur des matières premières dont les marchés sont liquides (sucre, coton, café et cacao) et secteur des matières premières de diversification (argent, nickel, blé, porc maigre et jus d'orange).

1.3.5.2 Indice S&P GSCI (S&P Goldman Sachs Commodity Index)

L'indice *S&P GSCI* est le fruit de la fusion récente en 2007 des deux indices très connus sur le marché des produits de base, soit l'indice des produits de base S&P (*Standard & Poor's*) et l'indice GSCI (*Goldman Sachs Commodity Index*). Il est considéré comme l'une des meilleures références permettant de mesurer l'évolution du marché des produits de base. Tout comme l'indice CRB de Reuters-Jefferies, cet indice est calculé sur la base de 24 contrats à terme qui sont regroupés en 5 secteurs : secteur énergétique (pétrole brut, mazout, gasoil, gaz de ville et gaz naturel), secteur des métaux industriels (zinc, cuivre, aluminium, plomb et nickel), secteur des métaux précieux (or, argent), secteur agricole (maïs, blé, soja, cacao, café, sucre et coton) et secteur des produits vivants (porcs maigres et bétail sur pied).

1.3.5.3 Indice UBS CMCI (Bloomberg Constant Maturity Commodity Index)

Tout comme les deux premiers indices, cet indice est composé de contrats futurs qui couvrent 26 produits de base organisés en 5 secteurs dont les produits sont similaire à ceux de la classe S&P GSCI : secteur énergétique (pétrole brut, mazout, gasoil, gaz de ville et gaz naturel), secteur des métaux industriels (zinc, cuivre, aluminium, plomb et nickel), secteur des métaux précieux (or, argent), secteur agricole (maïs, blé, soja, cacao, café, sucre et coton) et secteur des produits vivants (porcs maigres et bétail sur pied).

Dans le cadre de ce travail, nous avons choisi de travailler avec les indices de produits de base. Plus spécifiquement, nous allons étudier la réaction des deux dernières classes d'indices de produits de base (S&P GSCI et UBS CMCI) face à l'afflux des nouvelles macroéconomiques et monétaires. Nous procédons maintenant à une revue des études antérieures ayant analysé l'impact des nouvelles sur les prix des produits de base.

CHAPITRE II

REVUE DE LITTÉRATURE

> *« Porcs, jus d'orange, sucre, et café…. Cela ressemble à un menu de petit déjeuner, tout comme un plan d'investissement, mais ce pourrait être le meilleur argent que vous dépensez à jamais, en particulier si les actions américaines continuent à patauger. Après tout, le petit déjeuner est le plus important repas du jour. » - Jim Rogers, le petit déjeuner des champions, le 3 juillet 2002*

La plupart des études d'impact des nouvelles macroéconomiques et monétaires concernent les actifs financiers. En effet, des chercheurs ont investigué l'impact de ces types de nouvelles sur les marchés des obligations (par exemple, Kim et Sheen (2000), Balduzzi, et al. (2001)), d'autres se sont penché sur les actions boursières (par exemple, Boyd et al. (2005)) alors qu'autres ont préféré plutôt étudier l'impact sur les taux de change (par exemple, Karfakis et Kim (1995), (Kim (1998), etc.). Toutefois, les études qui concernent l'impact des nouvelles macroéconomiques et monétaires sur les produits de base sont moins nombreuses et elles été très limitées par le passé.

L'une des premières études réalisée dans ce champ de recherche est celle de Frankel et Hardouvelis (1985) qui ont investigué le comportement théorique et empirique des prix des produits de base avant et après l'annonce de nouvelles sur la masse

monétaire par la réserve fédérale américaine. Tout d'abord, les auteurs ont procédé à un développement théorique en dérivant une équation qui relie les changements des prix des produits de base entreposables aux surprises monétaires hebdomadaires. D'une part, ils ont démontré qu'il ne suffit pas seulement que les changements de masse monétaire soient temporaires pour obtenir une relation négative entre la réaction des prix des produits de base et la surprise monétaire. D'autre part, ils ont argumenté de la nécessité que les investisseurs perçoivent les changements au niveau de la demande monétaire comme partiellement temporaire et ils ont souligné que seule la composante non anticipée des annonces de stocks monétaires doit être prise en considération.

Ensuite, les auteurs ont procédé à une analyse empirique en étudiant la réaction des prix des cotations de neuf produits de base face aux nouvelles de masse monétaire annoncées les vendredis pour une période située entre novembre 1978 et novembre 1982. Pour ce faire, ils ont divisé leur échantillon en deux sous-périodes[5]. Dans la première sous-période, ils ont trouvé que, excepté pour le cacao, les produits de base ne réagissent pas significativement aux nouvelles monétaires alors que dans la deuxième sous-période, ils ont trouvé que quatre produits de base réagissent négativement aux surprises monétaires positives. Les auteurs ont attribué ce résultat au fait que les marchés ont confiance dans les mesures prises par la réserve fédérale américaine qui consiste à contrôler la croissance de la masse monétaire (M1) durant la deuxième sous-période. En effet, les auteurs considèrent que les marchés anticipent une action rapide de la réserve fédérale américaine suite à une surprise positive de l'offre de monnaie.

Dans une étude similaire mais plus étendue que celle de Frankel et Hardouvelis (1985), Barnhart (1988) a analysé la réaction des prix de 15 produits de base à six

[5] Durant la première sous-période (03/11/1978-05/10/1979), la réserve fédérale américaine ciblait seulement les taux des fonds fédéraux. Durant la deuxième sous-période (06/10/1979- 05/11/1982) la réserve fédérale américaine exerçait un contrôle de la masse monétaire (M1).

annonces de nouvelles macroéconomiques[6]. L'auteur a considéré trois sous-périodes qui correspondent à trois différents régimes monétaires de la réserve fédérale américaine. Les deux premières sous-périodes correspondent à celles choisi par Frankel et Hardouvelis (1985) alors que la troisième sous-période (octobre 1982 à décembre 1984) corresponds à un retour à la politique initiale de la réserve fédérale américaine d'avant 1979, soit celle d'une cible des taux de fonds fédéraux.

Les résultats de Barnhart (1988) confirment ceux de Frankel et Hardouvelis (1985), soit l'absence d'une réaction significative des prix des produits de base face aux nouvelles monétaires pendant la première sous-période. Durant la deuxième sous-période, l'auteur a rapporté des réponses significatives et négatives dues en majorité aux stocks de monnaie et aux taux de discount et de surtaxe. Toutefois, durant la troisième sous-période, l'auteur a trouvé des réponses positives et significatives des prix des produits de base face à des nouvelles non anticipées de l'activité économique. En considérant ensemble les trois sous-périodes, l'auteur a trouvé une réaction significative des prix de dix produits de base face aux nouvelles de l'offre de monnaie.

Ghura (1990) a utilisé des données américaines plus récentes, soit entre 1985 et 1989, pour étudier l'impact de quatorze nouvelles macroéconomiques et monétaires sur les prix de 20 produits de base qu'il a regroupés en quatre catégories (les aliments et le bétail, les cultures, l'énergie et les métaux). Les résultats d'analyse de l'échantillon dans son ensemble montrent que la plupart des produits de base ne réagissent pas aux surprises des nouvelles macroéconomiques et monétaires. L'auteur a ensuite subdivisé l'échantillon en trois sous-périodes[7]. Les résultats de son analyse montrent que les produits de base ne réagissent pas significativement aux

[6] Les six annonces macroéconomiques sont : le taux de discount, le taux de surtaxe, les stocks de monnaie, le taux d'inflation, le taux de chômage et la production industrielle.

[7] Ghura (1990) a défini trois sous-périodes : 1ère sous-période (11/02/1985-09/30/1986), 2ème sous-période (10/01/1986-12/31/1987) et 3ème sous-période (01/02/1988-05/31/1989)

nouvelles macroéconomiques et monétaires pendant la première et la troisième sous-période. Toutefois, la plupart des produits de base réagissent significativement aux nouvelles macroéconomiques et monétaires pendant la deuxième période qui corresponds à une phase où l'économie était en pleine reprise à la suite de la récession qui a avait commencé en janvier 1986.

Ghura (1990) a également trouvé que les nouvelles de stock monétaire ne jouent pas un rôle dans l'explication de la réaction des prix des produits de base, ce qui logique puisque la réserve fédérale américaine n'avait pas une cible pour M1 durant la période d'étude; ce résultat corrobore avec les résultats de Frankel et Hardouvelis (1985) et de Barnhart (1988) qui n'ont pas trouvé non plus une réponse significative des prix des produits de base durant la période précédente à 1979 où la réserve fédérale américaine n'avait pas une cible pour M1.

Christie-David et al. (2000) ont utilisé des données intra-journalières pour étudier la réaction des prix à terme de l'or et du cuivre face à l'afflux de 23 nouvelles macroéconomiques américaines pendant la période comprise entre 1992 et 1995. En guise de comparaison, les auteurs ont inclus également la réaction des taux d'intérêt à terme face aux mêmes annonces macroéconomiques. Les résultats de leur étude montrent que les taux d'intérêt à terme réagissent très fortement à la plupart des nouvelles macroéconomiques comparées aux prix des métaux à terme (or et cuivre) qui réagissent seulement à quelques annonces macroéconomiques. En effet, les deux métaux réagissent fortement aux nouvelles sur la capacité d'utilisation et sur le taux de chômage. De plus, l'or réagit fortement aux nouvelles sur l'indice à la consommation.

L'intérêt pour les études d'impact de nouvelles macroéconomiques et monétaires est devenu important après la crise de 2007-2008, suite à la chute des actifs financiers. Parmi les études post-crise figure celle de Kilian et Vega (2008) qui ont étudié l'effet de trente nouvelles macroéconomiques américaines sur les prix de l'énergie en utilisant des données quotidiennes sur le prix du pétrole brut et de l'essence pour la

période de 1983 à 2008[8]. Les résultats de leur étude montrent une réponse non significative des prix de l'énergie face aux nouvelles macroéconomiques américaines à des horizons journaliers. Les auteurs ont essayé d'étendre leur étude en effectuant une régression jointe sur des horizons mensuels (20 jours), en considérant comme hypothèse que la réaction des prix énergétiques aux nouvelles n'est pas immédiate. Toutefois, les résultats ne sont pas concluants puisque la réponse des prix de l'énergie aux nouvelles est non significative.

Shaun et Marco (2009) ont étudié l'impact de treize nouvelles macroéconomiques périodiques sur les prix quotidiens des contrats à terme de douze produits de base qui ont regroupé en cinq catégories (métaux précieux, métaux de base, énergie et produits agricoles). Ils ont démontré que le prix de certains produits augmente suite à des « bonnes nouvelles »[9] sur l'activité économique (par exemple, les salaires non-agricoles et la production industrielle). Ils ont constaté que les produits énergétiques sont les moins sensibles aux nouvelles, ce qui confirme le résultat de Kilian et Vega (2008). Le concept de cyclicité a été également investigué par les auteurs qui ont trouvé que les métaux de base et les produits agricoles montrent une sensibilité pro-cyclique des prix tandis que l'or est contra-cyclique à court terme, c'est-à-dire que son prix augmente quand les indicateurs d'activités économiques sont faibles.

Dans une autre étude, Hess et al. (2008) ont étudié l'impact de 17 nouvelles macroéconomiques américaines sur deux indices de produits de base, soit l'indice de produits de base CRB/Reuters et l'indice de produits de base S&P GSCI. Le choix des deux indices est justifié par leur grande importance sur le marché des produits de base. L'échantillon considéré par les auteurs s'étale entre 1989 et 2005. Lorsque le

[8] Pour des raisons de disponibilité de données, Kilian et Vega (2008) ont limité l'échantillon des prix de pétrole brut WTI aux données de mai 1983 à avril 2008, et les prix réguliers d'essence aux données de janvier 2003 à avril 2008.

[9] Shaun et Marco (2009) ont défini les «bonnes nouvelles» comme étant des nouvelles surprises qui tendent à augmenter les prix des produits de base. Par exemple, des annonces de croissance de PIB plus élevé que prévu.

cycle économique n'est pas pris en considération, les deux indices CRB/Reuters et S&P GSCI montrent une réaction modérée et non significative face aux nouvelles macroéconomiques. Toutefois, en considérant l'état de l'économie, les deux indices réagissent de façon positive et significative aux nouvelles macroéconomiques pendant les périodes de récession comparée aux périodes d'expansion.

Dans une étude similaire à celle de Kilian et Vega (2008), Basistha et Kurov (2015) ont étudié l'impact de 129 nouvelles [10] de la FOMC « Federal Open Market Committee» sur les prix de trois produits énergétiques (pétrole brut, essence et mazout) en utilisant des données intra-journalières américaines limitées à un intervalle entre 10 minutes avant et 20 minutes après l'annonce de la nouvelle. Les auteurs ont démontré d'une part, la présence des effets négatifs et très significatifs de la politique monétaire sur les prix et d'autre part, ils ont trouvé que les prix de l'énergie tendent à répondre beaucoup plus fortement aux surprises cibles pendant les périodes de récession comparée aux périodes d'expansion. Les auteurs ont conclu par considérer que les prix énergétiques réagissent au même point que les prix des actifs financiers aux nouvelles monétaires dans un délai d'un jour. Les résultats de Basistha et Kurov (2012) confirment les résultats d'Hess et al. (2008) qui ont démontré que la réaction des prix aux surprises des annonces macroéconomiques dépend de l'état de l'économie.

Notre revue de la littérature révèle que les effets des nouvelles macroéconomiques et monétaires sur les prix des produits de base sont plutôt variables selon les périodes et les classes de produits de base. La réaction à l'afflux des nouvelles tend à être plus importante durant les périodes de récession économique comparée aux périodes d'expansion. Ce dernier constat est très important puisque nous allons aussi tester l'effet des produits de base aux nouvelles macroéconomiques et monétaires selon le cycle économique. Nous pouvons à priori émettre l'hypothèse selon laquelle la réaction des produits de base est plus importante en période de récession qu'en

[10] 129 occasions d'annonces macroéconomiques

période d'expansion. Plus encore, nous allons aussi comparer la réaction du prix des produits de base aux nouvelles entre les deux dernières récessions dont la sévérité, mesurée en termes d'impact économique et durée, est différente.

CHAPITRE III

MODÈLES UTILISÉS

3.1 Estimation par la méthode des moindres carrés ordinaire et correction Newey-West

Pour tester l'effet des nouvelles macroéconomiques et monétaires sur les deux classes S&P GSCI et UBS CMCI étudiées, nous avons d'abord utilisé un modèle linéaire ayant la forme suivante:

$$R = X\beta + \varepsilon, \tag{3.1}$$

où

X: est la matrice des variables explicatives du modèle (nouvelles macroéconomiques et monétaires, variable dépendante retardée et constante)

β*:* représente le vecteur des coefficients qui quantifient l'effet marginal de chacun des régresseurs sur *Y*

R: représente la variation du logarithme de prix de l'indice et des sous-indices des

produits de base étudiés, exprimés en termes de rendement journalier excédentaire[11]. Il peut être exprimé par la formule suivante :

$$R = log(\frac{P_t}{P_{t-1}}) \quad (3.2)$$

où P_t est le prix de l'indice et des sous-indices étudiés au temps t, exprimé en terme de rendement journalier excédentaire.

Deux scénarios ont été testés : un modèle non conditionnel à l'état de l'économie et un modèle lié à l'état de l'économie. Nous avons estimé nos modèles par la méthode des moindres carrés ordinaires, mais nous avons recours à la méthode développée par Newey et West (1987), comme estimateur asymptotiquement convergent de la matrice de variance-covariance des coefficients en présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation.

3.1.1 Modèle non-conditionnel à l'état de l'économie

Dans un premier temps, nous allons investiguer l'impact des nouvelles macroéconomiques et monétaires sur les deux indices S&P GSCI et UBS CMCI ainsi que sur leurs sous-indices respectifs sans prendre en considération le cycle économique. En travaillant avec seulement des indices qui regroupent en même temps plusieurs catégories de produits (énergétique, métaux industriels, métaux précieux, agriculture et élevage), nous estimons que les résultats peuvent être estompés si les directions des effets des nouvelles sur les produits de base qui forment chacun des indices se trouvent opposées, d'où l'intérêt d'explorer la réaction

[11] L'indice du rendement excédentaire sur le S&P GSCI (UBS CMCI) intègre les rendements de l'indice GSCI S&P (UBS CMCI) au comptant ainsi que la remise ou prime obtenue par roulement hypothétique des positions dans ces contrats ou report alors qu'ils approchent de la livraison

des sous-indices aussi.

Notre méthodologie de travail est inspirée principalement de la littérature économique qui traite de l'impact des nouvelles macroéconomiques et monétaires sur les actifs financiers et les produits de base. En effet, nous allons régresser la variation du rendement quotidien de chacun des indices et des sous-indices étudiés par rapport à la composante surprise des nouvelles étudiées selon l'équation suivante:

$$R_t = \alpha + \gamma . R_{t-1} + \sum_{i=1}^{17} \beta_i . S_{i,t} + \varepsilon_t \qquad (3.3)$$

R_t représente la variation du logarithme de prix de l'indice et des sous-indices des produits de base étudiés, exprimés en termes de rendement journalier excédentaire

R_{t-1} représente la variation du logarithme de prix retardée. Il est inclut principalement pour contrôler l'autocorrélation qui caractérise les données des rendements journaliers des produits de base (voir Hess all (2008) et Flannery et Protopapadakis (2002)).

$S_{i,t}$ représente la surprise standardisée de la nouvelle i. Si i n'est pas annoncé le jour t, alors $S_{i,t}$ est nulle.

β_i est le coefficient de réponse prix à la composante surprise de la nouvelle i.

3.1.2 Modèle lié à l'état de l'économie

Dans cette partie du travail, nous allons conditionner les prix en fonction du cycle économique. En d'autres mots, nous allons subdiviser notre échantillon en deux parties pour mieux refléter l'état de l'économie. De ce fait, nous allons avoir un échantillon qui correspond aux périodes de récession et un autre qui correspond aux périodes d'expansion. L'objectif est de tester l'asymétrie de la réponse des prix par

rapport au cycle économique.

3.1.2.1 Premier modèle

L'équation 3.4 représente notre premier modèle lié à l'état de l'économie qui est similaire au modèle de Hess et *al.* (2008):

$$R_t = \alpha_1 + \gamma . R_{t-1} + \sum_{i=1}^{17} \beta_i^{rec} . D_i^{rec} . S_{i,t} + \sum_{i=1}^{17} \beta_i^{exp} . D_i^{exp} . S_{i,t} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

D_i^{exp} (D_i^{rec}) est une variable dichotomique qui prend une valeur 1 si l'économie est en expansion (récession) et zéro autrement. Les autres variables de l'équation correspondent à ceux de l'équation précédente.

Pour définir une période de récession par rapport à une période d'expansion, nous avons retenu la classification du bureau national de la recherche économique (*National Bureau of Economic Research*, NBER)[12]. Les décisions de classification des points d'inflexion du cycle économique par le NBER sont basées principalement sur les conditions générales d'activité économique, en particulier, le PIB réel, le revenu réel, l'emploi, la production industrielle et les ventes en gros et au détail.

3.1.2.2 Deuxième modèle

Dans ce modèle, nous avons séparé notre échantillon de manière à identifier les deux périodes de récession. L'objectif est de toujours tester l'asymétrie de réaction des

[12] La variable binaire qui capture les périodes de récession et d'expansion selon la définition du Bureau national de la recherche économique (NBER) est fournie par le site de la Banque fédérale de réserve de St. Louis (https://research.stlouisfed.org/fred2/release?rid=242). La période de récession est définie comme celle suivant le pic au creux.

prix des indices et des sous-indices étudiés en fonction de l'état de l'économie tout en comparant la réaction des prix durant les deux dernières récessions. À notre connaissance, aucune étude n'a abordé cette thématique. En testant ce modèle, nous pourrons comparer le comportement des investisseurs entre les deux récessions. Nous serons ainsi capables de vérifier si ce comportement est resté constant ou non. En d'autres mots, nous allons vérifier s'il y a une dynamique dans la réaction des prix d'une période de récession à l'autre. La première récession vécue en 2001 est relativement plus courte et moins sévère que la deuxième et dernière récession vécue en 2008-2009. Ci-après le modèle testé :

$$R_t = \alpha_1 + \gamma . R_{t-1} + \sum_{i=1}^{17} \beta_i^{exp} . D_i^{exp} . S_{i,t} + \sum_{i=1}^{17} \beta_i^{rec1} . D_i^{rec1} . S_{i,t} + \sum_{i=1}^{17} \beta_i^{rec2} . D_i^{rec2} . S_{i,t} + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

D_{1i}^{rec1} (D_{2i}^{rec2}) est une variable dichotomique qui prend une valeur 1 pendant la première récession (deuxième récession) et zéro autrement.

Les autres variables du modèle sont similaires à celles de l'équation précédente.

3.2 Estimation par la méthode GARCH-M

Certains modèles linéaires tels que ceux estimés dans la première partie sont souvent critiqués parce qu'ils sont incapables d'expliquer un certain nombre de caractéristiques typiques aux séries financières. Parmi ces caractéristiques figurent :

- *La leptokurticité* : Une distribution de rendement est considérée leptokurtique lorsque la queue est plus épaisse que celle d'une loi normale. C'est généralement le cas, lorsque le coefficient du Kurtosis est supérieur à 3.

- *Le regroupement de volatilité* : Il s'agit d'une tendance observée au niveau des séries financières et qui consiste en un regroupement des périodes de haute volatilité et des périodes de basse volatilité.

- *L'effet de levier* : Il s'agit d'un phénomène observé au niveau de la plupart des séries financières alors où on observe qu'une chute de prix provoque une hausse de la volatilité qui est supérieure à celle générée par une hausse de prix de la même ampleur. En effet, un choc négatif, suite à une chute de prix, à tendance à réduire la valeur d'une firme, ce qui haussera son ratio d'endettement. L'état financier de la firme étant plus fragile, alors la volatilité augmente.

Pour tenir compte de ces caractéristiques, des modèles ont été développés pour mieux modéliser les séries financières. Parmi ces modèles figure le modèle de type GARCH en moyenne, noté GARCH-M (Engle, Lilien et Robbins (1987). Plus particulièrement, nous avons opté dans le cadre de ce travail pour l'utilisation du modèle GARCH-M (1,1), où la variance conditionnelle est une variable explicative de la moyenne conditionnelle. En effet, notre choix du modèle GARCH-M(1,1) est motivé d'une part la présence d'un biais d'hétéroscédasticité (tableau A1, test de white) et d'autre part par le regroupement de volatilité, tel qu'illustré dans les figures A1 et A2 (annexe).

Le modèle GARCH-M(1,1) est souvent utilisé pour modéliser des séries financières dont le rendement est lié au risque associé à l'actif étudié. En effet, la compréhension du compromis entre le risque et le rendement est essentielle pour les investisseurs qui ne sont pas seulement intéressés aux potentiels rendements des actifs, mais aussi, à la taille du risque couru par leurs décisions d'investissement. Par conséquent, en

adoptant le modèle GARCH-M (1,1), nous serons en mesure de calculer la prime de risque associé aux indices étudiés.

La spécification du modèle GARCH-M (1,1) est définie par les deux équations suivantes:

$$y_t = \omega x_t + \delta\sigma_t^2 + \epsilon_t \; ; \qquad \epsilon_t \sim \mathrm{N}\,(0, \sigma_t^2) \tag{3.8}$$

$$\sigma_t^2 = \mu + \alpha\epsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 \tag{3.9}$$

Avec $\mu > 0$, $\alpha \geq 0, \beta \geq 0$ et δ (prime de risque) sont des constantes.

Comme c'était le cas pour l'estimation MCO, nous allons estimer un modèle lié à l'état de l'économie et un autre non lié à l'état de l'économie. Nous allons aussi tester pour ce dernier modèle deux cas de figure: un modèle où on compare les périodes de récession vis-à-vis les périodes d'expansion, et un autre où on compare aussi les deux périodes de récession de notre échantillon.

3.2.1 Modèle non lié à l'état de l'économie

La spécification de notre modèle GARCH-M (1,1) non lié à l'état de l'économie est représentée par les deux équations suivantes :

$$R_t = \alpha + \gamma . R_{t-1} + \sum_{i=1}^{17} \omega_i . S_{i,t} + \delta_t\sigma_t^2 + \varepsilon_t \; ; \qquad \epsilon_t \sim \mathrm{N}\,(0, \sigma_t^2) \tag{3.10}$$

$$\sigma_t^2 = \mu + \alpha\epsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 \tag{3.11}$$

où

R_t représente la variation du logarithme de prix de l'indice et des sous-indices des

produits de base étudiés, exprimés en termes de rendement journalier excédentaire

R_{t-1} représente la variation du logarithme de prix retardée

$S_{i,t}$ représente la surprise standardisée de la nouvelle *i*.

ω_i est le coefficient de réponse prix à la composante surprise de la nouvelle i.

σ_t^2 représente la variance de ϵ_t

δ_t est la prime de risque

3.2.2 Modèle lié à l'état de l'économie

3.2.2.1 Premier modèle

Notre premier modèle GARCH-M lié à l'état de l'économie est représenté par les équations suivantes :

$$R_t = \alpha_1 + \gamma . R_{t-1} + \sum_{i=1}^{17} \omega_i^{rec} . D_i^{rec} . S_{i,t} + \sum_{i=1}^{17} \omega_i^{exp} . D_i^{exp} . S_{i,t} + \delta_t \sigma_t^2 + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

$$\sigma_t^2 = \mu + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (3.13)$$

où

D_i^{exp} (D_i^{rec}) est une variable dichotomique qui prend une valeur 1 si l'économie est en expansion (récession) et zéro autrement.

Les autres variables de l'équation correspondent à ceux de l'équation précédente.

3.2.2.2 Deuxième modèle

D*ans* ce modèle, nous avons séparé notre échantillon en fonction des deux périodes de récession. L'objectif est de toujours tester l'asymétrie de réaction des prix des indices et des sous-indices étudiés en fonction de l'état de l'économie tout en comparant la réaction des prix durant les deux périodes de récession. Les deux équations suivantes représentent notre modèle:

$$R_t = \alpha_1 + \gamma . R_{t-1} + \sum_{i=1}^{17} \omega_i^{exp} . D_i^{exp} . S_{i,t} + \sum_{i=1}^{17} \omega_i^{rec1} . D_i^{rec1} . S_{i,t} + \sum_{i=1}^{17} \omega_i^{rec2} . D_i^{rec2} . S_{i,t} + \delta_t \sigma_t^2 + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

$$\sigma_t^2 = \mu + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (3.15)$$

D_{1i}^{rec1} (D_{2i}^{rec2}) est une variable dichotomique qui prend une valeur 1 pendant la première récession (deuxième récession) et zéro autrement. Les autres variables du modèle sont similaires à ceux de l'équation du modèle 1.

CHAPITRE IV

DONNÉES UTILISÉES

4.1 Nouvelles macroéconomiques et monétaires

Dans le but de vérifier l'impact des nouvelles macroéconomiques et monétaires sur les indices et les sous-indices des produits de base étudiés, nous avons choisi de travailler avec les données de 17 nouvelles macroéconomiques et monétaires américaines. Le tableau 4.1 illustre une description détaillée de chacune de ces nouvelles. On y trouve le code Bloomberg correspondant, l'organisme responsable de la publication de la nouvelle, le nombre d'observations, la période de disponibilité des observations et la fréquence de publication. Nous avons aussi attitré à chacune des nouvelles une abréviation pour une meilleure présentation des résultats dans les tableaux.

Nous avons classé les nouvelles étudiées en trois catégories. La première catégorie est celle appelée « activité réelle ». On y trouve 12 annonces macroéconomiques qui sont toutes publiées mensuellement, sauf le PIB qui est publié trimestriellement. La deuxième catégorie est nommée « inflation ». Elle regroupe l'indice de prix des consommateurs et l'indice de prix des producteurs. Les deux indices sont publiés mensuellement. Finalement, la dernière catégorie des annonces est libellée « autres ». On y trouve principalement la seule annonce monétaire de notre étude qui est le taux

cible des fonds fédéraux. On y trouve aussi deux annonces macroéconomiques, soit la balance commerciale et l'indice de référence avancé des indicateurs de la *« Conference Board »*. Ce dernier, représente un indice économique composite conçu pour signaler les pics et les creux dans un cycle économique. Il est construit à partir de 10 indices économiques et monétaires américaines: les heures hebdomadaires moyennes travaillées (fabrication), les demandes initiales moyennes hebdomadaires pour l'assurance-chômage, les nouvelles commandes de biens et matériaux de consommation, l'indice ISM des nouvelles commandes, les nouvelles commandes des fabricants de biens d'équipement non militaires à l'exclusion des commandes d'avions, les permis de construction des nouvelles unités de logement privé, les prix des actions (500 actions ordinaires), l'indice précurseur de crédit, le taux d'intérêt de 10 ans et les attentes moyennes de consommation pour les conditions d'affaires.

Les données de nouvelles utilisées sont toutes extraites de la base de données de Bloomberg et couvrent une période allant de septembre 1997 à avril 2014. Deux types de données sont collectés : les données réelles et les données de sondage de prévision auprès des économistes. Ces dernières données proviennent d'un sondage effectué par Bloomberg auprès des principaux économistes et analystes qui représentent des institutions économiques et financières importantes. Le sondage est réalisé quelques semaines avant la publication des données de chaque indicateur. Le nombre de participants au sondage varie d'une variable à l'autre et d'une période à l'autre puisque la participation reste volontaire. La prévision basée sur le sondage est calculée comme étant la médiane des prévisions. Le choix de l'utilisation des données de prévisions du sondage de Bloomberg comme un proxy pour les attentes du marché est motivé principalement par les études économiques qui ont démontré que ce type sondage de prévision performe mieux que les prévisions basées sur les valeurs historiques des variables macroéconomiques.

Le choix du type de nouvelles macroéconomiques et monétaires étudiées est justifié d'une part par la disponibilité des données de prévision, et d'autre part, par

l'importance souvent soulignée de ces nouvelles, sur le comportement des marchés financiers américains. Tout comme Hess et *al.* (2008), nous avons limité notre choix aux nouvelles américaines puisque les indices choisis sont listés aux États-Unis et ils sont majoritairement transigés par des investisseurs américains.

En supposant que les marchés des produits de base sont efficients, seules les nouvelles non attendues vont impacter les prix des produits de base. C'est pourquoi nous avons décidé d'isoler la composante surprise en utilisant les données réelles et les données de prévision. Nous avons calculé l'écart entre les valeurs réelles observées $X_{i,t}$ des nouvelles étudiées et leurs valeurs prédites $E(X_{i,t})$ mesurées par les points médians de l'enquête de sondage de Bloomberg, divisé par l'écart-type σ_t. De ce fait, les coefficients de régression vont être facilement interprétables puisque chaque coefficient va représenter le changement au niveau des prix pour chaque changement d'une unité d'écart-type d'une surprise donnée. La formule de calcul de la surprise standardisée ($S_{i,t}$) est la suivante:

$$S_{i,t} = \frac{X_{i,t} - E(X_{i,t})}{\sigma_t} \qquad (4.2)$$

i indique le type de nouvelle testée, avec i = 1,…, 17

σ_t représente l'écart-type de la surprise $[X_{(i,t)} - E(X)_{(i,t)}]$

Une surprise positive signifie que les économistes qui ont participé à l'enquête de prévision de Bloomberg sont plus optimistes par rapport à la variable macroéconomique ou monétaire concernée alors qu'une surprise négative signifie plutôt que les économistes sont pessimistes par rapport aux résultats de la variable sans pour autant considéré que ces résultats ne sont pas bons.

Tableau 4.1: Annonces macroéconomiques et monétaires américaines

Annonce (**abréviation**)	Unité	Source[13]	Obs.	Disponibilité		Fréquence
				De	À	
Activité économique						
Commandes de biens durables (**CBD**)	Variation mensuelle (en %)	BC	198	11/1997	04/2014	Mensuelle
Production industrielle (**PI**),	Variation mensuelle (en %)	FRB	198	11/1997	04/2014	Mensuelle
Indice PMI de l'*Institute for Supply Management* (**ISM**)	Pourcentage	ISM	198	11/1997	04/2014	Mensuelle
Ventes au détail (**VD**)	Variation mensuelle (en %)	BC	155	06/2001	04/2014	Mensuelle
Fabrication et stocks de commerce (**FSC**)	Variation mensuelle (en %)	BC	196	12/1997	03/2014	Mensuelle
Indice de confiance des consommateurs-Michigan (**ICCM**)	Indice, en niveau	UM	180	05/1999	04/2014	Mensuelle
Indice de confiance des consommateurs C.B. (**ICCCB**)	Indice, en niveau	CB	199	10/1997	04/2014	Mensuelle
Dépenses de construction (**DC**)	Variation mensuelle (en %)	BC	198	10/1997	04/2014	Mensuelle
Emploi non-agricole (**ENA**)	Variation mensuelle nette	BLS	199	10/1997	04/2014	Mensuelle
Revenu personnel (**RP**)	Variation mensuelle (en %)	BEA	195	02/1998	04/2014	Mensuelle
Taux de chômage (**CHO**)	Pourcentage	BLS	199	11/1997	04/2014	Mensuelle
PIB américain (**PIB**)	Variation trimestrielle (en %)	BEA	68	09/1997	06/2014	Trimestrielle
Inflation						
Indice de prix des consommateurs (**IPC**) [14]	Variation annualisé (en %)	BLS	125	12/2003	04/2014	Mensuelle
Indice de prix des producteurs (**IPP**)	Variation mensuelle (en %)	BLS	196	10/1997	01/2014	Mensuelle
Autres						
Balance commerciale (**BC**)	Milliards de dollars	BEA	198	10/1997	04/2014	Mensuelle
Indice de référence des indicateurs de la C.B. (**IRICB**)	Variation mensuelle (en %)	CB	199	11/1997	04/2014	Mensuelle
Taux cible des fonds fédéraux (**TD**)	Pourcentage	FRB	139	11/1997	04/2014	Mensuelle

[13] Les abréviations des sources sont : BC (*Bureau of the Census*), FRB (*Federal Reserve Broad*)), ISM (*Institut for the Supply Chain Managment*), UM (*University of Michigan*), CB (*Conference Board*), BLS (*Bureau of labor statistics*), BEA (*Bureau of Economic Analysis*)

[14] Exclut les prix de l'alimentation et de l'énergie

4.2 Les produits de base

Nous avons utilisé des données quotidiennes de rendements excédentaires des deux indices futures de produits de base S&P GSCI et UBS CMCI ainsi que celles de leurs sous-indices respectifs. Chaque indice ou sous-indice est calculé en fonction des poids attribués aux produits de base qui le forme. Le choix de l'indice UBS CMCI à la place de l'indice CBR utilisé par Hess et *al.* (2008) est justifié principalement par la non-existence des données de rendement excédentaire pour les sous-indices CRB. En effet, seules les données de rendement spot sont disponibles.

La littérature économique traitant l'impact des nouvelles économiques sur les prix des produits de base utilise généralement le rendement basé sur l'indice du rendement excédentaire. L'étude de ce dernier fait abstraction de la réponse du prix du bon de trésor américain (US T-Bills) comme c'est le cas pour l'indice du rendement total. En effet, pour ce dernier, on suppose que pour chaque dollar investi dans les contrats à terme, un dollar est également investi dans un actif sans risque jusqu'à ce que ce contrat arrive à échéance. Cet investissement sans risque (T-bill) est appelé collatéral et il permet de couvrir le vendeur contre le risque de défaut de l'investisseur en cas d'évolution adverse des prix des contrats à terme.

L'indice S&P GSCI est l'indice le plus important des produits de base. Il est calculé sur la base de 24 contrats à terme de produits de base qui sont regroupés en cinq secteurs qui représentent cinq sous-indices. Sa méthode consiste à investir exclusivement dans le contrat à terme le plus proche alors que sa pondération est basée sur la production mondiale. Les contrats sont transigés dans le CME (*Chicago Mercantile Exchange*).

Le tableau 4.2 illustre la composition de chacun des cinq sous-indices qui forment l'indice S&P GSCI. Il y ressort que le sous-indice S&P GSCI d'énergie, occupe un poids très important dans la composition de l'indice S&P GSCI, soit environ 72%. Les deux secteurs d'agriculture et d'animaux d'élevage viennent ensemble en

deuxième place en occupant environ 19% alors que les deux secteurs de métaux (précieux et industriels) viennent en dernière position avec un poids d'environ 9% pour l'ensemble des deux sous-indices.

Quant à l'indice composite UBS CMCI, il est calculé sur la base de la moyenne de 27 contrats à terme. Sa méthode consiste à investir tout au long de la courbe des futures dans des contrats à terme avec une échéance donnée tout en optant pour des contrats à terme de durées diverses pour chacun des produits de base qui entre dans sa composition. Ces durées peuvent s'échelonner de trois mois (au minimum) à trois ans (au maximum). Sa pondération est faite à partir d'une combinaison entre la production, la consommation et la liquidité. Tout comme l'indice S&P GSCI, ces contrats à terme sont transigés dans le CME (*Chicago Mercantile Exchange*).

L'indice UBS CMCI présente la particularité d'avoir les mêmes classes de sous-indices que celles qui forment l'indice S&P GSCI. Le tableau 4.3 reporte la composition en produits de base de chacun de ces sous-indices ainsi que son poids d'importance. Il y ressort que le secteur d'énergie occupe une place moins importante que celle qu'il occupe dans l'indice S&P GSCI, soit 38,2% en comparaison avec 72,0% dans la classe S&P GSCI. Les secteurs d'agriculture et de métaux industriels sont plus représentés et occupent successivement 28.0% et 24,3% de la composition de l'indice UBS CMCI. Les secteurs de métaux précieux et d'animaux d'élevage viennent en dernière position avec des poids ne dépassant guère 5% chacun.

Les données journalières des indices et des sous-indices S&P GSCI et UBS CMCI proviennent de la base de données de Bloomberg. Elles couvrent une période allant de septembre 1997 à avril 2014 pour la classe S&P GSCI et une période allant d'octobre 1997 à avril 2014 pour la classe UBS CMCI. Comme dans le cas de Hess et *al.* (2008), nous avons travaillé avec les données de rendement excédentaire où

l'indice est basé sur le rendement des prix à terme et sur le retour du roulement[15]. Ce dernier se réfère au rendement obtenu lorsque l'indice roule d'un contrat à échéance proche à un contrat avec une maturité plus longue. Il peut être positif ou négatif dépendamment de la courbe des prix dans le temps. En effet, il est positif si la courbe est en déport communément appelé en « backwardation », c'est-à-dire lorsque les prix des échéances futurs sont inférieurs au prix au comptant et il est négatif quand la courbe est en report, connu encore sous le nom de « contango ».

Les indices et les sous indices de la classe S&P GSCI et UBS CMCI servent de repère sur les tendances des marchés de produits de base. Toutefois, les institutions financières offrent aux investisseurs des produits financiers qui répliquent la performance des indices et des sous-indices des deux classes étudiées. Parmi ces produits, on cite : les fonds indiciels (ou ETF pour *Exchange Traded Funds*), les *Exchange Traded commodities* (ETC) et les certificats (ou ETN pour *Exchange Traded Notes*).

[15] Noté qu'il existe deux autres types de données pour les indices mais qui ne font pas l'objet de notre étude: les données des indices à rendement total où on inclut les rendements des indices à rendement excédentaire et le rendement des bons de trésor de 10 ans et les données des rendements au comptant (spot).

Tableau 4. 2: Composition des sous-indices S&P GSCI

SOUS-INDICES	CODE BLOOMBERG	2014	COMPOSITION
S&P GSCI Énergie	SPGCENP	71,96%	Pétrole brut et gaz naturel
S&P GSCI Métaux Industriels	SPGCINP	6,54%	Aluminium, cuivre, plomb, nickel et zinc
S&P GSCI Métaux Précieux	SPGCPMP	2,70%	Or et Argent
S&P GSCI Agriculture	SPGCAGP	12,96%	Blé, Maïs, soja, café, sucre, cacao et coton
S&P GSCI Animaux d'élevage	SPGCLP	5,84%	Porc maigre, bovins vivants et d'engraissement
INDICE S&P GSCI	**SPGCCIP**	**100,00%**	-

Source: S&P *Dow Jones Indices, index methodology, juillet 2015*

Tableau 4.3: Composition des sous-indices UBS CMCI

SOUS-INDICES	CODE BLOOMBERG	2014	COMPOSITION
UBS CMCI Énergie	CMENER	38,20%	Pétrole brut, Mazout, essence et gaz naturel
UBS CMCI Métaux Industriels	CMIMER	24,30%	Aluminium, cuivre, plomb, nickel et zinc
UBS CMCI Métaux Précieux	CMPMER	5,40%	Or et Argent
UBS CMCI Agriculture	CMAGER	28,00%	Blé, Maïs, soja, café, sucre et coton
UBS CMCI Animaux d'élevage	CMLVER	4,10%	Porc maigre, bovins vivants
INDICE UBS CMCI	**CMCIER**	**100.00%**	-

Source : *UBS Commodities, UBS Bloomberg CMCI, août 2014*

Les nouvelles macroéconomiques et monétaire choisies dans le cadre de notre travail véhiculent deux éléments d'information importants concernant les conditions économiques futures: l'activité économique réelle et l'inflation. Ces deux éléments ont un impact important sur les prix à terme des produits de base. Toutefois, la direction de l'impact (positive ou négative) est incertaine. D'une part, une activité économique réelle plus élevé que celle attendue a un effet positif sur les prix des produits de base à terme en raison d'une hausse de la demande des produits de base convoités dans les processus de production. Une offre limitée des contrats de produits de base à terme combiné à une hausse de la demande entraînera également une hausse des prix. D'autre part, une activité économique réelle ou une inflation plus élevée que celle prévue incite la banque centrale à prendre des mesures pour augmenter le taux d'intérêt afin de stabiliser l'économie et de contrôler l'inflation. Si la banque centrale augmente le taux d'intérêt nominal, l'impact sur les produits de base dépendra des anticipations des investisseurs pour l'inflation future. En l'absence d'anticipations d'inflation, le taux d'intérêt réel augmente ce qui entraîne une baisse des prix des produits de base puisque que les investisseurs recherchent des actifs à rendement supérieur. Cette relation négative entre le taux d'intérêt réel et l'activité économique réelle a été soulignée dans le travail de Frankel (2008) dans lequel il considère qu'une baisse du taux d'intérêt résultera en une baisse du coût d'opportunité de la constitution et de la rétention des stocks de produits de base, ce qui entraînera une hausse des prix suite à une hausse de la demande. Frankel (2008) a également démontré qu'une baisse du taux d'intérêt décourage l'extraction des produits de base provoquant ainsi une hausse de prix. Dans ce contexte, intervient la formule développée par Taylor (1993) selon laquelle la banque centrale intervient pour contrôler la hausse de l'inflation en baissant le taux d'intérêt et vice versa.

Pour résumer, les nouvelles macroéconomiques et monétaires utilisées dans le cadre de ce mémoire peuvent avoir un effet négatif ou positif sur les prix des indices et des sous-indices de produits de base étudiées. Toutefois, nous estimons que la direction

des effets dépend des effets, positifs ou négatifs, qui l'emportent. Durant les périodes d'expansion, nous estimons que les effets positifs et négatifs s'annulent généralement, et par conséquent, moins de réaction des indices et des sous-indices de produits de base aux nouvelles macroéconomiques et monétaires étudiées. Toutefois, durant les périodes de récession, nous nous s'attendons à ce que l'un des effets l'emporte et par conséquent, une réaction positive ou négative des prix de produits de base. Notons, d'ailleurs, que l'approche empirique que nous avons utilisée dans ce mémoire n'étant pas structurelle, elle ne peut pas identifier la contribution d'effets distincts.

CHAPITRE V

RÉSULTATS ET DISCUSSION

5.1 Statistiques descriptives

5.1.1 Annonces macroéconomiques et monétaires

Le tableau 5.1 illustre les statistiques descriptives des 17 nouvelles macroéconomiques et monétaires étudiées. Toutes ces nouvelles sont publiées mensuellement sauf le PIB qui est publié trimestriellement. Les données choisies couvrent une période allant de 1997 à 2014, ce qui permet de capter deux périodes de récession.

Pour chaque surprise standardisée d'une nouvelle donnée, nous avons calculé trois statistiques : la valeur minimale, la valeur maximale et la moyenne. Cette dernière peut être négative ou positive dépendamment de l'importance des prévisions des économistes par rapport aux valeurs réelles. Ainsi, une moyenne de surprise standardisée est positive si la médiane des prévisions[16] des économistes est inférieure à la valeur réelle publiée, c'est le cas par exemple de l'indice de confiance des consommateurs-Michigan, alors qu'elle est négative dans le cas contraire, c'est le cas par exemple du taux de chômage ou de la production industrielle.

[16] Bloomberg fournit la moyenne, la médiane et les valeurs les plus hautes et les plus basses des résultats de l'enquête pour chaque nouvelle. Aux fins de cette étude, nous nous sommes limités à l'utilisation de la médiane au lieu de la moyenne afin d'éviter les biais potentiels des valeurs extrêmes.

À la lumière des résultats du tableau, on constate que la plupart des moyennes des surprises standardisées étudiées sont proches de la valeur zéro, ce qui confirme que la médiane des prévisions réalisées par la firme Bloomberg auprès des économistes est non biaisée. Ce résultat corrobore avec l'étude réalisée par Alister, N.E. (2000) qui a démontré que le sondage de prévision des variables macroéconomiques conduit par Bloomberg est non biaisé.

Tableau 5.1 : Statistiques descriptives des surprises standardisées d'annonces macroéconomiques et monétaires américaines étudiées (1997-2014)

ANNONCE	**MIN**	**MOY.**	**MAX**
Commandes de biens durables (CBD)	-2,82184	0,01305***	4,99860
Production industrielle (PI)	-6,90338	-0,11094***	2,73301
Indice manufacturier ISM (ISM)	-3,02403	0,05778***	3,72963
Ventes au détail (VD)	-2,62961	0,06751***	5,67743
Fabrication et stocks de commerce (FSC)	-3,97824	0,10239***	2,48055
Indice de confiance des consommateurs-Michigan (ICCM)	-2,73068	0,21845	4,09602
Indice de confiance des consommateurs C.B. (ICCCB)	-2,67110	0,11641**	2,57601
Dépenses de construction (DC)	-3,89037	-0,00567***	4,04000
Emploi non-agricole (ENA)	-3,90042	-0,08314***	2,17698
Revenu personnel (RP)	-6,70363	0,12727**	4,89707
Taux de chômage (CHO)	-2,58570	-0,23551	2,58570
PIB américain (PIB)	-4,37323	-0,16849***	1,79021
Indice de prix des consommateurs (IPC)	-2,22236	-0,02667***	3,33353
Indice de prix des producteurs (IPP)	-3,79836	0,02331***	4,20150
Balance commerciale (BC)	-2,94958	0,04888***	3,09602
Indice de référence des indicateurs de la C.B. (IRICB)	-2,87795	0,12063**	2,87795
Taux cible des fonds fédéraux (TD)	-5,15914	-0,09353***	5,15914

Note : Le test t pour échantillon unique est utilisé pour tester si la moyenne de chacune des surprises standardisées est égale à zéro. Les niveaux de significativité sont : ***1% de significativité, **5% de significativité et *10% de significativité. Une absence d'étoile signifie que l'on ne peut pas rejeter l'hypothèse que la moyenne est égale à zéro avec une probabilité d'erreur de 10% ou moins.

La figure A.5 (annexe) illustre l'évolution des surprises. Nous allons utiliser cette figure lors de l'analyse des résultats de modélisation.

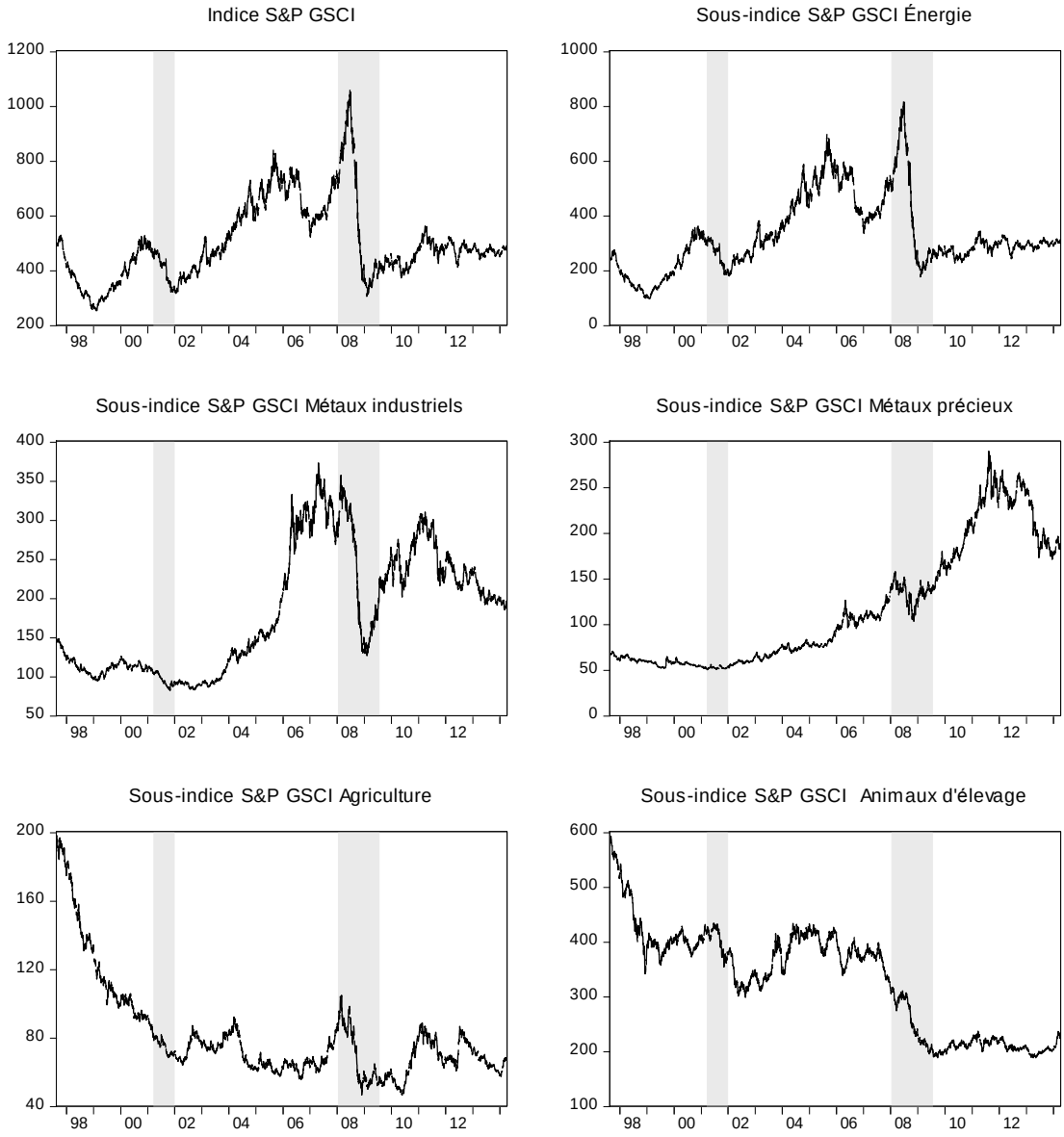
5.1.2 Produits de base

5.1.2.1 Classe S&P GSCI

La figure 5.1 illustre l'évolution de l'indice et des sous-indices S&P GSCI entre 1997 et 2014. L'indice S&P GSCI présente une allure très similaire à celle du sous-indice de l'énergie, ce qui est normal étant donné le poids important du secteur de l'énergie dans la composition de l'indice S&P GSCI. Les deux sous-indices d'agriculture et d'animaux d'élevage présentent une tendance générale à la baisse alors que les deux sous-indices des métaux (industriels et précieux) ont une tendance à la hausse. Seul le sous-indice des métaux précieux semble être moins impacté par la dernière récession.

Les corrélations rapportées dans le tableau 5.2 pour l'ensemble de la période entre 1997 et 2014 corroborent les observations notées à partir de la figure 5.1. Par exemple, la corrélation entre l'indice S&P GSCI et le sous-indice S&P GSCI de l'énergie est de 0.98. Le secteur énergétique occupe une place très importante dans l'indice S&P GSCI et il ne serait pas étonnant de voir les deux réagir de la même façon à l'annonce de nouvelles macroéconomiques et monétaires. Le sous-indice d'élevage est le moins corrélé de tous les sous-indices avec l'indice S&P GSCI, soit à 0.20 seulement.

Figure 5.1 : Évolution de l'indice et des sous-indices S& P GSCI entre 1997 et 2014



Note : Les deux zones en gris dans chaque graphe représentent les deux périodes de récessions étudiées.

Tableau 5. 2: Corrélations entre l'indice et les sous indices S&P GSCI exprimé en logarithme du rendement journalier (1997-2014)[17]

	SPGCCIP	**SPGCENP**	**SPGCINP**	**SPGCPMP**	**SPGCAGP**	**SPGCLVP**
SPGCCIP	1					
SPGCENP	0,9763	1				
SPGCINP	0,4345	0,3238	1			
SPGCPMP	0,3263	0,2548	0,3690	1		
SPGCAGP	0,4452	0,2964	0,3092	0,2492	1	
SPGCLVP	0,2002	0,1388	0,1316	0,0563	0,1437	1

Les statistiques descriptives de l'indice et des sous-indices S&P GSCI, pour l'ensemble de la période entre 1997 et 2014, sont illustrés dans le tableau 5.3. Nous avons rapporté des valeurs annualisées, exprimées en pourcentage, pour la moyenne et l'écart-type. Les résultats montrent que seules les moyennes annualisées des sous-indices de métaux précieux, de métaux industriels et d'énergie ont un rendement positif sur l'ensemble de la période étudiée. Le sous-indice des métaux précieux a enregistré le rendement le plus élevé, soit 6,3%.

La statistique de kurtosis, qui mesure le degré d'aplatissement, est supérieure à 3 pour l'ensemble des distributions étudiées. Elles sont donc leptokurtotiques. Quant à la statistique de skewness, qui mesure le degré de symétrie, elle est inférieure à 0 pour toutes les distributions, ce qui indique qu'elles sont asymétriques vers la gauche. Les résultats du test de normalité de Jarque-Bera, fondé sur les deux coefficients d'asymétrie et d'aplatissement, démontrent que les séries étudiées ne sont pas normales puisque la statistique de Jarque-Bera est supérieure à la valeur critique pour chacune de ces séries. Toutefois, ce résultat doit être interprété avec précaution puisque le test de Jarque-Bera est réputé sensible aux valeurs extrêmes. La figure A.1

[17] L'étude de la stabilité des corrélations dans le temps entre l'indice principal et les sous-indices en séparant l'échantillon en deux sous-échantillons de taille quasi-égale montre que les corrélations sont relativement stables sur l'ensemble de la période étudiée.

(annexe) illustre des histogrammes de distribution de chacun des produits de la classe S&P GSCI étudiée. L'allure de chacune des distributions est proche d'une loi normale avec présence des valeurs extrêmes, confirmant l'importance de la précaution dans l'interprétation du test de Jarque-Bera.

Nous avons aussi vérifié la stationnarité de chacune des séries étudiées qui mesurent les logarithmes des rendements journaliers de l'indice et des sous-indices S&P GSCI en utilisant le test de Dickey Fuller augmenté. L'hypothèse nulle stipule que la série étudiée est non-stationnaire, c'est-à-dire qu'elle contient une tendance stochastique. Les résultats de ce test, illustrés dans le tableau A.2 (annexe), montrent que les rendements considérés ne présentent pas de racine unitaire puisque l'hypothèse nulle selon laquelle la série est non-stationnaire est rejetée.

Tableau 5.3: Statistiques descriptives du logarithme du rendement journalier de l'indice et des sous-indices S&P GSCI (1997-2014)

Variables	Moy.[18](%)	Écart-type[19] (%)	Médiane(%)	Min (%)	Max (%)	Skewness	Kurtosis	Jarque-Berra (p-value)	N
SPGCCIP	-0,14742	23,81970	0,02460	-9,19140	10,00310	-0,20621	6,00103	1543,90300 (0,000)	4039
SPGCENP	1,48428	32,31256	0,04880	-14,40440	13,38690	-0,17829	5,67629	1226,48800 (0,000)	4039
SPGCINP	1,77912	23,38474	0,00000	-9,01980	9,48560	-0,17989	6,21049	1755,97600 (0,000)	4039
SPGCPMP	6,30000	19,54152	0,04420	-10,10560	8,75930	-0,26838	8,95524	6015,43500 (0,000)	4039
SPGCAGP	-6,62760	20,59082	-0,03960	-8,05870	7,15440	-0,10709	5,96878	1490,62 (0,000)	4039
SPGCLVP	-5,89680	14,14577	-0,01650	-4,25090	3,39090	-0,11759	3,84225	128,65980 (0,000)	4039

[18] Moyenne annualisée (exprimé en %) obtenu en multipliant la valeur moyenne du logarithme du rendement journalier par 252, le nombre approximatif de jours d'activité en bourse.

[19] Écart-type annualisé (exprimé en %) obtenu en multipliant la valeur moyenne du logarithme du rendement journalier par $\sqrt{252}$.

Les tableaux 5.4 et 5.5 illustrent les statistiques descriptives des logarithmes du rendement journalier de l'indice et des sous-indices S&P GSCI pendant les périodes de récession et d'expansion comprises entre 1997 et 2014. Il en ressort des résultats que les moyennes annualisées des rendements journaliers pendant les périodes de récession sont inférieures à celles enregistrées en période d'expansion. Pour tester la significativité de l'écart, nous avons effectué un test unilatéral de comparaison de moyennes avec un seuil de significativité de 5% et en considérant que les variances associées aux périodes sont différentes. Seul l'indice S&P GSCI, le sous-indice énergie et le sous-indice animaux d'élevage sont significativement supérieurs pendant la période de récession par rapport à la période d'expansion.

Nous avons produit également des statistiques descriptives de chacune des deux récessions qui ont eu lieu durant la période entre 1997 et 2014. Les tableaux 5.6 et 5.7 présentent les résultats obtenus. L'un des résultats le plus marquant est la moyenne annualisée positive du sous-indice des métaux précieux durant les deux récessions.

Enfin, nous avons procédé aussi à une comparaison de moyenne entre les périodes d'annonce et de non-annonce. Les résultats sont illustrés dans les tableaux 5.8 et 5.9. À l'exception des deux sous-indices d'animaux d'élevage et d'agriculture, tous les autres produits de la classe S&P GSCI ont réagi positivement aux annonces. Toutefois, en effectuant un test unilatéral de comparaison de moyennes, nous n'a avons relevé aucun écart significatif avec les périodes de non-annonce.

Tableau 5.4: Statistiques descriptives du logarithme du rendement journalier de l'indice et des sous indices S&P GSCI pendant les périodes d'expansion comprises entre 1997 et 2014

Variables	Moy.[20] (%)	Écart-type[21] (%)	Médiane (%)	Min (%)	Max (%)	Skewness	Kurtosis	N
SPGCCIP	**6,02280**	21,17818	0,04340	-6,74370	6,53880	-0,06088	4,12694	3512
SPGCENP	**9,52560**	29,41070	0,06770	-8,48430	9,30890	-0,03901	4,16527	3512
SPGCINP	5,84640	21,52425	0,01190	-9,01980	7,57640	-0,22317	6,01214	3512
SPGCPMP	6,85440	18,14298	0,03970	-10,10560	8,54650	-0,61746	9,14757	3512
SPGCAGP	-2,79720	13,86003	-0,00864	-4,25090	3,39090	-0,08316	3,83793	3512
SPGCLVP	**-4,10760**	18,83352	-0,03830	-8,05870	6,24470	0,05545	5,52071	3512

Tableau 5.5: Statistiques descriptives du logarithme du rendement journalier de l'indice et des sous indices S&P GSCI pendant les périodes de récession comprises entre 1997et 2014

Variables	Moy.[16] (%)	Écart-type[17] (%)	Médiane (%)	Min (%)	Max (%)	Skewness	Kurtosis	N
SPGCCIP	**-41,30280**	36,82092	-0,10750	-9,19140	10,00310	-0,21039	4,98264	526
SPGCENP	**-52,23960**	47,23619	-0,11550	-14,40440	13,38690	-0,24426	5,28151	526
SPGCINP	-25,40160	33,21582	-0,12490	-7,71500	9,48560	0,01320	4,64850	526
SPGCPMP	2,64600	27,11207	0,08530	-6,27310	8,75930	0,47929	6,35172	526
SPGCAGP	-23,53680	29,78375	-0,06640	-7,47630	7,15440	-0,30185	4,53806	526
SPGCLVP	**-26,46000**	15,87451	-0,05580	-4,00570	3,08120	-0,21140	3,62358	526

[20] Moyenne annualisée (exprimé en %) obtenu en multipliant la valeur moyenne du logarithme du rendement journalier par 252, le nombre approximatif de jours d'activité en bourse.

[21]-Écart-type annualisé (exprimé en %) obtenu en multipliant la valeur moyenne du logarithme du rendement journalier par$\sqrt{252}$.

Tableau 5. 6: Statistiques sommaires des log-rendements journaliers de l'indice et des sous-indices GSCI pendant la première récession (03/2001 à 11/2001)[22]

Variables	Moy.[23] (%)	Écart-type[24] (%)	Médiane (%)	Min (%)	Max (%)	Skewness	Kurtosis	N
SPGCCIP	-44,22600	-1,40331	4,19230	-9,19140	1,57230	-1,29476	9,48030	162
SPGCENP	-63,90720	-3,10982	6,44320	-14,40440	2,45630	-1,41107	10,07428	162
SPGCINP	-13,68360	-2,08591	3,58050	-1,89190	0,95150	0,77645	4,51573	162
SPGCPMP	2,43180	0,82865	6,39080	-2,57440	0,96270	2,17228	15,77402	162
SPGCAGP	-13,12920	-0,86992	3,33380	-2,59640	0,91750	0,23086	3,43068	162
SPGCLVP	-15,27120	-0,99216	2,16190	-2,76250	0,88520	-0,26239	3,79649	162

Tableau 5.7: Statistiques sommaires des log-rendements journaliers de l'indice et sous-indices GSCI pendant la deuxième récession (12/2007 à 06/2009)

Variables	Moy.[18] (%)	Écart-type (%)[19]	Médiane (%)	Min (%)	Max (%)	Skewness	Kurtosis	N
SPGCCIP	-40,01760	41,04354	-0,12000	-8,65000	10,00310	-0,09463	4,09739	364
SPGCENP	-47,04840	50,51903	-0,10700	-9,61040	13,38690	-0,00951	4,24533	364
SPGCINP	-30,61800	38,65284	-0,12460	-7,71500	9,48560	0,01324	3,62069	364
SPGCPMP	2,72160	30,97593	0,10980	-6,27310	8,75930	0,34907	4,98261	364
SPGCAGP	-28,14840	34,47467	-0,10060	-7,47630	7,15440	-0,26841	3,60027	364
SPGCLVP	-31,44960	16,63013	-0,05280	-4,00570	3,08120	-0,17963	3,49220	364

[23] Moyenne annualisée (exprimé en %) obtenu en multipliant la valeur moyenne du logarithme du rendement journalier par 252, le nombre approximatif de jours d'activité en bourse.

[19] Écart-type annualisé (exprimé en %) obtenu en multipliant la valeur moyenne du logarithme du rendement journalier par $\sqrt{252}$.

Tableau 5.8: Statistiques sommaires des log-rendements journaliers de l'indice et sous indices GSCI pendant les jours d'annonce (1997-2014)

Variables	Moy [20](%)	Écart-type[21] (%)	Médiane (%)	Min (%)	Max (%)	Skewness	Kurtosis	N
SPGCCIP	0,39564	24,13084	0,05300	-9,19140	10,00310	-0,27228	6,86542	1872
SPGCENP	7,78680	23,72128	0,02810	-7,44620	9,48560	-0,05442	6,02314	1872
SPGCINP	0,49140	32,53639	0,06790	-14,40440	13,38690	-0,30454	6,79440	1872
SPGCPMP	9,24840	19,55898	0,04550	-8,25370	8,54650	-0,00725	8,97595	1872
SPGCAGP	-2,19744	20,56066	-0,02180	-8,05870	7,15440	-0,11159	6,37346	1872
SPGCLVP	-5,64480	14,29499	0,00257	-4,25090	3,24140	-0,18251	3,68856	1872

Tableau 5. 9: Statistiques sommaires des log-rendements journaliers de l'indice et sous indices GSCI pendant les jours de non-annonce (1997-2014)

Variables	Moy.[20] (%)	Écart-type (%)[21]	Médiane (%)	Min (%)	Max (%)	Skewness	Kurtosis	N
SPGCCIP	-0,61488	-0,03175	7,21450	-7,38310	1,48380	-0,14492	5,17209	2166
SPGCENP	-3,40200	0,00000	7,57640	-9,01980	1,45450	-0,29984	6,37122	2166
SPGCINP	2,34360	0,45877	9,30890	-9,54450	2,02370	-0,06480	4,65624	2166
SPGCPMP	3,75480	0,63022	8,75930	-10,10560	1,23030	-0,49519	8,92291	2166
SPGCAGP	-10,45800	-0,82071	6,24470	-7,47630	1,29890	-0,10308	5,62512	2166
SPGCLVP	-6,09840	-0,63498	3,39090	-4,00570	0,88310	-0,05819	3,98351	2166

[20] Moyenne annualisée (exprimé en %) obtenu en multipliant la valeur moyenne du logarithme du rendement journalier par 252, le nombre approximatif de jours d'activité en bourse.

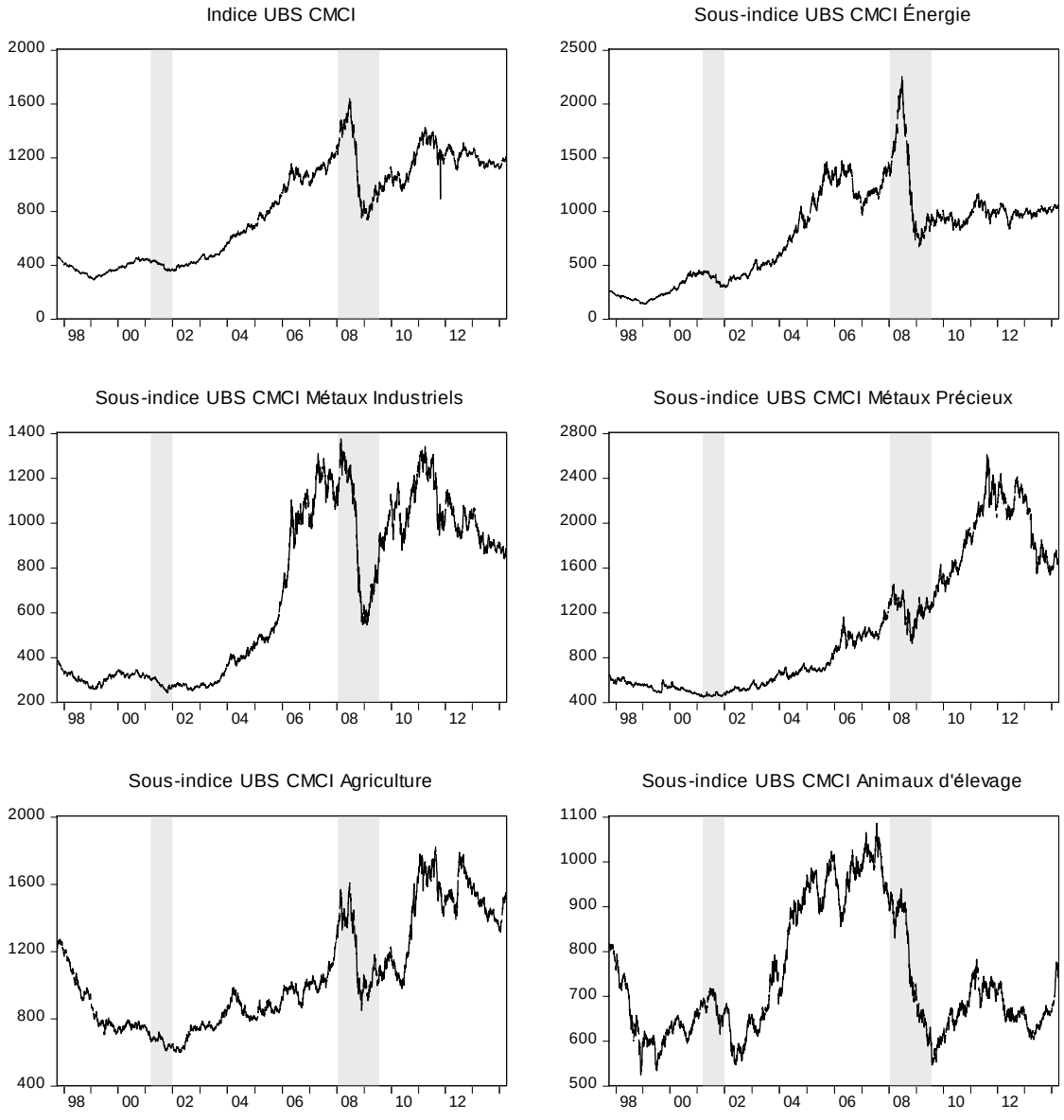
[21] Écart-type annualisé (exprimé en %) obtenu en multipliant la valeur moyenne du logarithme du rendement journalier par$\sqrt{252}$.

5.1.2.2 Classe UBS CMCI

La figure 5.2 illustre l'évolution de l'indice et des sous-indices UBS CMCI entre 1997 et 2014. Les trois sous-indices d'énergie, des métaux industriels et d'agriculture ont une courbe similaire à celle de l'indice composite UBS CMCI, ce qui n'est pas étonnant étant donné le poids qu'il a chacun de ses trois sous-indices dans la composition de l'indice composite UBS CMCI (voir tableau 4.3). Les résultats de corrélation illustrés dans le tableau 5.10 confirment une fois encore les observations tirées à partir de la figure 5.2, à savoir qu'une forte corrélation lie l'indice UBS CMCI aux trois sous-indices cités précédemment. Les statistiques descriptives de l'indice et des sous-indices UBS CMCI, pour l'ensemble de la période entre 1997 et 2014, sont illustrées dans le tableau 5.11. Seule la moyenne annualisée du sous-indice CMCI élevage est négative pendant la période étudiée. Les résultats des tests d'asymétrie (skewness), d'aplatissement (kurtosis), de normalité (figure A.2) et de racine unitaire (tableau A.2) sont similaires à ceux obtenus pour la classe S&P GSCI.

Les tableaux 5.12 et 5.13 illustrent les statistiques descriptives des log-rendements journaliers de l'indice et des sous-indices UBS CMCI pendant les périodes de récession et d'expansion. Nous remarquons que tous les rendements des produis de la classe UBS CMCI sont positifs en période d'expansion alors qu'ils sont tous négatifs, excepté le sous-indice des métaux précieux, en période de récession. Il en ressort aussi des résultats de comparaison de moyenne que les log-rendements journaliers de l'indice UBS CMCI, des sous-indices énergie, métaux industriels et élevage sont significativement supérieurs en période de récession par rapport à la période d'expansion. À l'instar de la classe S&P GSCI, nous avons produit, en guise de comparaison, des statistiques descriptives de chacune des deux récessions qui ont eu lieu entre 1997 et 2014 (tableaux 5.14 et 5.15) et nous avons aussi comparé les périodes d'annonces par rapport aux périodes de non-annonces (tableaux 5.16 et 5.17). Les résultats obtenus sont similaires à ceux obtenus pour la classe S&P GSCI.

Figure 5.2: Évolution de l'indice et des sous-indices CMCI entre 1997 et 2014



Note : Les deux zones en gris dans chaque graphe représentent les deux périodes de récessions étudiées.

Tableau 5.10: Corrélations entre l'indice et les sous indices UBS CMCI exprimé en logarithme du rendement journalier (1997-2014)[25]

	CMCIER	CMENER	CMIMER	CMPMER	CMAGER	CMLVER
CMCIER	1,0000					
CMENER	0,6661	1,0000				
CMIMER	0,5921	0,3574	1,0000			
CMPMER	0,3750	0,2700	0,3935	1,0000		
CMAGER	0,5654	0,3631	0,3632	0,2900	1,0000	
CMLVER	0,2098	0,1606	0,1564	0,0688	0,1999	1,0000

Tableau 5.11: Statistiques descriptives des log-rendements journaliers de l'indice et des sous indices UBS CMCI (1997-2014)

Variables	Moy.[22] (%)	Écart-type[23] (%)	Médiane (%)	Min (%)	Max (%)	Skewn.	Kurtosis	Jarque-Berra (p-value)	N
CMCIER	5,94720	19,05735	0,00428	-31,51660	32,9304	0,40836	256,3582	10998065 (0,000)	4112
CMENER	8,66880	24,79757	0,02630	-9,89440	7,98040	-0,22804	5,85318	1430,40200 (0,000)	4112
CMIMER	5,06520	21,85920	0,00000	-7,54830	7,37670	-0,23525	6,04399	1625,4800 (0,000)	4112
CMPMER	5,72040	19,70503	0,00272	-10,28260	8,84330	-0,34039	9,04263	6335,37200 (0,000)	4112
CMAGER	1,50444	17,00477	0,00000	-6,74790	6,19310	-0,22951	6,63208	2296,32400 (0,000)	4112
CMLVER	-0,54684	12,83454	0,00000	-3,85260	3,65180	-0,12964	4,18928	253,84830 (0,000)	4112

[25] L'étude de la stabilité des corrélations entre l'indice principal et les sous-indices en séparant l'échantillon en deux sous-échantillons de taille quasi-égale montre que les corrélations sont relativement stables sur l'ensemble de la période étudiée.

[22] Moyenne annualisée (exprimé en %) obtenu en multipliant la valeur moyenne du logarithme du rendement journalier par 252, le nombre approximatif de jours d'activité en bourse.

[23] Écart-type annualisé (exprimé en %) obtenu en multipliant la valeur moyenne du logarithme du rendement journalier par $\sqrt{252}$.

Tableau 5.12: Statistiques sommaires des log-rendements journaliers de l'indice et des sous-indices UBS CMCI pendant la période d'expansion

Variables	Moy.[24] (%)	Écart-type[25] (%)	Médiane (%)	Min (%)	Max (%)	Skewness	Kurtosis	N
CMCIER	9,70200	17,96201	0,01250	-31,51660	32,93040	0,71298	371,0737	3571
CMENER	15,01920	22,22431	0,04540	-9,44300	6,76800	-0,13377	4,94395	3571
CMIMER	8,84520	20,08601	0,00000	-7,23590	7,37670	-0,22466	6,04050	3571
CMPMER	6,27480	18,29378	0,00748	-10,28260	8,26700	-0,65874	9,30815	3571
CMAGER	3,04920	15,41256	0,00000	-6,74790	5,50000	-0,04660	5,60491	3571
CMLVER	2,59560	12,53927	0,00000	-3,85260	3,65180	-0,07721	4,25021	3571

Tableau 5.13: Statistiques sommaires des log-rendements journaliers de l'indice et sous-indices UBS CMCI pendant la période de récession

Variables	Moy.[24] (%)	Écart-type[25] (%)	Médiane (%)	Min (%)	Max (%)	Skewness	Kurtosis	N
CMCIER	-18,82440	25,07696	-0,02500	-6,49440	6,04720	-0,27711	4,96068	541
CMENER	-33,36480	37,52257	-0,10380	-9,89440	7,98040	-0,17989	4,41067	541
CMIMER	-19,95840	31,10610	-0,08620	-7,54830	7,31120	-0,13305	4,25424	541
CMPMER	2,07900	27,27082	0,00000	-6,54620	8,84330	0,35101	6,33586	541
CMAGER	-8,76960	25,10395	0,03590	-6,22840	6,19310	-0,42389	5,32470	541
CMLVER	-21,24360	14,58709	-0,05960	-3,22100	2,57620	-0,27792	3,64756	541

[24] Moyenne annualisée (exprimé en %) obtenu en multipliant la valeur moyenne du logarithme du rendement journalier par 252, le nombre approximatif de jours d'activité en bourse.

[25] Écart-type annualisé (exprimé en %) obtenu en multipliant la valeur moyenne du logarithme du rendement journalier par $\sqrt{252}$.

Tableau 5.14: Statistiques sommaires des log-rendements journaliers de l'indice et des sous-indices CMCI pendant la première récession (03/2001 à 11/2001)

Variables	Moy.[26] (%)	Écart-type[27] (%)	Médiane (%)	Min (%)	Max (%)	Skewness	Kurtosis	N
CMCIER	-17,66520	11,65983	-0,04970	-3,64900	1,97910	-0,87850	7,34216	169
CMENER	-44,04960	29,42340	-0,02370	-9,89440	4,32890	-1,18168	8,06826	169
CMIMER	-11,44080	13,72669	-0,08290	-1,75820	3,63340	0,9527	5,33975	169
CMPMER	2,77200	14,03624	0,00000	-2,67960	4,67150	1,40599	10,1553	169
CMAGER	-2,57040	11,66459	0,00000	-2,36520	2,52000	0,104170	3,92932	169
CMLVER	-5,21640	11,95509	0,00000	-2,52330	1,81380	-0,26908	4,16179	169

Tableau 5. 15: Statistiques sommaires des log-rendements journaliers de l'indice et des sous-indices UBS CMCI pendant la deuxième récession (12/2007 à 06/2009)

Variables	Moy.[26] (%)	Écart-type[27] (%)	Médiane (%)	Min (%)	Max (%)	Skewness	Kurtosis	N
CMCIER	-19,32840	29,22021	-0,01960	-6,49440	6,04720	-0,22702	3,83588	372
CMENER	-28,50120	40,70541	-0,15880	-7,67150	7,98040	-0,01423	3,63125	372
CMIMER	-23,83920	36,37167	-0,09270	-7,54830	7,31120	-0,12706	3,26166	372
CMPMER	1,76904	31,51566	0,09270	-6,54620	8,84330	0,27649	4,99451	372
CMAGER	-11,59200	29,25037	0,10440	-6,22840	6,19310	-0,37787	4,15416	372
CMLVER	-28,55160	15,63163	-0,11590	-3,22100	2,57620	-0,23779	3,36187	372

[26] Moyenne annualisée (exprimé en %) obtenu en multipliant la valeur moyenne du logarithme du rendement journalier par 252, le nombre approximatif de jours d'activité en bourse.

[27] Écart-type annualisé (exprimé en %) obtenu en multipliant la valeur moyenne du logarithme du rendement journalier par $\sqrt{252}$.

Tableau 5.16: Statistiques sommaires des log-rendements journaliers de l'indice et des sous-indices UBS CMCI pendant les jours d'annonce (1997-2014)

Variables	Moy.[28] (%)	Écart-type[29] (%)	Médiane (%)	Min (%)	Max (%)	Skewness	Kurtosis	N
CMCIER	3,93120	19,27324	0,02340	-31,51660	6,04720	-9,13066	235,1079	1964
CMENER	8,13960	25,32778	0,04650	-9,89440	6,43800	-0,40870	6,29506	1964
CMIMER	5,24160	22,06715	0,00354	-6,70520	7,31120	-0,24508	5,67210	1964
CMPMER	8,21520	19,87488	0,01100	-8,63570	8,26700	-0,10140	8,78388	1964
CMAGER	7,38360	17,12542	0,00953	-5,89780	6,19310	-0,16007	7,01152	1964
CMLVER	3,35160	13,27903	0,00132	-3,15170	3,65180	-0,11946	4,10861	1964

Tableau 5.17: Statistiques sommaires des log-rendements journaliers de l'indice et des sous indices UBS CMCI pendant les jours de non-annonce (1997-2014)

Variables	Moy.[28] (%)	Écart-type[29] (%)	Médiane (%)	Min (%)	Max (%)	Skewness	Kurtosis	N
CMCIER	7,78680	18,86050	0,00000	-5,34820	32,93040	9,71666	276,8701	2148
CMENER	9,14760	24,31022	0,01150	-7,84630	7,98040	-0,04062	5,35460	2148
CMIMER	4,91400	21,67188	0,00000	-7,54830	7,37670	-0,22575	6,40570	2148
CMPMER	3,45240	19,55263	0,00000	-10,28260	8,84330	-0,57055	9,27819	2148
CMAGER	-3,85560	16,88889	0,00000	-6,74790	4,85490	-0,29767	6,25847	2148
CMLVER	-4,10760	12,41545	0,00000	-3,85260	2,96110	-0,14850	4,24586	2148

[28] Moyenne annualisée (exprimé en %) obtenu en multipliant la valeur moyenne du logarithme du rendement journalier par 252, le nombre approximatif de jours d'activité en bourse.

[29] Écart-type annualisé (exprimé en %) obtenu en multipliant la valeur moyenne du logarithme du rendement journalier par $\sqrt{252}$.

5.2 Estimation par moindres carrés ordinaires et correction Newey-West

Dans un premier temps, nous avons d'abord estimé les spécifications de nos modèles avec la méthode des moindres carrés ordinaire (MCO) simple. Toutefois, les tests économétriques appliqués pour vérifier la présence de l'hétéroscédasticité (White, 1980) et de l'autocorrélation (Breusch, 1978 et Godfrey, 1978) ont confirmé la présence de problèmes d'hétéroscédasticité (voir tableau A.1 de l'annexe) puisque ce problème est souvent rencontré avec les séries financières.

Afin de traiter le problème d'hétéroscédasticité, nous avons estimé les matrices de variance-covariance des coefficients de nos équations empiriques à l'aide de la méthode développée par Newey et West (1987). Cette méthode repose sur un estimateur asymptotiquement convergent de la matrice de variance-covariance des coefficients en présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation.

Trois types de modèles ont été testés pour chacun des indices et des sous-indices de produits de base étudiés: un modèle général non conditionnel à l'état de l'économie, un modèle conditionnel à l'état de l'économie où on compare la période de récession vis-à-vis de la période d'expansion et finalement, un modèle conditionnel à l'état de l'économie où on définit séparément et on compare les deux dernières récessions qui caractérisent notre échantillon.

5.2.1 Modèle non conditionnel à l'état de l'économie

Dans le but d'évaluer la réaction des prix des produits de base aux nouvelles macroéconomiques et monétaires, nous avons estimé dans un premier temps un modèle non conditionnel à l'état de l'économie. Nous avons régressé le logarithme du rendement journalier de prix de chacun des indices et des sous-indices étudiés par rapport à la composante surprise des 17 annonces étudiées selon l'équation (3.3), soit $R_t = \alpha + \gamma . R_{t-1} + \sum_{i=1}^{17} \beta_i . S_{i,t} + \varepsilon_t$

Les résultats empiriques de ce modèle sont rapportés au tableau 5.18 pour la classe S&P GSCI et au tableau 5.19 pour la classe UBS CMCI[26]. Chacune des colonnes de ces deux tableaux présente les coefficients de régression représentant les 17 nouvelles étudiées. Au sein de la première classe, l'indice principal S&P GSCI a réagi significativement et positivement aux nouvelles de production industrielle (PI). Une hausse d'une unité d'écart-type de la surprise liée à la nouvelle de production industrielle génère une hausse de 0,295% du prix de l'indice S&P GSCI. Nos résultats sont différents de ceux de Hess et *al.* (2008)[27] qui n'ont pas trouvé un effet significatif de la nouvelle de production industrielle. Toutefois, ils avaient détecté un effet significatif des nouvelles de l'indice de prix de consommation et de PIB sur l'indice S&P GSCI, ce que nos résultats ne suggèrent pas.

Quant à la réaction des cinq sous-indices de la classe S&P GSCI aux nouvelles, nos résultats démontrent qu'elle est différente d'un secteur à l'autre avec quelques points de similitudes. Ainsi, nous constatons que le sous-indice S&P GSCI d'énergie a réagi, tout comme l'indice principal, à la nouvelle de production industrielle. Ce résultat n'est pas surprenant étant donné le poids très important du secteur énergétique dans la composition de l'indice principal. Les sous-indices des métaux industriels et d'animaux d'élevage ont réagi chacun significativement à un plus grand nombre de nouvelles, soit à trois nouvelles macroéconomiques. En effet, les deux sous-indices ont réagi positivement à la nouvelle de l'indice manufacturier ISM. De plus, le sous-indice des métaux industriels a réagi positivement aux nouvelles de fabrication et stocks de commerce ainsi qu'aux nouvelles d'indice de confiance des consommateurs-Michigan (ICCM) alors que le sous-indice d'animaux d'élevage a

[26] Dans ce travail, nous discutons des tests de significativité individuels des coefficients. Par ailleurs, il existe une probabilité d'avoir au moins un test faux positif dans chacune des régressions étudiées. Des méthodes ont été développées, comme celles de Šidàk (Šidàk;1967), ou de Bonferroni (Hochberg, 1988) qui permettent de contrôler ce type de problème et qui peuvent être utilisées dans des travaux de recherche subséquents.

[27] Hess et al. (2008) n'avaient pas considéré l'étude des sous-indices dans leur travail et leur échantillon couvre une période moins récente, soit de 1985 à 2005.

réagi plutôt négativement aux nouvelles de l'indice de confiance des consommateurs-Michigan et positivement aux nouvelles de ventes de détail. Quant au sous-indice des métaux précieux, il a réagi négativement à la nouvelle de l'emploi non-agricole et positivement à la nouvelle de PIB. Finalement, nous notons que le sous-indice S&P GSCI d'agriculture n'a réagi à aucune des nouvelles étudiées.

Tableau 5.18: Impact non conditionnel à l'état de l'économie – Classe S&P GSCI / Estimation avec MCO et correction Newey-West

	SPGCCIP	**SPGCENP**	**SPGCINP**	**SPGCPMP**	**SPGCAGP**	**SPGCLVP**
Cons.	-0,00002	0,00004	0,00005	0,00025	0,00021	**-0,00023***
AR(1)	-0,02858	**-0,03031***	**-0,05493*****	0,00071	0,01704	0,00982
CBD	-0,00125	-0,00206	0,00071	0,00095	0,00077	0,00008
PI	**0,00295****	**0,00366****	0,00107	0,00117	0,00105	0,00025
ISM	0,00021	-0,00063	**0,00224***	-0,00035	0,00132	**0,00123***
VD	-0,00008	-0,00057	0,00164	0,00029	0,00110	**0,00139****
FSC	0,00105	0,00133	**0,00277****	0,00013	0,00094	-0,00088
ICCM	0,00062	0,00076	**0,00230***	0,00077	0,00137	**-0,00122***
ICCCB	0,00112	0,00172	-0,00094	-0,00038	0,00086	0,00036
DC	0,00223	0,00273	0,00100	0,00085	0,00152	0,00004
ENA	0,00097	0,00114	0,00187	**-0,00269*****	0,00102	-0,00029
RP	0,00160	**0,00257***	0,00021	0,00007	0,00087	-0,00029
CHO	-0,00019	-0,00030	-0,00102	0,00033	0,00101	0,00014
PIB	0,00188	0,00200	0,00133	**0,00204***	0,00141	-0,00062
IPC	0,00168	0,00230	-0,00111	-0,00019	0,00138	-0,00023
IPP	-0,00096	-0,00193	0,00113	0,00081	0,00082	0,00018
BC	-0,00082	-0,00146	-0,00047	0,00041	0,00089	0,00059
IRICB	0,00014	0,00055	-0,00036	-0,00114	0,00101	0,00014
TD	-0,00026	-0,00033	0,00133	-0,00083	0,00127	-0,00038
R^2 (%)	0,59%	0,64%	0,95%	0,47%	0,24%	0,34%

Les niveaux de significativité sont : ***1% de significativité, **5% de significativité et *10% de significativité

Les résultats de la classe UBS CMCI, tel quels sont illustrés dans le tableau 5.19, montrent que l'indice principal UBS CMCI n'a réagi à aucune nouvelles. La réaction des cinq sous-indices de la classe UBS CMCI aux nouvelles est différente d'un secteur à l'autre avec quelques points de similitudes. Le sous-indice UBS CMCI

d'animaux d'élevage a réagi significativement à un plus grand nombre de nouvelles, soit à quatre nouvelles. En effet, il a réagi positivement aux deux nouvelles de l'indice manufacturier ISM et des ventes de détails et négativement aux deux nouvelles de PIB et de l'indice de confiance des consommateurs du Michigan. La réaction du secteur agricole aux nouvelles est très limitée puisque le sous-indice correspondant a réagi significativement et positivement à une seule nouvelle, soit les dépenses de construction. Quant au sous-indice des métaux industriels, il a réagi significativement et positivement aux nouvelles de l'indice manufacturier ISM ainsi qu'aux nouvelles de fabrication et stocks de commerce. La réaction des sous-indices d'énergie et des métaux précieux aux nouvelles est similaire aussi à celle de la classe S&P GSCI.

Tableau 5.19: Impact non conditionnel à l'état de l'économie – Classe UBS CMCI / Estimation avec MCO et correction Newey-West

	CMCIER	**CMENER**	**CMIMER**	**CMPMER**	**CMAGER**	**CMLVER**
Cons.	0,00028	0,00037	0,00020	0,00023	0,00007	-0,00001
AR(1)	-0,17311	-0,01437	**-0,05546*****	-0,00548	0,02191	0,01068
CBD	-0,00042	**-0,00204***	0,00046	0,00123	0,00046	0,00030
PI	0,00162	**0,00303****	0,00103	-0,00007	0,00002	0,00018
ISM	0,00076	0,00034	**0,00222****	-0,00052	0,00041	**0,00135****
VD	0,00010	-0,00010	0,00122	-0,00011	-0,00031	**0,00170*****
FSC	0,00107	0,00133	**0,00235****	0,00003	0,00009	-0,00028
ICCM	0,00038	-0,00007	0,00086	0,00083	-0,00016	**-0,00112****
ICCCB	-0,00029	0,00117	-0,00128	-0,00070	-0,00082	0,00027
DC	0,00175	0,00158	0,00170	0,00117	**0,00250****	0,00010
ENA	0,00127	0,00081	0,00174	**-0,00237*****	0,00070	-0,00009
RP	0,00098	**0,00233****	0,00013	-0,00011	-0,00020	-0,00063
CHO	-0,00064	0,00045	-0,00092	0,00014	-0,00030	0,00049
PIB	0,00146	0,00175	0,00120	**0,00223***	0,00043	**-0,00110***
IPC	0,00050	0,00183	-0,00133	-0,00063	0,00067	-0,00081
IPP	-0,00001	-0,00097	0,00111	0,00063	0,00011	-0,00025
BC	-0,00034	-0,00131	0,00011	0,00046	0,00028	0,00044
IRICB	-0,00019	0,00009	0,00004	-0,00135	-0,00026	-0,00017
TD	0,00013	-0,00003	0,00152	-0,00070	-0,00062	-0,00010
R^2 (%)	3,26%	0,64%	0,95%	0,45%	0,38%	0,52%

Les niveaux de significativité sont : ***1% de significativité, **5% de significativité et *10% de significativité

En analysant les résultats du modèle non conditionnel à l'état de l'économie, nous constatons que l'intensité de réaction des indices et des sous-indices est différente. Nous notons également que les sous-indices d'énergie des deux classes S&P GSCI et UBS CMCI ont une réaction relativement similaire à l'afflux des nouvelles. Le même résultat est vrai pour les sous-indices des métaux industriels, des métaux précieux et d'animaux d'élevage.

Plusieurs études économiques ont démontré l'impact important des nouvelles dans des modèles conditionnels à l'état de l'économie (Adams et *al.* (2004), Boyd et *al.* (2005), Hess et *al*. (2008)). Conséquemment, il est pertinent de considérer maintenant le comportement des produits de base qui forment chacun des sous-indices des deux classes S&P GSCI et UBS CMCI étudiées, pendant les périodes de récession vis-à-vis des périodes d'expansion.

5.2.2 Modèle conditionnel à l'état de l'économie

Le but de ce modèle est d'évaluer la réaction des prix des produits de base aux nouvelles macroéconomiques et monétaires selon le cycle économique. En effet, nous avons régressé le logarithme du rendement journalier de prix de chacun des indices et des sous-indices des deux classes S&P GSCI et UBS CMCI par rapport aux composantes surprises des 17 nouvelles macroéconomiques et monétaires étudiées tout en séparant les périodes de récession par rapport aux périodes d'expansion. Deux types de modèle ont été testés:

5.2.2.1 Premier modèle

Le premier modèle conditionnel à l'état de l'économie testé est similaire à celui présenté par Hess et *al.* (2014) à l'exception que nous avons élargi notre étude à tous

les sous-indices qui forment l'indice principal en plus d'intégrer la classe UBS CMCI dans notre étude à la place de l'indice CRB. L'équation (3.4) présente notre modèle:

$$R_t = \alpha + \gamma . R_{t-1} + \sum_{i=1}^{17} \beta_i^{rec} . S_{i,t} + \sum_{i=1}^{17} \beta_i^{exp} . S_{i,t} + \varepsilon_t$$

- Classe S&P GSCI

Les résultats empiriques du premier modèle conditionnel à l'état de l'économie pour la classe S&P GSCI sont illustrés dans le tableau 5.20. La réaction de l'indice principal et des sous-indices est marquée par des réponses significatives à un plus grand nombre de nouvelles macroéconomiques et monétaires en période de récession qu'en période d'expansion. En effet, l'indice principal S&P GSCI et le sous-indice d'énergie ont réagi significativement et positivement en période de récession, aux nouvelles de production industrielle, de dépenses de construction et de fabrication et stocks de commerce et négativement aux nouvelles de commandes de biens durables comparé à seulement une seule réponse positive aux nouvelles de l'indice de prix des consommateurs en période d'expansion.

Quant aux autres résultats, nous notons que le sous-indice des métaux industriels a réagi significativement et positivement, en période de récession, aux nouvelles économiques de production industrielle et de fabrication et stocks de commerce. Il a réagi aussi positivement au taux directeur des fonds fédéraux contre une réaction positive à deux nouvelles macroéconomiques en période d'expansion, soit à l'indice manufacturier ISM et à l'emploi non-agricole. Le sous-indice des métaux précieux a réagi, en période de récession, significativement et négativement aux nouvelles de PIB, du taux directeur des fonds fédéraux et de l'indice manufacturier ISM, et positivement aux nouvelles du revenu personnel. En période d'expansion, il a réagi positivement aux nouvelles du PIB et de l'IPP et négativement aux nouvelles de l'emploi non-agricole. Les deux sous-indices d'agriculture et d'animaux d'élevage ont réagi à moins de nouvelles comparativement à tous les autres sous-indices.

En analysons les résultats sous un autre angle, nous constatons qu'en période de récession, les nouvelles de fabrication et stocks de commerce ainsi que celles de production industrielle impactent très significativement et positivement l'indice S&P GSCI et les deux sous-indices d'énergie et des métaux industrielles. Les nouvelles de commandes de biens durables impactent négativement l'indice principal S&P GSCI et le sous-indice d'énergie alors que les nouvelles des dépenses de construction ont un effet plutôt positif sur ces deux produits. Finalement, nous notons qu'en période d'expansion, les nouvelles de l'IPC impactent significativement et positivement l'indice principal ainsi que le sous-indice d'énergie. Nous allons voir dans la prochaine partie que ces résultats sont plutôt robustes, puisqu'ils s'appliquent généralement aussi pour la classe UBS CMCI.

Tableau 5.20: Impact conditionnel à l'état de l'économie - Classe S&P GSCI/ Estimation par MCO et correction Newey-West (premier modèle)

	SPGCCIP	SPGCENP	SPGCINP	SPGCPMP	SPGCAGP	SPGCLVP
Cons.	0,00001	0,00007	0,00006	0,00031	-0,00022	-0,00021
AR(1)	**-0,03596****	**-0,03652****	**-0,05821*****	-0,00050	0,01507	0,00914
CBD^{rec}	**-0,00826****	**-0,01402*****	0,00409	0,00454	0,00319	-0,00036
PI^{rec}	**0,00798*****	**0,00999*****	**0,00567*****	0,00310	0,00156	0,00032
ISM^{rec}	-0,00231	-0,00341	-0,00124	**-0,00468*****	-0,00019	0,00024
VD^{rec}	-0,00030	-0,00178	0,00165	-0,00093	0,00042	**0,00334****
FSC^{rec}	**0,00487****	**0,00628****	**0,00657*****	0,00070	0,00127	-0,00003
ICCM^{rec}	0,00144	0,00109	0,00251	0,00004	**0,00636***	**-0,00168****
ICCCB^{rec}	0,00017	0,00114	-0,00466	-0,00075	-0,00261	-0,00009
DC^{rec}	**0,00940*****	**0,01211*****	0,00511	0,00030	0,00519	0,00094
ENA^{rec}	0,00334	0,00430	0,00312	0,00098	0,00207	-0,00067
RP^{rec}	0,00406	0,00611	-0,00052	**0,00364****	0,00030	-0,00095
CHO^{rec}	0,00410	0,00532	0,00152	0,00093	0,00097	-0,00103
PIB^{rec}	-0,00037	-0,00082	0,00030	**-0,00272***	0,00330	-0,00105
IPC^{rec}	0,00032	0,00015	0,00142	0,00052	0,00154	0,00006
IPP^{rec}	-0,00203	-0,00370	0,00229	-0,00045	-0,00084	0,00014
BC^{rec}	-0,00002	-0,00120	0,00143	-0,00012	0,00246	0,00034
IRICB^{rec}	0,00544	0,00802	0,00154	-0,00115	0,00258	0,00027
TD^{rec}	-0,00178	-0,00267	**0,00373****	**-0,00151***	-0,00166	-0,00143
CBD^{exp}	-0,00050	-0,00078	0,00033	0,00056	-0,00022	0,00013
PI^{exp}	-0,00030	-0,00046	-0,00182	-0,00005	0,00038	0,00021
ISM^{exp}	0,00100	0,00030	**0,00313*****	0,00074	0,00141	**0,00148****
VD^{exp}	0,00032	0,00078	0,00185	0,00139	-0,00130	-0,00035
FSC^{exp}	-0,00072	-0,00103	0,00103	-0,00025	-0,00130	-0,00110
ICCM^{exp}	0,00031	0,00050	0,00228	0,00074	-0,00186	-0,00110
ICCCB^{exp}	0,00139	0,00190	0,00014	-0,00029	0,00016	0,00049
DC^{exp}	0,00033	0,00025	-0,00006	0,00073	0,00088	-0,00018
ENA^{exp}	0,00038	0,00034	**0,00159***	**-0,00449*****	0,00040	-0,00028
RP^{exp}	0,00075	0,00142	0,00017	-0,00077	-0,00101	-0,00018
CHO^{exp}	-0,00118	-0,00160	-0,00162	0,00074	0,00019	0,00047
PIB^{exp}	0,00213	0,00234	0,00142	**0,00256****	0,00037	-0,00056
IPC^{exp}	**0,00223***	**0,00316***	-0,00170	-0,00019	0,00071	-0,00032
IPP^{exp}	-0,00062	-0,00142	0,00084	**0,00111***	0,00026	0,00029
BC^{exp}	-0,00100	-0,00142	-0,00107	0,00057	0,00014	0,00067
IRICB^{exp}	-0,00123	-0,00140	-0,00079	-0,00115	-0,00072	0,00009
TD^{exp}	0,00098	0,00157	-0,00062	-0,00037	**0,00033*****	0,00038
R^2 %	1,89%	1,93%	1,81%	1,11%	0,80%	0,61%

Les niveaux de significativité sont : ***1% de significativité, **5% de significativité et *10% de significativité

- Classe UBS CMCI

Les résultats empiriques du premier modèle conditionnel à l'état de l'économie pour la classe UBS CMCI sont illustrés dans le tableau 5.21. À première vue, nous pouvons tirer les mêmes observations que celles notées pour la classe S&P GSCI. Entre autres, nous constatons une réponse significative à un plus grand nombre de nouvelles en période de récession qu'en période d'expansion. Ainsi par exemple, l'indice principal UBS CMCI a réagi significativement à trois nouvelles en période de récession contre seulement une seule nouvelle en période d'expansion. Le sous-indice des métaux industriels a réagi significativement à cinq nouvelles en période de récession contre une seule en période d'expansion. Les deux sous-indices des métaux précieux et d'agriculture ont réagi au même nombre de nouvelles durant les deux périodes du cycle économique, soit à deux nouvelles.

En période de récession, nous constatons que les trois nouvelles de production industrielle, de dépenses de construction et de fabrication et stocks de commerce impactent très significativement et positivement l'indice principal UBS CMCI ainsi que les deux sous-indices d'énergie et des métaux industriels. Les nouvelles de commandes de biens durables impactent négativement le sous-indice d'énergie alors que les nouvelles de revenu personnel ont un effet positif sur les deux sous-indices d'énergie et des métaux précieux.

Finalement, nous notons qu'en période d'expansion, les nouvelles de l'IPC impactent significativement et positivement le sous-indice d'énergie alors que les nouvelles de PIB ont un impact positif sur l'indice principal UBS CMCI ainsi que sur le sous-indice des métaux précieux. Nous relevons aussi que les nouvelles de l'indice manufacturier ISM impactent positivement le sous-indice des métaux industriels et d'animaux d'élevage.

Tableau 5.21: Impact conditionnel à l'état de l'économie - Classe UBS CMCI / Estimation par MCO et correction Newey-West (premier modèle)

	CMCIER	CMENER	CMIMER	CMPMER	CMAGER	CMLVER
Cons.	0,00030	0,00038	0,00021	0,00028	0,00009	-0,00001
AR(1)	-0,17973	-0,01881	**-0,05762*****	-0,00693	0,01823	0,00989
CBD^{rec}	-0,00330	**-0,01223*****	0,00271	0,00458	0,00035	0,00015
PI^{rec}	**0,00439*****	**0,00709*****	**0,00427****	0,00048	0,00024	0,00022
ISM^{rec}	-0,00022	-0,00019	0,00001	**-0,00417****	0,00012	0,00047
VD^{rec}	0,00004	-0,00077	0,00101	-0,00168	0,00040	**0,00319****
FSC^{rec}	**0,00375****	**0,00470***	**0,00584****	0,00063	0,00245	0,00039
ICCM^{rec}	0,00100	-0,00160	0,00082	0,00039	0,00361	**-0,00213****
ICCCB^{rec}	-0,00239	0,00041	**-0,00537****	-0,00135	-0,00312	-0,00004
DC^{rec}	**0,00823*****	**0,01051****	**0,00647****	-0,00062	**0,00771*****	0,00199
ENA^{rec}	0,00360	0,00303	0,00298	0,00091	0,00234	-0,00060
RP^{rec}	0,00273	**0,00629***	-0,00021	**0,00285***	-0,00004	-0,00189
CHO^{rec}	0,00302	0,00469	0,00143	0,00030	0,00141	-0,00012
PIB^{rec}	-0,00087	-0,00035	0,00113	-0,00242	0,00030	-0,00071
IPC^{rec}	0,00110	-0,00078	0,00112	0,00072	0,00039	0,00055
IPP^{rec}	-0,00105	-0,00266	0,00263	0,00013	-0,00069	0,00013
BC^{rec}	0,00123	-0,00015	0,00301	0,00028	0,00176	0,00062
IRICB^{rec}	0,00281	0,00538	0,00100	-0,00152	0,00249	0,00018
TD^{rec}	0,00014	-0,00137	**0,00405****	-0,00150	-0,00089	-0,00115
CBD^{exp}	-0,00010	-0,00078	0,00017	0,00076	0,00041	0,00035
PI^{exp}	-0,00028	0,00016	-0,00118	-0,00041	-0,00010	0,00019
ISM^{exp}	0,00114	0,00071	**0,00282*****	0,00032	0,00059	**0,00159****
VD^{exp}	0,00020	0,00060	0,00158	0,00128	-0,00087	0,00041
FSC^{exp}	0,00003	-0,00001	0,00099	-0,00030	-0,00080	-0,00045
ICCM^{exp}	0,00019	0,00017	0,00077	0,00075	-0,00096	-0,00090
ICCCB^{exp}	0,00032	0,00140	-0,00006	-0,00052	-0,00015	0,00035
DC^{exp}	0,00047	-0,00019	0,00080	0,00133	0,00150	-0,00021
ENA^{exp}	0,00066	0,00032	0,00145	**-0,00400*****	0,00012	0,00004
RP^{exp}	0,00029	**0,00120***	-0,00006	-0,00091	-0,00060	-0,00037
CHO^{exp}	-0,00144	-0,00053	-0,00144	0,00062	-0,00056	0,00061
PIB^{exp}	**0,00170***	0,00205	0,00120	**0,00273****	0,00035	-0,00111
IPC^{exp}	0,00045	**0,00263****	-0,00191	-0,00078	0,00071	-0,00112
IPP^{exp}	0,00020	-0,00063	0,00067	0,00068	0,00034	-0,00026
BC^{exp}	-0,00086	-0,00162	-0,00093	0,00051	-0,00022	0,00037
IRICB^{exp}	-0,00092	-0,00125	-0,00013	-0,00132	-0,00095	-0,00027
TD^{exp}	0,00008	**0,00116***	-0,00054	-0,00020	**-0,00040*****	0,00058
R^2 %	4,21%	2,00%	1,79%	0,94%	1,05%	0,80%

Les niveaux de significativité sont : ***1% de significativité, **5% de significativité et *10% de significativité

5.2.2.2 Deuxième modèle

Dans cette version du modèle conditionnel à l'état de l'économie, nous avons séparé notre échantillon de manière à identifier les deux périodes de récession selon l'équation (3.6):

$$R_t = \alpha_1 + \gamma . R_{t-1} + \sum_{i=1}^{17} \beta_i^{exp} . D_i^{exp} . S_{i,t} + \sum_{i=1}^{17} \beta_i^{rec1} . D_i^{rec1} . S_{i,t} + \sum_{i=1}^{17} \beta_i^{rec2} . D_i^{rec2} . S_{i,t} + \varepsilon_t$$

- Classe S&P GSCI

Les résultats de régression de cette classe sont illustrés dans le tableau 5.22. Premièrement, nous constatons, sans surprise, que les résultats de régression en période d'expansion sont similaires à ceux obtenus pour le premier modèle (tableau 5.20). Toutefois, nous remarquons que les résultats de régression pendant les deux périodes de récession présentent des disparités assez importantes avec quelques points de similitudes. Rappelons d'abord que la première récession, en 2001, était relativement courte et moins sévère par rapport à la dernière récession entre 2008 et 2009.

Nous constatons aussi que la nouvelle monétaire du taux cible des fonds fédéraux a un effet très significatif sur tous les produits de la classe S&P GSCI sans exception durant la première récession. L'indice principal ainsi que les deux sous-indices d'énergie et de métaux précieux ont réagi négativement à cette nouvelle alors que les autres sous-indices ont plutôt réagi positivement. Un autre résultat important obtenu par ce modèle est l'effet significatif et positif des nouvelles de production industrielle durant les deux récessions sur l'indice principal ainsi que sur les deux sous-indices d'énergie et de métaux industriels.

Les nouvelles des ventes au détail ont un effet opposé durant les deux récessions. En effet, l'effet sur l'ensemble de l'échantillon tel qu'on l'a étudié dans le premier

modèle n'a pas permis de démontrer cet effet. Toutefois, en séparant les deux récessions, nous notons une réaction très significative de certains produits de la classe S&P GSCI à cette nouvelle. Ainsi, au courant de la première récession, l'indice S&P GSCI et le sous-indice d'énergie ont réagi négativement aux nouvelles de ventes au détail alors que durant la deuxième récession, ils ont plutôt réagi positivement. Le changement de la direction de réaction des produits de base face aux nouvelles des ventes aux détails entre les deux récessions explique l'effet masqué sur l'ensemble de l'échantillon tel que testé par le premier modèle conditionnel à l'état de l'économie.

L'analyse des résultats a permis également de tirer une importante conclusion, à savoir la significativité de réponse de l'indice principal S&P GSCI ainsi que les deux sous-indices d'agriculture et d'animaux d'élevage à un plus grand nombre de nouvelles durant la première récession comparativement à la deuxième récession. En effet, l'indice S&P GSCI a réagi à sept nouvelles durant la première récession contre seulement cinq nouvelles durant la deuxième récession. Le sous-indice d'agriculture a réagi à huit nouvelles durant la première récession contre une seule nouvelle macroéconomique durant la dernière récession. Finalement, le sous-indice d'élevage des animaux a réagi à sept nouvelles durant la première récession contre seulement deux nouvelles durant la dernière récession. En travaillant avec le premier modèle conditionnel à l'état de l'économie, qui regroupe les données des deux récessions et qui impose l'invariance des effets des nouvelles, le contenu informationnel pouvant être extrait de certaines nouvelles se trouve biaisé et masqué, soit à cause de la direction de réaction qui a changé ou à cause de l'effet de dilution, c'est-à-dire qu'un effet significatif pour une seule période ne l'est plus forcément pour deux périodes agrégées.

Tableau 5. 22: Impact conditionnel à l'état de l'économie – Classe S&P GSCI / Estimation par MCO (deuxième modèle)

	SPGCCIP	SPGCENP	SPGCINP	SPGCPMP	SPGCAGP	SPGCLVP
Cons.	0,00004	0,00012	0,00007	0,00030	-0,00022	-0,00021
AR(1)	**-0,03601***	**-0,03763****	**-0,05697*****	0,00072	0,01372	0,01003
CBD^{exp}	-0,00050	-0,00078	0,00033	0,00056	-0,00022	0,00013
PI^{exp}	-0,00030	-0,00046	-0,00182	-0,00005	0,00038	0,00021
ISM^{exp}	0,00100	0,00030	**0,00313*****	0,00074	0,00141	**0,00148****
VD^{exp}	0,00031	0,00076	0,00186	0,00139	-0,00130	-0,00035
FSC^{exp}	-0,00073	-0,00104	0,00103	-0,00025	-0,00130	-0,00110
ICCM^{exp}	0,00030	0,00049	0,00228	0,00074	-0,00186	-0,00110
ICCCB^{exp}	0,00138	0,00188	0,00014	-0,00029	0,00016	0,00049
DC^{exp}	0,00033	0,00025	-0,00006	0,00073	0,00088	-0,00018
ENA^{exp}	0,00038	0,00033	**0,00159***	**-0,00449*****	0,00040	-0,00028
RP^{exp}	0,00074	0,00141	0,00016	-0,00077	-0,00101	-0,00018
CHO^{exp}	-0,00117	-0,00158	-0,00162	0,00074	0,00019	0,00047
PIB^{exp}	0,00213	0,00235	0,00142	**0,00255****	0,00038	-0,00056
IPC^{exp}	**0,00223***	**0,00316***	-0,00169	-0,00019	0,00071	-0,00032
IPP^{exp}	-0,00062	-0,00142	0,00084	**0,00111***	0,00026	0,00029
BC^{exp}	-0,00101	-0,00143	-0,00107	0,00057	0,00015	0,00067
IRICB^{exp}	-0,00123	-0,00141	-0,00079	-0,00115	-0,00072	0,00009
TD^{exp}	0,00098	0,00158	-0,00063	-0,00037	**0,00033*****	0,00038
CBD^{rec1}	-0,00519	-0,01088	0,00774	0,00351	**0,00541****	**-0,00343*****
PI^{rec1}	**0,01090*****	**0,01165***	**0,01194*****	0,00681	**0,00940****	0,00836
ISM^{rec1}	**0,00268***	0,00361	-0,00044	**-0,00374*****	0,00129	**0,00494***
VD^{rec1}	**-0,00513***	**-0,00978****	0,00015	0,00052	**0,00261*****	0,00130
FSC^{rec1}	0,01158	0,02051	0,00454	-0,00060	-0,00087	**-0,00865***
ICCM^{rec1}	0,00562	0,00956	-0,00275	0,00082	0,00124	-0,00344
ICCCB^{rec1}	**0,00309*****	**0,00536****	-0,00204	-0,00171	**-0,00332****	**0,00551*****
ENA^{rec1}	-0,00004	-0,00034	**0,00446*****	-0,00044	0,00016	-0,00121
RP^{rec1}	**0,01455*****	**0,02017*****	0,00711	**0,00563***	**0,01094*****	-0,00646
CHO^{rec1}	0,00121	0,00364	-0,00164	0,00007	**-0,00483****	**-0,00325*****
PIB^{rec1}	-0,00033	0,00858	-0,00528	-0,00083	**-0,03262*****	0,00775
IPP^{rec1}	**-0,01246*****	**-0,01970*****	**-0,01172*****	-0,00530	-0,00124	**0,01034*****
BC^{rec1}	-0,00412	-0,00688	-0,00090	-0,00678	0,00206	0,00059
IRICB^{rec1}	0,01422	0,02494	-0,00455	-0,00261	-0,00225	0,00075
TD^{rec1}	**-0,00617*****	**-0,00985*****	**0,00090*****	**-0,00274*****	**0,00040*****	**0,00035*****
CBD^{rec2}	**-0,00925****	**-0,01512*****	0,00296	0,00486	0,00266	-0,00001
PI^{rec2}	**0,00781*****	**0,00980*****	**0,00544*****	0,00296	0,00131	0,00010
ISM^{rec2}	-0,00509	-0,00742	-0,00177	**-0,00519****	-0,00102	-0,00210
VD^{rec2}	**0,00440****	**0,00603****	0,00313	-0,00235	-0,00173	**0,00531*****
FSC^{rec2}	**0,00428****	**0,00503****	**0,00671*****	0,00077	0,00137	0,00072
ICCM^{rec2}	0,00118	0,00011	0,00358	-0,00004	**0,00816****	-0,00154
ICCCB^{rec2}	-0,00042	0,00031	-0,00521	-0,00039	-0,00228	-0,00170
DC^{rec2}	**0,00923*****	**0,01183*****	0,00525	0,00028	0,00541	0,00036
ENA^{rec2}	0,00420	0,00536	0,00293	0,00134	0,00283	-0,00053
RP^{rec2}	0,00269	0,00431	-0,00149	**0,00334***	-0,00119	-0,00041
CHO^{rec2}	0,00490	0,00580	0,00222	0,00122	0,00259	-0,00061
PIB^{rec2}	-0,00070	-0,00201	0,00102	**-0,00290****	0,00575	-0,00145
IPC^{rec2}	-0,00066	-0,00144	0,00077	0,00023	0,00197	0,00043
IPP^{rec2}	0,00048	0,00013	**0,00558***	0,00061	-0,00080	**-0,00216***
BC^{rec2}	0,00193	0,00189	0,00164	0,00174	0,00218	0,00031
IRICB^{rec2}	0,00369	0,00479	0,00247	-0,00141	0,00337	0,00015
TD^{rec2}	0,00196	**0,00345*****	**0,00614*****	-0,00045	-0,00340	-0,00294
R^2 (%)	2,55%	2,89%	2,17%	1,29%	1,16%	1,47%

Les niveaux de significativité sont : ***1% de significativité, **5% de significativité et *10% de significativité

- Classe UBS CMCI

Les résultats de régression du deuxième modèle conditionnel à l'état de l'économie de la classe UBS CMCI sont illustrés dans le tableau 5.23. En analysons les résultats, nous relevons quelques observations similaires à celles notées pour la classe S&P GSCI. Entre autres, l'impact significatif des nouvelles du taux directeur des fonds fédéraux sur tous les produits de la classe UBS CMCI durant la première récession comparativement à la dernière. Aussi, les deux sous-indices d'agriculture et d'animaux d'élevage ont réagi à un plus grand nombre de nouvelles durant la première récession comparativement à la dernière.

Les résultats d'estimation du deuxième modèle ont permis d'une part, de confirmer l'asymétrie de réaction des prix des produits de base en fonction du cycle économique et d'autre part, de montrer que la réaction n'est pas constante d'une récession à l'autre. Chacune des deux récessions incluses dans notre étude à ses propres caractéristiques, ce qui peut justifier en partie cette différence de résultats. La première récession de 2001 était courte puisqu'elle a duré seulement 8 mois comparativement à la dernière récession qui a duré 18 mois. En termes de sévérité, la dernière récession était plus sévère que la première puisque le PIB a reculé de 4,1% comparativement à 0,3% durant la première récession alors que la consommation a baissé de 2,3% contre une légère hausse de 1,2% enregistrée durant la première récession. La dernière récession a connu aussi un recul historique dans l'investissement, soit 23,4% alors que la baisse enregistrée durant la première récession n'était que de 3,2% (Labonte M., 2010). De plus, la récente récession a durement touché les marchés financiers, tels que les prêts interbancaires, les marchés des titres adossés à des actifs, le papier commercial, etc. Une étude future plus approfondie de la réaction des prix des produits de base durant chacune des périodes de récession permettra de mieux comprendre cette différence de résultats entre les deux récessions.

Tableau 5.23: Impact conditionnel à l'état de l'économie – Classe UBS CMCI / Estimation par MCO (deuxième modèle)

	CMCIER	CMENER	CMIMER	CMPMER	CMAGER	CMLVER
Cons.	**0,00030***	**0,00041***	0,00021	0,00028	0,00008	-0,00001
AR(1)	-0,18008	-0,01866	**-0,05654*****	-0,00562	0,01638	0,01051
CBD^{exp}	-0,00010	-0,00078	0,00017	0,00076	0,00041	0,00035
PI^{exp}	-0,00028	0,00016	-0,00118	-0,00041	-0,00010	0,00019
ISM^{exp}	0,00114	0,00071	**0,00282*****	0,00033	0,00059	**0,00159****
VD^{exp}	0,00020	0,00060	0,00158	0,00128	-0,00087	0,00041
FSC^{exp}	0,00003	-0,00001	0,00099	-0,00030	-0,00080	-0,00045
ICCM^{exp}	0,00018	0,00017	0,00077	0,00075	-0,00096	-0,00090
ICCCB^{exp}	0,00032	0,00140	-0,00006	-0,00052	-0,00015	0,00035
DC^{exp}	0,00047	-0,00019	0,00080	0,00133	0,00150	-0,00021
ENA^{exp}	0,00066	0,00031	0,00145	**-0,00400*****	0,00012	0,00004
RP^{exp}	0,00029	**0,00120***	-0,00006	-0,00091	-0,00060	-0,00037
CHO^{exp}	-0,00144	-0,00052	-0,00144	0,00062	-0,00056	0,00061
PIB^{exp}	**0,00171***	0,00205	0,00120	**0,00272****	0,00035	-0,00111
IPC^{exp}	0,00045	**0,00263****	-0,00191	-0,00078	0,00071	-0,00112
IPP^{exp}	0,00020	-0,00063	0,00067	0,00068	0,00034	-0,00026
BC^{exp}	-0,00086	-0,00162	-0,00093	0,00051	-0,00022	0,00037
IRICB^{exp}	-0,00092	-0,00125	-0,00013	-0,00132	-0,00096	-0,00027
TD^{exp}	0,00008	**0,00116***	-0,00054	-0,00020	**-0,00040*****	0,00058
CBD^{rec1}	0,00155	-0,00314	0,00523	0,00346	**0,00526*****	-0,00150
PI^{rec1}	0,00384	0,00768	0,00600	-0,00024	0,00433	**-0,00562***
ISM^{rec1}	-0,00030	0,00005	-0,00054	**-0,00268****	-0,00195	**0,00375****
VD^{rec1}	-0,00152	**-0,00779****	-0,00084	0,00016	**0,00236*****	0,00121
FSC^{rec1}	0,00374	0,01002	0,00115	0,00091	0,00161	-0,00329
ICCM^{rec1}	-0,00038	-0,00130	-0,00242	**0,00180***	-0,00004	**-0,00381****
ICCCB^{rec1}	0,00154	**0,00519*****	-0,00204	**-0,00200***	**-0,00245****	**0,00622*****
ENA^{rec1}	0,00083	-0,00005	**0,00417*****	-0,00045	0,00035	-0,00118
RP^{rec1}	**0,00870*****	**0,01162*****	0,00658	0,00369	**0,00913*****	**-0,00863***
CHO^{rec1}	-0,00119	0,00204	-0,00167	**-0,00117***	-0,00306	**-0,00324*****
PIB^{rec1}	-0,00370	**0,02626***	-0,00508	0,00112	**-0,03594****	0,00434
IPP^{rec1}	**-0,00851*****	**-0,01493*****	**-0,01027*****	-0,00404	-0,00021	**0,00899*****
BC^{rec1}	-0,00248	-0,00841	0,00004	-0,00606	**0,00166***	-0,00031
IRICB^{rec1}	0,00289	0,01656	**-0,00692***	-0,00531	0,00042	**0,00234****
TD^{rec1}	**-0,00158*****	**-0,00648*****	**0,00143*****	**-0,00278*****	**0,00056*****	**0,00040*****
CBD^{rec2}	-0,00484	**-0,01486*****	0,00182	0,00495	-0,00111	0,00014
PI^{rec2}	**0,00440*****	**0,00702*****	**0,00423****	0,00049	0,00013	0,00041
ISM^{rec2}	-0,00004	-0,00020	0,00030	**-0,00491***	0,00129	-0,00107
VD^{rec2}	0,00157	**0,00610*****	0,00285	-0,00347	-0,00153	**0,00512*****
FSC^{rec2}	**0,00377****	**0,00428****	**0,00628****	0,00060	0,00247	0,00081
ICCM^{rec2}	0,00149	-0,00202	0,00177	0,00003	**0,00524***	-0,00180
ICCCB^{rec2}	**-0,00342***	-0,00094	**-0,00611****	-0,00110	-0,00329	**-0,00190****
DC^{rec2}	**0,00840*****	**0,01057****	**0,00672***	-0,00075	**0,00823*****	0,00140
ENA^{rec2}	0,00454	0,00394	0,00288	0,00127	0,00315	-0,00036
RP^{rec2}	0,00232	0,00607	-0,00078	0,00270	-0,00083	-0,00125
CHO^{rec2}	0,00432	0,00560	0,00214	0,00072	0,00281	0,00059
PIB^{rec2}	-0,00062	-0,00194	0,00172	**-0,00273***	0,00266	-0,00089
IPC^{rec2}	0,00073	-0,00191	0,00054	0,00044	0,00071	0,00091
IPP^{rec2}	0,00073	0,00040	**0,00577***	0,00105	-0,00088	**-0,00199***
BC^{rec2}	0,00214	0,00262	0,00320	0,00158	0,00164	0,00100
IRICB^{rec2}	0,00255	0,00292	0,00217	-0,00136	0,00282	-0,00031
TD^{rec2}	0,00160	**0,00298*****	**0,00629*****	-0,00041	-0,00212	-0,00247
R^2 (%)	4,50%	3,01%	2,19%	1,10%	1,45%	1,66%

Les niveaux de significativité sont : ***1% de significativité, **5% de significativité et *10% de significativité

5.2.3 Comparaison des résultats et discussion

Les résultats de régression obtenus pour les deux classes d'indices étudiées démontrent que les produits de base réagissent différemment à l'afflux des nouvelles macroéconomiques et monétaires en fonction du cycle économique. Pour mieux comprendre cette dynamique, nous allons nous servir de la figure A.5 (annexe) qui illustre les surprises étudiées.

L'évolution des surprises du taux de chômage démontre qu'elles ont été généralement négatives durant la première récession comparée à la dernière récession où elles étaient positives. Des surprises négatives durant la première récession signifient que le taux de chômage publié est en dessous des attentes des marchés. Dans une telle situation, les investisseurs vont possiblement interpréter ce résultat comme une nouvelle positive de croissance économique et nous pourrons assister à une redirection des investissements vers les marchés conventionnels d'action et obligations aux dépens des marchés de produits de base. C'est le cas des produits des classes de métaux précieux, d'agriculture et d'animaux d'élevage qui ont réagi négativement à l'afflux de surprises négatives de chômage. Ce résultat est conforme aux conclusions de l'étude de Boyd et al. (2005) qui ont trouvé que les prix des actions réagissent négativement aux nouvelles de hausse de chômage en période de récession alors qu'en période d'expansion, les prix des actions réagissent plutôt positivement à cette hausse de chômage.

Les surprises positives des nouvelles du taux de chômage durant la deuxième récession signifient que des hausses inattendues du taux de chômage, à un rythme plus élevé que ce qui est prévue par les marchés, ont été enregistrées durant cette période de contraction. Malgré que ces surprises peuvent être perçues par les marchés comme un signe de déclin économique, aucune réaction significative des prix n'a été enregistrée.

Les nouvelles de production industrielle (PI) et de fabrication et stocks de commerce (FSC) sont des indicateurs précurseurs du type d'activité économique, surtout en période de contraction économique. La figure A.5 montre que les surprises des nouvelles de fabrication et stocks de commerce sont généralement négatives surtout durant la dernière récession. Ceci signifie une activité économique plus basse que celle attendue par les marchés et par conséquent, un risque de perte de confiance des investisseurs vis-à-vis de l'état de l'économie. Dans une telle situation, nous s'attendons à ce que les produits base attirent les investissements au dépens des autres formes conventionnelles d'investissements. Les résultats obtenus pour les deux classes de produits de base étudiées sont en accord avec notre conjecture durant la deuxième récession, puisqu'on note une hausse des prix des indices principaux et des deux sous-indices d'énergie et de métaux précieux confirmant la hausse de la demande de ces produits de base.

Un autre scénario peut se manifester lorsque les investisseurs s'attendent à ce que la banque centrale réagit à toute éventuelle activité économique positive en limitant l'offre de monnaie, dans tel cas, les taux d'intérêt réels vont augmenter et les prix des produits de base vont baisser en conséquence. Le contraire est susceptible d'arriver si aucune intervention de la banque centrale n'est prévue par les marchés.

L'impact des nouvelles du PIB est limité surtout aux deux sous-indices des métaux précieux et d'agriculture pour les deux classes S&P GSCI et UBS CMCI. Durant la période d'expansion, les nouvelles de PIB ont un impact positif sur le sous-indice des métaux précieux alors que durant la deuxième récession, elles ont plutôt un effet négatif. Nous notons également un effet négatif des nouvelles de PIB sur le sous-indice d'agriculture durant la première récession pour les deux classes étudiées. L'analyse de l'histogramme de distribution des surprises montre une alternance des surprises négatives et positives pour les nouvelles du PIB durant les deux récessions. Il serait ainsi difficile d'avancer des conclusions surtout que le nombre de nouvelles

de PIB étudiées est faible vu la diffusion seulement trimestrielle des nouvelles de PIB.

L'utilisation des données de l'indice du prix des consommateurs (IPC) et de l'indice du prix des producteurs (IPP) permet d'approximer des nouvelles sur l'évolution de l'inflation et par conséquent l'impact de cette dernière sur les prix des produits de base durant un cycle économique. Les données du sondage de prévision de l'IPC ne sont pas disponibles durant la première récession, ce qui nous permet d'exclure son utilisation. De plus, il est important de noter que la mesure de l'inflation par l'IPC peut conduire à des résultats erronés pour plusieurs raisons. D'une part, l'IPC ne tient pas compte de l'amélioration de la qualité des produits et services qui peuvent être à l'origine de l'augmentation des prix. D'autre part, l'IPC couvre seulement une partie de l'économie puisqu'il est limité aux dépenses de consommation. Aussi, les nouvelles de l'IPP sont généralement diffusées quelques jours avant l'IPC qui devient ainsi moins informative pour les investisseurs. Dans ce contexte, l'IPP offre une mesure de l'inflation plus proche à la réalité de notre étude.

L'analyse de l'évolution des surprises de l'IPP montre que la plupart des surprises sont positives durant la dernière récession. Toutefois, il est moins évident de tirer une conclusion similaire pour la première récession où on observe une alternance des surprises positives et négatives. Les résultats des estimations pour les deux classes S&P GSCI et UBS CMCI montrent une réaction négative des prix des indices principaux et des deux sous-indices d'énergie et des métaux industriels aux surprises de l'IPP durant la première récession. Une telle réaction ne peut survenir que si les investisseurs n'ont pas de craintes par rapport à une éventuelle reprise de l'inflation et donc, ils sont confidents de délaisser les contrats à terme de produits de base pour investir ailleurs dans les marchés financiers conventionnels.

Durant la deuxième récession, où les surprises de l'IPP étaient positives, nous avons relevé une réaction positive du sous-indice des métaux industriels et une réaction

négative du sous-indice des animaux d'élevage des deux classes S&P GSCI et UBS CMCI. La hausse de prix des métaux industriels suite à l'inflation inattendue est compatible avec l'interprétation des investisseurs d'une éventuelle intervention de la banque centrale suite aux nouvelles données d'inflation. Les craintes d'une reprise de l'inflation peut pousser les investisseurs à demander plus de contrats à terme de produits de base, plus spécifiquement les contrats de métaux industriels, provoquant ainsi une hausse des prix de ces matières premières.

L'impact de la politique monétaire sur les deux classes S&P GSCI et UBS CMCI est évalué en utilisant le taux directeur des fonds fédéraux. Ce dernier est considéré comme un proxy des intentions de la banque centrale. Une politique monétaire expansionniste se produit lorsque la banque centrale abaisse le taux directeur des fonds fédéraux, alors qu'une politique monétaire restrictive se produit lorsque la banque augmente ce taux. La réaction des deux classes de produits de base étudiées à une intervention non anticipée de la banque centrale touche tous les produits des deux classes S&P GSCI et UBS CMCI durant la première récession alors que l'effet est limité durant la deuxième récession aux sous-indices d'énergie et de métaux industriels.

L'analyse de l'évolution des surprises du taux directeur des fonds fédéraux montre une seule surprise positive durant la première récession comparativement à deux surprises lors de la dernière récession, dont une est positive en milieu de récession et une autre négative vers la fin de la récession. Une surprise positive signifie que les attentes des économistes sont plus basses que le taux directeur annoncé. Autrement dit, la banque centrale adopte une politique monétaire plus restrictive qu'anticipée par les marchés et dans ce cas, les investisseurs vont se tourner normalement vers des produits d'investissements moins risqués. Il faut rappeler que la banque centrale a baissé le taux directeur vers des niveaux très bas, soit entre 0 et 0,25% depuis décembre 2008. Les niveaux du taux d'intérêt étaient aussi relativement bas durant la première récession. Il serait alors prudent de ne pas avancer des conclusions sur

l'éventuel impact d'une surprise monétaire sur le prix des produits de base en se basant seulement sur une ou deux surprises enregistrées.

5.3 Estimation par GARCH-m(1,1)

5.3.1 Modèle non conditionnel à l'état de l'économie

L'estimation par GARCH-m(1,1) a été faite par la méthode de maximum vraisemblance sous l'hypothèse d'une distribution conditionnelle normale des erreurs et en corrigeant le biais de l'héteroscédasticité par la méthode de Bollerslev et Wooldridge (1992). Les équations 3.10 et 3.11 représentent le premier modèle non conditionnel à l'état de l'économie :

$$R_t = \alpha + \gamma . R_{t-1} + \sum_{i=1}^{17} \omega_i . S_{i,t} + \delta_t \sigma_t^2 + \varepsilon_t \; ; \quad \epsilon_t \sim \mathrm{N}\,(0, \sigma_t^2) \qquad (3.10)$$

$$\sigma_t^2 = \mu + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \qquad (3.11)$$

Les résultats de ce premier modèle pour les deux classes S&P GSCI et UBS CMCI sont illustrés dans les tableaux A.3 et A.4 respectivement (annexe). On constate que les coefficients α et β sont très significatifs et supérieurs à 0 pour tous les indices et les sous-indices des deux classes S&P GSCI et UBS CMCI étudiées. Les coefficients α correspondent à l'effet ARCH de l'équation de variance. Un effet significatif de α signifie que les nouvelles à propos de la volatilité de la période précédente influence la volatilité de la série étudiée. Les valeurs de β correspondent à l'effet GARCH de l'équation de variance. En d'autres mots, β représente la variance de la période précédente. Un effet significatif de β signifie que les variances résiduelles ont un impact sur la volatilité des séries étudiées. Les valeurs de β sont élevées et oscillent entre 0,91 et 0,96, ce qui indique clairement une persistance dans le regroupement de volatilité dans les séries, d'où l'intérêt de l'utilisation du GARCH-m(1,1) pour capter ses épisodes de regroupement de volatilité. Nous remarquons aussi que la somme des

coefficients α et β est très proche de un, ce qui indique que les chocs de volatilité sont assez persistants. L'estimateur de maximum de vraisemblance δ (prime de risque) est significatif avec un signe positif pour le sous-indice des métaux industriels des deux classes S&P GSCI et UBS CMCI étudiées.

Les autres résultats obtenus pour les deux classes S&P GSCI et UBS CMCI sont relativement proches de ceux estimés en utilisant la méthode MCO avec correction Newey-West avec quelques différences. À titre d'exemple, l'indice principal et le sous-indice d'énergie de la classe S&P GSCI n'ont montré aucune réaction aux nouvelles macroéconomiques et monétaires. Aussi, le sous-indice S&P GSCI des métaux industriels a réagi à cinq nouvelles macroéconomiques comparé à seulement trois nouvelles lors de l'estimation précédente. Deux de ces trois dernières nouvelles ont demeuré significatives. Pour la classe UBS CMCI, nous notons quelques nouveaux résultats. Par exemple, les nouvelles du taux de chômage impactent significativement et négativement l'indice principal, le sous-indice des métaux industriels et le sous-indice d'agriculture alors que les nouvelles de l'IPC impactent significativement et négativement l'indice principal et le sous-indice d'énergie.

5.3.2 Modèle conditionnel à l'état de l'économie

5.3.2.1 Premier modèle

Le premier modèle GARCH-m(1,1) conditionnel à l'état de l'économie est représenté par les deux équations suivantes :

$$R_t = \alpha_1 + \gamma . R_{t-1} + \sum_{i=1}^{17} \beta_i^{rec} . D_i^{rec} . S_{i,t} + \sum_{i=1}^{17} \beta_i^{exp} . D_i^{exp} . S_{i,t} + \delta_t \sigma_t^2 + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

$$\sigma_t^2 = \mu + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (3.13)$$

Les résultats de ce premier modèle pour les deux classes S&P GSCI et UBS CMCI sont illustrés dans les deux tableaux A.5 et A.6 respectivement (annexe). Comme dans le cas du modèle non conditionnel à l'état de l'économie, l'estimation a été faite par la méthode de maximum vraisemblance. Les résultats obtenus montrent que les coefficients α et β sont très significatifs et supérieurs à 0 pour les indices et les sous-indices des deux classes S&P GSCI et UBS CMCI. Nous notons aussi que la somme des coefficients α et β est très proche de un, ce qui indique que les chocs de volatilité sont persistants. L'estimateur de maximum de vraisemblance δ (prime de risque) est significatif avec un signe positif pour le sous-indice des métaux industriels des deux classes S&P GSCI et UBS CMCI étudiées.

Encore une fois, les résultats de réaction des indices et des sous-indices aux surprises de nouvelles sont assez similaires à ceux estimés par la régression MCO avec correction New-West avec quelques différences. Par exemple, nous remarquons que les surprises des nouvelles de commandes de biens durables impactent significativement et positivement en période de récession les prix des deux sous-indices de métaux industriels et d'agriculture des deux classes S&P GSCI et UBS CMCI en plus des produits déjà impactés lors de la première estimation MCO avec correction New-West. Nous constatons aussi que l'indice principal ainsi que le sous-indice d'énergie des deux classes étudiées ne réagissent plus aux nouvelles de stocks de commerce et fabrication en période de récession. Par contre, ils réagissent significativement et négativement pendant la même période au taux directeur des fonds fédéraux.

5.3.2.2 Deuxième modèle

Le deuxième modèle GARCH-m(1,1) conditionnel à l'état de l'économie est représenté par les deux équations suivantes :

$$R_t = \alpha_1 + \gamma . R_{t-1} + \sum_{i=1}^{17} \beta_i^{exp} . D_i^{exp} . S_{i,t} + \sum_{i=1}^{17} \beta_i^{rec1} . D_i^{rec1} . S_{i,t} + \sum_{i=1}^{17} \beta_i^{rec2} . D_i^{rec2} . S_{i,t} + \delta_t \sigma_t^2 + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

$$\sigma_t^2 = \mu + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (3.15)$$

Les résultats de ce modèle pour les deux classes S&P GSCI et UBS CMCI sont illustrés dans les tableaux A.7 et A.8 respectivement (annexe). L'estimation est faite toujours par la méthode de maximum vraisemblance. Nous pouvons tirer les mêmes conclusions pour les coefficients α et β que celles du premier modèle à savoir que les chocs de volatilité sont assez persistants. De même pour la prime de risque δ, elle est significatif avec un signe positif pour uniquement le sous-indice des métaux industriels des deux classes S&P GSCI et UBS CMCI étudiées.

En comparant les nouveaux résultats avec ceux estimés précédemment par la régression MCO avec correction New-West, nous observons des résultats similaires dont le plus important est la réaction des indices et des sous-indices des deux classes S&P GSCI et UBS CMCI à un plus grand nombre de nouvelles durant la première récession par rapport à la deuxième récession. De plus, nous notons que la réaction aux nouvelles durant les deux périodes de récession comparée à la période d'expansion reste plus importante. Toutefois, nous notons quelques différences dans les résultats entre les deux estimations. Par exemple, nous remarquons qu'avec l'estimation GARCH-m(1,1), l'indice principal ainsi que le sous-indice d'énergie de la classe S&P GSCI réagissent significativement et négativement durant la première récession aux nouvelles de commandes de biens durables et de balance commerciale.

Durant la deuxième récession, ces deux mêmes produits ne réagissent plus aux nouvelles de fabrication et stocks de commerce mais ils réagissent plutôt significativement et positivement aux nouvelles de l'IPP. Pour la classe UBS CMCI, nous notons également que l'indice principal et le sous-indice d'énergie réagissent négativement aux nouvelles de balance commerciale.

CONCLUSION

Ce mémoire s'inscrit dans la foulée de l'étude empirique conduite par Hess et al. (2008). L'échantillon utilisé couvre une période plus récente et ne se limite pas seulement aux indices principaux, mais couvre aussi les sous-indices qui représentent les différentes classes de produits de base (énergie, métaux industriels, métaux précieux, agriculture et animaux d'élevage). Plus spécifiquement, nous avons analysé les impacts de 17 nouvelles macroéconomiques et monétaires américaines sur les indices principaux et les sous-indices des deux classes de produits de base S&P GSCI et UBS CMCI. Pour ce faire, nous avons calculé d'abord les surprises associées à chacune des nouvelles étudiées en divisant l'écart entre les valeurs observées X_t des annonces et leurs valeurs prédites $E(X_t)$ par l'écart-type σ_t. Ensuite, nous avons régressé les prix des indices et des sous-indices de produits de base par rapport aux composantes surprises calculées. Nous avons ainsi pu évaluer quelles annonces impactent le plus chacun des indices et des sous-indices étudiés, de même que l'étendue et le signe de la réponse.

Trois types de modèles ont été testés : un modèle général non conditionnel à l'état de l'économie, un modèle conditionnel à l'état de l'économie qui nous a permis d'investiguer l'asymétrie de réponse des prix des indices et des sous-indices étudiés en fonction de l'état de l'économie (récession ou expansion) et finalement, un autre modèle conditionnel à l'état de l'économie où on a défini séparément et comparé la réponse des prix des indices et des sous-indices de produits de base étudiés lors des deux dernières récessions qui caractérisent notre échantillon.

Le présent travail est le seul, à notre connaissance, à comparer en même temps la réaction des deux indices principaux de produits de base S&P GSCI et UBS CMCI et leurs sous-indices correspondants (énergie, métaux industriels, métaux précieux, agriculture et animaux d'élevage) face à l'afflux de nouvelles macroéconomiques et monétaires.

Les principaux résultats obtenus avec le modèle non conditionnel à l'état de l'économie montrent que les indices principaux et les sous-indices ont peu ou pas réagi aux nouvelles macroéconomiques et monétaires étudiées. Ces résultats confirment ceux obtenus par Hess et al. (2008) qui ont trouvé des réponses très limitées des deux indices principaux S&P GSCI et CRB aux nouvelles.

En ce qui concerne le premier modèle conditionnel à l'état de l'économie, les résultats montrent une asymétrie de réponse aux surprises en fonction du cycle économique, et ce, pour les deux classes de produits de base S&P GSCI et UBS CMCI. Plus spécifiquement, nous constatons une réponse significative à un plus grand nombre de nouvelles en période de récession qu'en période d'expansion. La réaction en période de récession a été significative et positive surtout envers les nouvelles de dépenses de construction, de production industrielle et de fabrication et stocks de commerce alors qu'elle était plutôt négative envers les nouvelles de commandes de biens durables. En période d'expansion, la réaction la plus importante reste celle qui est significative et positive face à l'afflux des nouvelles de l'IPC.

Avec le deuxième modèle conditionnel à l'état de l'économie, nous avons comparé la réaction des indices et des sous-indices de produits de base étudiés face à l'afflux de nouvelles durant chacune des deux dernières récessions. La derrière récession (2008-09) a la particularité d'être plus longue et plus sévère en terme économique par rapport à la première récession (2001). Les résultats obtenus montrent une significativité de réponse à un plus grand nombre de nouvelles durant la première récession comparativement à la dernière. Ainsi, en travaillant avec le premier modèle conditionnel à l'état de l'économie qui regroupe les données des deux récessions

ensemble et qui impose l'invariance des effets des nouvelles dans le temps, le contenu informationnel extrait de certaines des nouvelles étudiées se trouve biaisé et masqué.

Les résultats de cette étude empirique apportent des précisions importantes concernant le comportement des produits de base face à l'afflux des nouvelles macroéconomiques et monétaires. Plus précisément, ce mémoire confirme l'asymétrie de réponse des prix de produits de base aux nouvelles en fonction du cycle économique, de plus, il remet en cause l'hypothèse de l'invariance des effets de nouvelles dans le temps, considéré dans les études de l'asymétrie des effets de nouvelles.

Parmi les extensions possibles de ce travail, il serait intéressant d'utiliser les données de haute fréquence pour une compréhension plus précise du phénomène de réaction des produits de base face à l'afflux des nouvelles. Il serait pertinent aussi de comprendre le phénomène de volatilité des marchés à terme en cherchant les facteurs responsables de cette volatilité et en les prenant en considération lors des estimations des modèles. Finalement, il serait intéressant d'étendre notre analyse aux marchés de produits de base négociés dans les marchés canadiens tout en utilisant des nouvelles macroéconomiques et monétaires canadiennes.

APPENDICE A

AUTRES TABLEAUX ET FIGURES DE RÉSULTATS

Tableau A.1 Résultats des tests économétriques de détection de l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation des termes d'erreur des spécifications empiriques considérées - Estimation par MCO

i. Classe S&P GSCI

	TEST DE WHITE		BREUSCH-GODFREY	
	F-stat	**p-value**	**LM-stat**	**p-value**
SPGCCIP	3,155	0,000	1 277	0,853
SPGCENP	2,380	0,000	4 471	0,573
SPGCINP	2,803	0,000	13 581	0,184
SPGCPMP	3,199	0,000	7 713	0,383
SPGCAGP	3,227	0,000	3 402	0,655
SPGCLVP	2,271	0,000	26 504	0,037

ii. Classe UBS CMCI

	TEST DE WHITE		BREUSCH-GODFREY	
	F-stat	**p-value**	**LM-stat**	**p-value**
CMCIER	13,605	0,000	18 209	0,108
CMENER	2,555	0,000	7 311	0,409
CMIMER	2,946	0,000	802	0,907
CMPMER	3,011	0,000	18 925	0,099
CMAGER	3,209	0,000	4 089	0,607
CMLVER	1,489	0,001	23 769	0,055

Notes: Les deux tableaux ci-haut présentent les statistiques de test et les p-values associées découlant des tests de White et Breusch-Godfrey effectués sur les résultats de l'équation (3.3) estimé par MCO, d'abord pour la classe S&P GSCI et ensuite, pour la classe UBS CMCI. Les tests de Breusch-Godfrey ont été effectués pour une autocorrélation de deuxième ordre. La LM-stat est obtenue en multipliant le R^2 par le nombre d'observations. Les résultats obtenus indiquent clairement que les distributions des indices et sous-indices sont caractérisés par un comportement hétéroscédastique, d'où la correction de la matrice de variance-covariance.

Figure A.1: Distribution du log-rendement journalier de l'indice et des sous-indices S&P GSCI

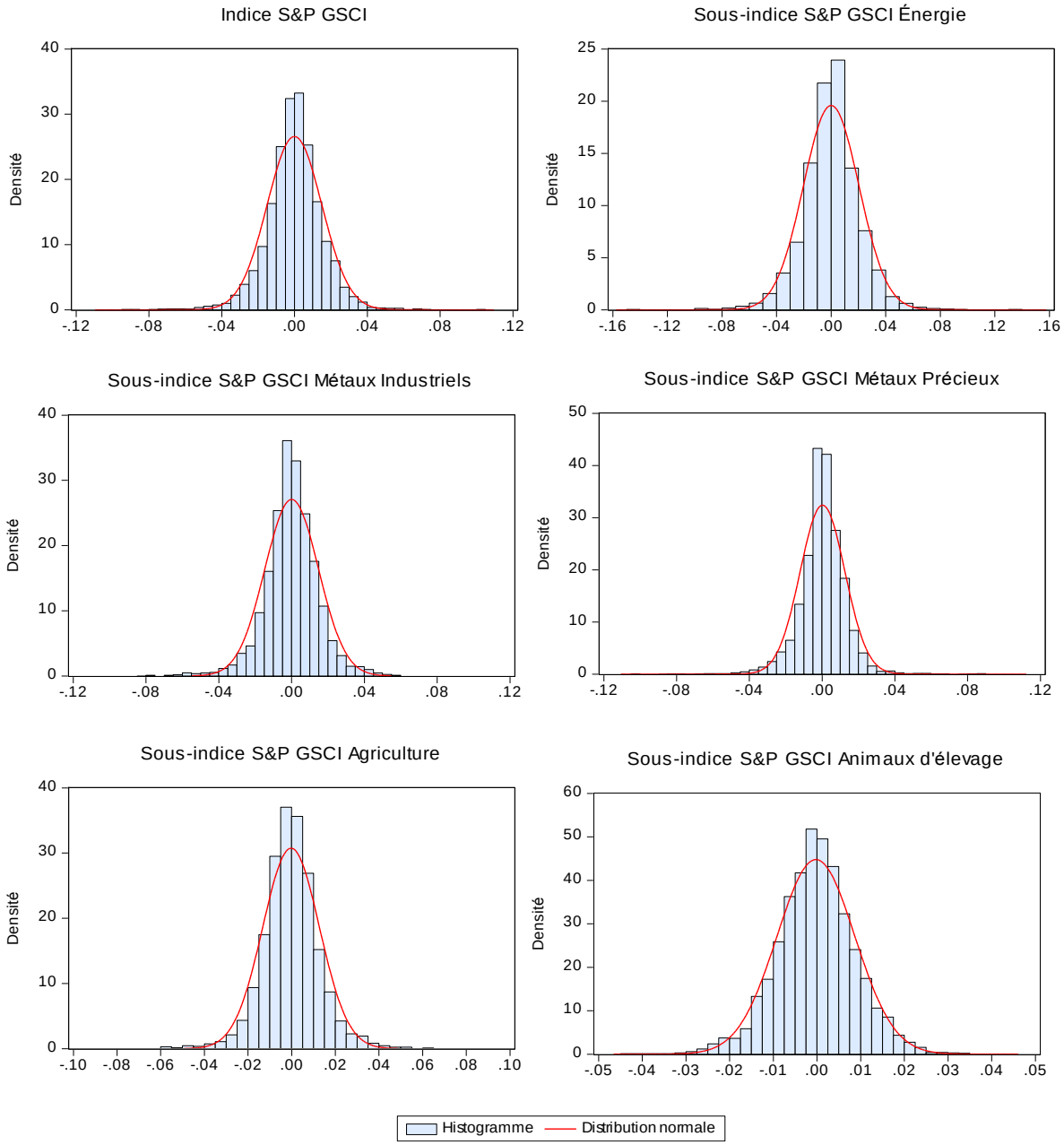


Figure A.2: Distribution du log-rendement journalier de l'indice et des sous-indices UBS CMCI

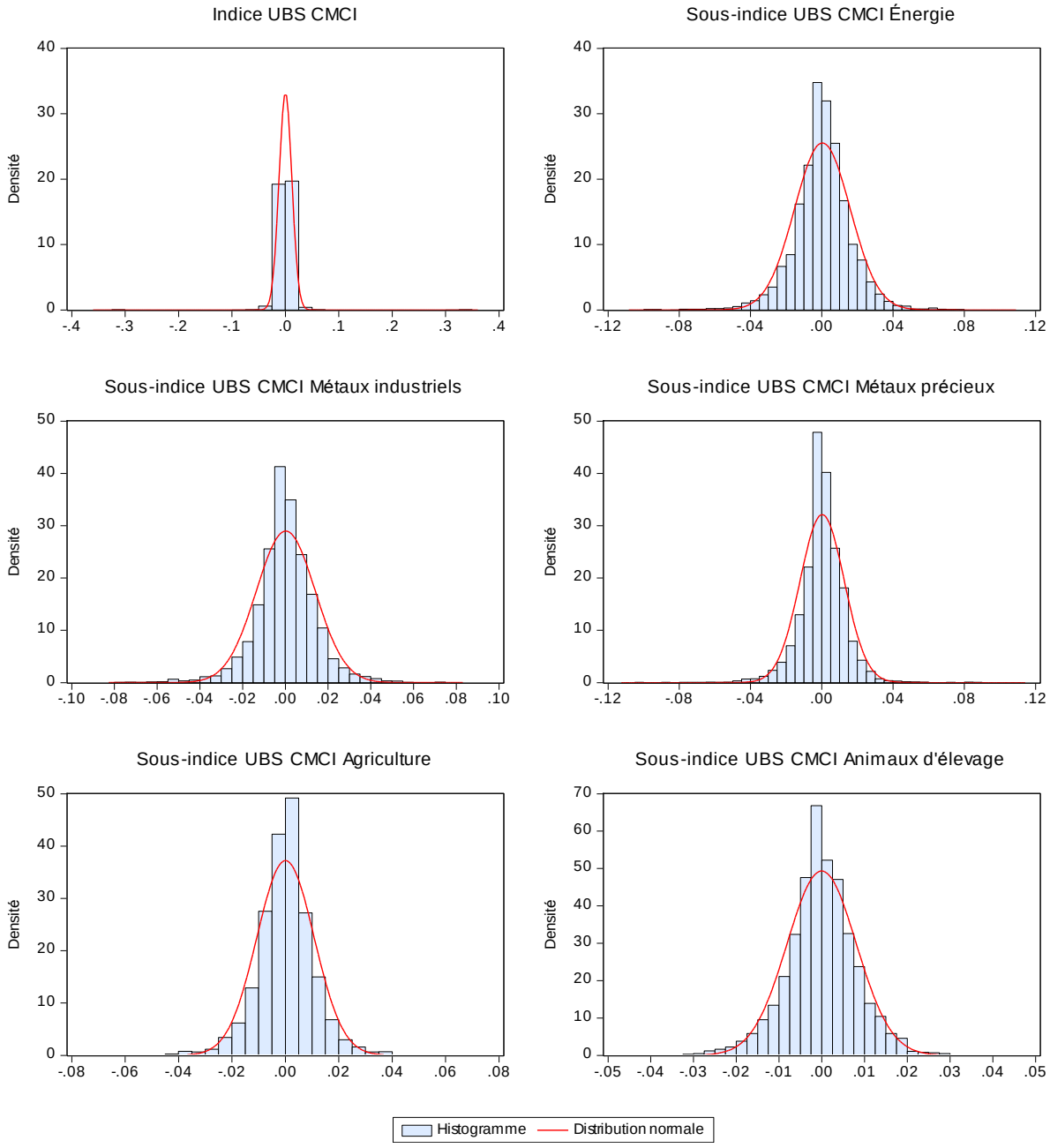
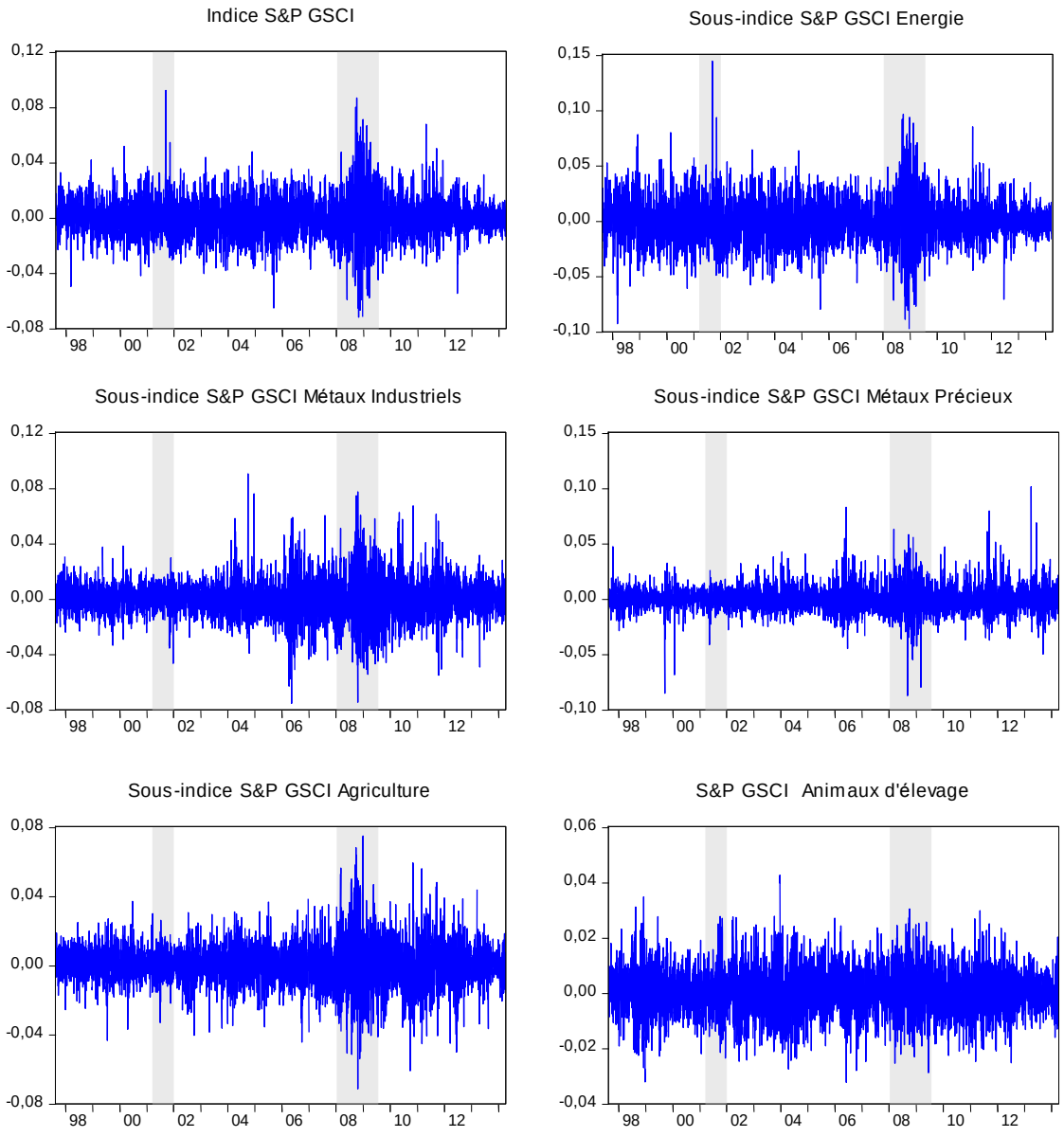
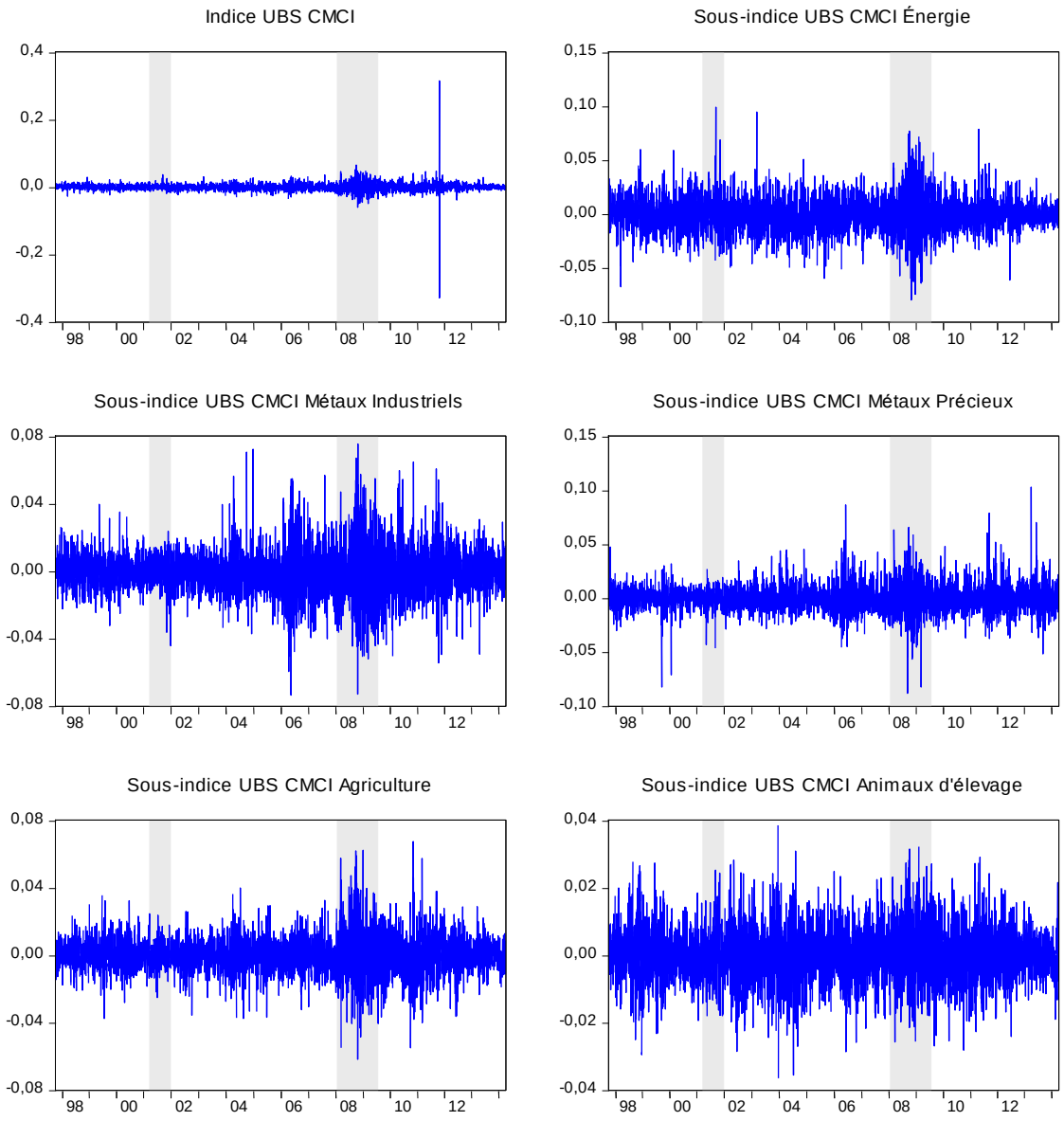


Figure A.3: Rendement journalier de l'indice et des sous-indices S&P GSCI



Note: Les deux zones en gris représentent les deux périodes de récessions étudiées.

Figure A.4: Rendement journalier de l'indice et des sous-indices UBS CMCI



Note: Les deux zones en gris représentent les deux périodes de récessions étudiées.

Tableau A.2: Test de racine unitaire sur le logarithme des rendements journaliers

Classe S&P GSCI

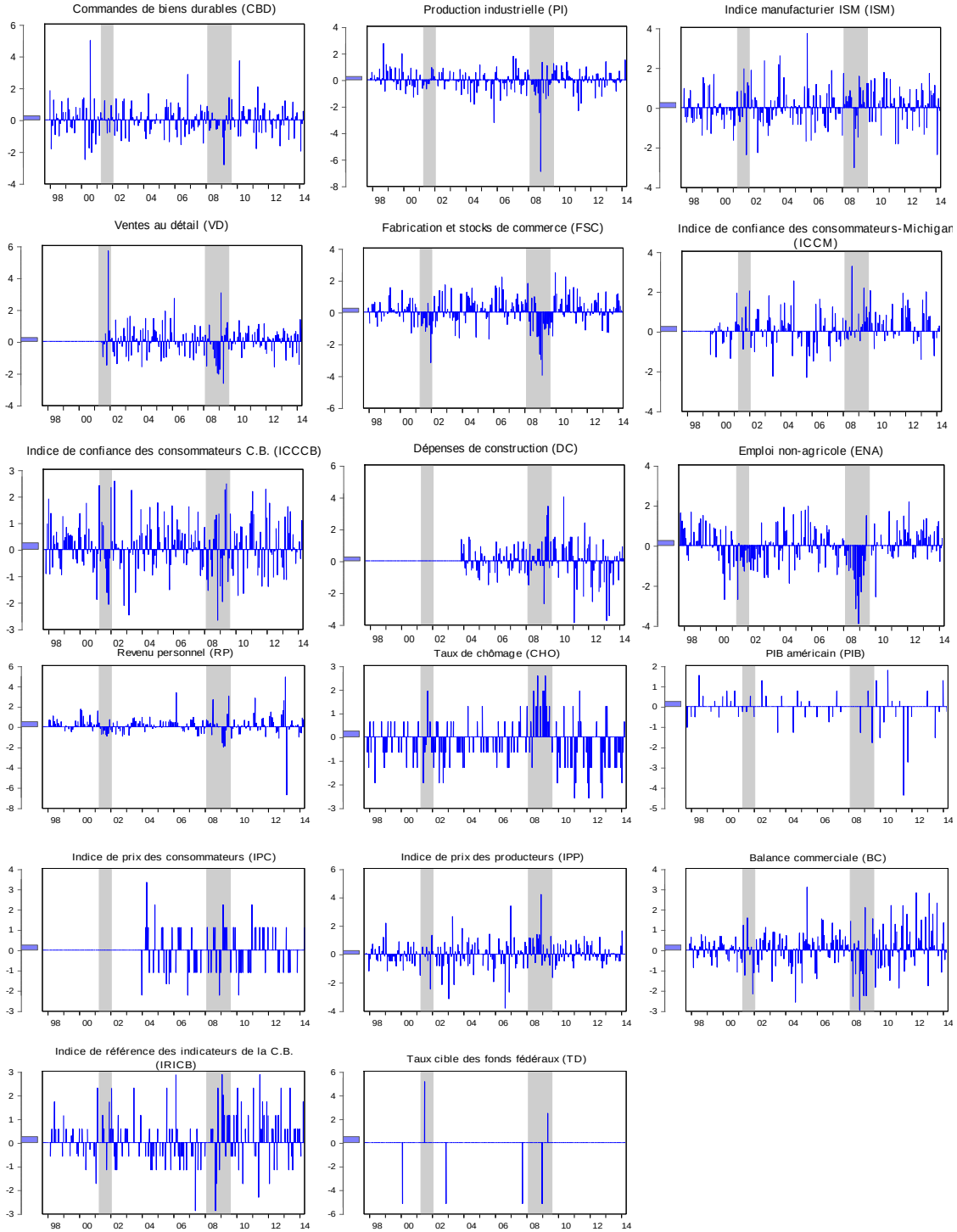
	SPGCCIP	**SPGCENP**	**SPGCINP**	**SPGCPMP**	**SPGCAGP**	**SPGCLV**
Test Dickey-Fuller augmenté	-65,126	-65,272	-67,019	-63,452	-62,307	-62,957
p-value	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Valeurs critiques						
seuil de 1%	-3,432	-3,432	-3,432	-3,432	-3,432	-3,432
seuil de 5% level	-2,862	-2,862	-2,862	-2,862	-2,862	-2,862
seuil de 10% level	-2,567	-2,567	-2,567	-2,567	-2,567	-2,567

Classe UBS CMCI

	CMCIER	**CMENER**	**CMIMER**	**CMPMER**	**CMAGER**	**CMPLV**
Test Dickey-Fuller augmenté	-76,070	-64,871	-67,690	-64,461	-62,734	-63,512
p-value	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Valeurs critiques						
seuil de 1%	-3,432	-3,432	-3,432	-3,432	-3,432	-3,432
seuil de 5% level	-2,862	-2,862	-2,862	-2,862	-2,862	-2,862
seuil de 10% level	-2,567	-2,567	-2,567	-2,567	-2,567	-2,567

Note : Les deux tableaux en haut représentent le test Dickey-Fuller augmenté (1981) qui permet de vérifier la stationnarité de chacune des séries étudiées. Plus précisément, ce test est appliqué aux séries qui représentent les logarithmes des rendements journaliers des indices et des sous indices des deux classes S&P GSCI et UBS CMCI. Le nombre de retards est celui qui minimise la valeur du critère AIC.

Figure A.5: Évolution des surprises des nouvelles macroéconomiques étudiées



Note : Les deux zones en gris représentent les deux périodes de récessions étudiées.

Tableau A.3: Impact non conditionnel à l'état de l'économie, classe S&P GSCI / Estimation par GARCH-m (1,1)

	SPGCCIP	**SPGCENP**	**SPGCINP**	**SPGCPMP**	**SPGCAGP**	**SPGCLVP**
δ (prime)	0,02600	0,01854	**0,10690***	-0,01745	0,09313	0,02426
Cons.	-0,00022	-0,00004	**-0,00132****	0,00039	**-0,00148***	-0,00035
AR(1)	-0,00946	-0,01373	**-0,03275****	0,00437	**0,03243***	0,00500
CBD	-0,00096	-0,00175	0,00046	-0,00024	0,00021	0,00042
PI	0,00011	0,00082	-0,00117	0,00017	0,00125	0,00072
ISM	0,00047	0,00053	**0,00222*****	0,00059	0,00178	0,00105
VD	-0,00040	-0,00058	0,00105	0,00005	0,00063	0,00090
FSC	0,00042	0,00098	**0,00161***	-0,00134	**-0,00135***	**-0,00125****
ICCM	0,00051	0,00048	0,00065	0,00079	-0,00071	**-0,00141****
ICCCB	0,00091	0,00110	-0,00044	-0,00097	-0,00020	0,00047
DC	0,00061	0,00069	-0,00016	0,00014	0,00110	-0,00007
ENA	0,00051	0,00093	**0,00151***	**-0,00377*****	0,00033	-0,00061
RP	0,00086	0,00110	0,00052	-0,00050	0,00005	-0,00019
CHO	-0,00073	-0,00046	**-0,00203****	0,00106	-0,00058	0,00012
PIB	0,00175	0,00245	0,00045	0,00113	0,00154	-0,00043
IPC	0,00049	0,00131	**-0,00352****	0,00018	0,00085	-0,00039
IPP	-0,00045	-0,00012	0,00059	-0,00023	-0,00028	0,00099
BC	-0,00055	-0,00055	-0,00086	0,00005	-0,00004	0,00038
IRICB	-0,00085	-0,00138	-0,00166	-0,00125	-0,00063	-0,00010
TD	-0,00088	-0,00139	0,00044	0,00067	0,00024	0,00025
Équation de variance						
Cons.	**0,00000****	**0,00000****	**0,00000*****	**0,00000****	**0,00000****	**0,00000*****
α	**0,04067*****	**0,04018*****	**0,04479*****	**0,05349*****	**0,04284*****	**0,03509*****
β	**0,95458*****	**0,95689*****	**0,95073*****	**0,93352*****	**0,94780*****	**0,95889*****
R^2 (%)	0,00%	0,25%	0,39%	0,11%	0,03%	0,23%

Les niveaux de significativité sont : ***1% de significativité, **5% de significativité et *10% de significativité

Tableau A.4: Impact non conditionnel à l'état de l'économie, classe UBS CMCI / Estimation par GARCH-m (1,1)

	CMCIER	**CMENER**	**CMIMER**	**CMPMER**	**CMAGER**	**CMLVER**
δ (prime)	0,05008	0,02581	**0,10980****	-0,02572	0,07956	0,03540
Cons.	-0,00010	0,00012	**-0,00114***	0,00044	-0,00076	-0,00019
AR(1)	0,01111	-0,00151	**-0,03362****	0,00021	**0,04364*****	0,00107
CBD	0,00030	-0,00146	0,00034	0,00003	**0,00090***	0,00059
PI	-0,00034	0,00081	-0,00042	-0,00058	0,00023	0,00047
ISM	-0,00015	0,00066	**0,00206****	0,00002	0,00027	**0,00119****
VD	-0,00005	-0,00040	0,00089	-0,00027	0,00078	**0,00122***
FSC	0,00001	0,00127	0,00109	-0,00137	-0,00071	-0,00059
ICCM	0,00104	0,00035	-0,00049	0,00081	-0,00033	**-0,00104***
ICCCB	0,00009	0,00064	-0,00054	**-0,00138****	-0,00035	0,00038
DC	0,00063	0,00070	0,00120	0,00117	**0,00203****	-0,00007
ENA	0,00016	0,00086	**0,00156****	**-0,00325*****	0,00011	-0,00035
RP	**0,00078***	**0,00116****	0,00032	-0,00077	-0,00003	-0,00027
CHO	**-0,00138****	-0,00011	**-0,00184****	0,00063	**-0,00111***	0,00042
PIB	0,00200	0,00169	0,00028	0,00131	0,00142	-0,00097
IPC	**-0,00226***	0,00120	**-0,00348****	-0,00038	0,00021	-0,00089
IPP	-0,00050	-0,00014	0,00090	-0,00015	-0,00005	0,00051
BC	-0,00085	-0,00118	-0,00061	0,00005	-0,00033	0,00036
IRICB	-0,00075	-0,00109	-0,00094	-0,00135	-0,00082	-0,00020
TD	-0,00024	-0,00047	0,00066	0,00010	-0,00021	0,00042
Équation de variance						
Cons.	0,00000	**0,00000****	**0,00000*****	**0,00000****	**0,00000*****	**0,00000*****
α	**0,09640*****	**0,03892*****	**0,03916*****	**0,04870*****	**0,04009*****	**0,03640*****
β	**0,91307*****	**0,95761*****	**0,95666*****	**0,94086*****	**0,95348*****	**0,95590*****
R^2 (%)	-0,42%	0,33%	0,46%	0,23%	0,19%	0,40%

Les niveaux de significativité sont : ***1% de significativité, **5% de significativité et *10% de significativité

Tableau A.5: Impact conditionnel à l'état de l'économie, classe S&P GSCI - premier modèle / Estimation par GARCH-m(1,1)

	SPGCCIP	SPGCENP	SPGCINP	SPGCPMP	SPGCAGP	SPGCLVP
δ (prime)	0,01679	0,00951	**0,11512****	0,01148	0,10150	0,02161
Cons.	-0,00010	0,00012	**-0,00139****	0,00010	**-0,00154***	-0,00032
AR(1)	-0,01187	-0,01575	**-0,03329****	0,00643	**0,03228***	0,00452
CBD^{rec}	**-0,00546****	**-0,01109*****	**0,00624***	0,00233	**0,00421****	0,00087
PI^{rec}	**0,00904*****	**0,01113*****	**0,00565****	0,00397	**0,00482***	0,00018
ISM^{rec}	-0,00441	-0,00775	-0,00110	-0,00203	0,00058	0,00103
VD^{rec}	-0,00150	-0,00210	0,00087	0,00062	**0,00195*****	**0,00293****
FSC^{rec}	0,00340	0,00410	**0,00465***	-0,00055	0,00019	-0,00093
ICCM^{rec}	0,00208	0,00136	0,00013	0,00050	0,00306	**-0,00193****
ICCCB^{rec}	0,00033	0,00149	-0,00316	-0,00136	-0,00313	0,00049
DC^{rec}	**0,00860*****	**0,01059*****	0,00438	0,00211	0,00372	0,00152
ENA^{rec}	-0,00136	-0,00225	**0,00294***	-0,00014	-0,00006	-0,00107
RP^{rec}	0,00309	0,00323	0,00210	**0,00316***	0,00377	-0,00146
CHO^{rec}	0,00244	0,00419	-0,00078	-0,00570	-0,00228	**-0,00157***
PIB^{rec}	-0,00450	-0,00559	-0,00280	**-0,00249*****	-0,00552	-0,00060
IPC^{rec}	-0,00061	-0,00119	0,00015	0,00244	0,00002	0,00050
IPP^{rec}	0,00027	0,00250	-0,00153	-0,00369	-0,00106	0,00140
BC^{rec}	-0,00208	-0,00196	0,00001	-0,00350	**0,00317****	0,00005
IRICB^{rec}	0,00283	0,00395	-0,00369	-0,00015	0,00109	0,00054
TD^{rec}	**-0,00469*****	**-0,00688****	**0,00150****	**-0,00212*****	0,00028	-0,00055
CBD^{exp}	-0,00079	-0,00139	0,00021	-0,00032	-0,00003	0,00040
PI^{exp}	-0,00090	-0,00069	-0,00208	-0,00029	0,00083	0,00091
ISM^{exp}	0,00091	0,00123	**0,00264*****	0,00087	0,00205	0,00107
VD^{exp}	0,00020	0,00018	0,00118	-0,00054	-0,00055	-0,00020
FSC^{exp}	-0,00007	0,00037	0,00101	-0,00142	**-0,00160***	**-0,00123***
ICCM^{exp}	0,00033	0,00035	0,00069	0,00066	-0,00111	-0,00132
ICCCB^{exp}	0,00102	0,00116	-0,00012	-0,00092	0,00023	0,00044
DC^{exp}	0,00008	-0,00002	-0,00052	-0,00009	0,00029	-0,00027
ENA^{exp}	0,00079	0,00142	0,00124	**-0,00409*****	0,00029	-0,00058
RP^{exp}	0,00082	0,00110	0,00037	-0,00087	-0,00113	-0,00005
CHO^{exp}	-0,00102	-0,00092	**-0,00216****	0,00121	-0,00025	0,00043
PIB^{exp}	0,00194	0,00271	0,00056	0,00135	0,00181	-0,00042
IPC^{exp}	0,00065	0,00159	**-0,00378****	0,00018	0,00090	-0,00057
IPP^{exp}	-0,00051	-0,00031	0,00098	0,00020	-0,00015	0,00095
BC^{exp}	-0,00038	-0,00041	-0,00106	0,000695	-0,00060	0,00044
IRICB^{exp}	-0,00120	-0,00189	-0,00140	**-0,00156***	-0,00072	-0,00020
TD^{exp}	0,00085	0,00099	-0,00022	0,00246	**0,00029***	0,00068
Équation de variance						
Cons.	**0,00000****	**0,00000****	**0,00000*****	**0,00000****	**0,00000****	**0,00000*****
α	**0,04023*****	**0,04002*****	**0,04516*****	**0,06416*****	**0,04512*****	**0,03473*****
β	**0,95492*****	**0,95687*****	**0,95051*****	**0,92037*****	**0,94504*****	**0,95939*****
R^2 (%)	1,37%	1,33%	1,20%	0,24	0,24%	0,46%

Les niveaux de significativité sont : ***1% de significativité, **5% de significativité et *10% de significativité

Tableau A.6: Impact conditionnel à l'état de l'économie, classe UBS CMCI - premier modèle / Estimation par GARCH-m (1,1)

	CMCIER	CMENER	CMIMER	CMPMER	CMAGER	CMLVER
δ (prime)	0,05515	0,02400	**0,11899****	-0,01002	0,08196	0,03463
Cons,	**-0,00013***	0,00014	**-0,00122****	0,00030	-0,00076	-0,00018
AR(1)	0,00978	-0,00281	**-0,03394****	0,00172	**0,04261*****	0,00087
CBD^{rec}	0,00185	**-0,00744****	**0,00454***	0,00314	**0,00363***	0,00132
PI^{rec}	**0,00372***	**0,00778*****	0,00378	-0,00025	0,00150	-0,00014
ISM^{rec}	-0,00138	-0,00422	-0,00089	**-0,00333****	-0,00127	0,00137
VD^{rec}	-0,00034	-0,00160	-0,00015	0,00014	**0,00178*****	**0,00259****
FSC^{rec}	0,00220	0,00361	0,00239	-0,00008	**0,00201***	-0,00023
ICCM^{rec}	0,00068	0,00028	-0,00092	0,00102	0,00163	**-0,00225****
ICCCB^{rec}	-0,00134	0,00072	**-0,00404****	-0,00184	**-0,00310****	0,00119
DC^{rec}	**0,00792*****	**0,01012*****	0,00565	0,00077	**0,00612****	**0,00250***
ENA^{rec}	0,00040	-0,00121	**0,00292****	-0,00122	0,00013	-0,00098
RP^{rec}	0,00277	0,00365	0,00151	**0,00281***	0,00251	**-0,00256***
CHO^{rec}	-0,00071	0,00306	-0,00084	-0,00161	-0,00167	-0,00090
PIB^{rec}	-0,00529	-0,00414	-0,00089	**-0,00191***	-0,01004	-0,00084
IPC^{rec}	-0,00116	-0,00193	-0,00020	0,00148	-0,00143	0,00060
IPP^{rec}	-0,00072	0,00147	-0,00039	-0,00269	-0,00037	0,00186
BC^{rec}	-0,00222	-0,00171	0,00079	-0,00247	**0,00223***	0,00045
IRICB^{rec}	-0,00325	0,00215	-0,00508	-0,00150	0,00193	0,00056
TD^{rec}	**-0,00121*****	**-0,00434****	**0,00190*****	**-0,00225*****	0,00052	-0,00036
CBD^{exp}	0,00023	-0,00118	0,00012	-0,00013	0,00072	0,00056
PI^{exp}	-0,00070	-0,00021	-0,00100	-0,00057	0,00009	0,00067
ISM^{exp}	-0,00001	0,00109	**0,00245*****	0,00043	0,00052	**0,00118***
VD^{exp}	0,00006	0,00014	0,00133	-0,00057	0,00003	0,00046
FSC^{exp}	-0,00023	0,00092	0,00086	-0,00148	-0,00101	-0,00061
ICCM^{exp}	0,00111	0,00031	-0,00055	0,00063	-0,00053	-0,00088
ICCCB^{exp}	0,00025	0,00070	-0,00011	**-0,00130***	0,00004	0,00024
DC^{exp}	0,00022	0,00018	0,00095	0,00128	**0,00170****	-0,00028
ENA^{exp}	0,00008	0,00120	**0,00127***	**-0,00360*****	0,00007	-0,00026
RP^{exp}	0,00070	**0,00106***	0,00012	**-0,00119***	-0,00026	-0,00004
CHO^{exp}	**-0,00149****	-0,00041	**-0,00193****	0,00092	-0,00100	0,00061
PIB^{exp}	**0,00228***	0,00192	0,00034	0,00148	0,00188	-0,00097
IPC^{exp}	**-0,00233****	0,00146	**-0,00369****	-0,00038	0,00030	-0,00113
IPP^{exp}	-0,00049	-0,00027	0,00109	0,00014	0,00001	0,00037
BC^{exp}	-0,00068	-0,00110	-0,00094	0,00055	-0,00068	0,00034
IRICB^{exp}	-0,00059	-0,00135	-0,00044	-0,00142	-0,00103	-0,00031
TD^{exp}	0,00019	0,00099	-0,00019	0,00263	**-0,00044*****	**0,00087***
Équation de variance						
Cons.	0,00000	**0,00000****	**0,00000*****	**0,00000****	**0,00000*****	**0,00000*****
α	**0,09898*****	**0,03859*****	**0,03875*****	**0,05527*****	**0,04093*****	**0,03609*****
β	**0,91320*****	**0,95781*****	**0,95732*****	**0,93295*****	**0,95257*****	**0,95637*****
R^2 (%)	0,00%	1,41%	1,08%	0,44%	0,42%	0,57%

Les niveaux de significativité sont : ***1% de significativité, **5% de significativité et *10% de significativité

Tableau A.7: Impact conditionnel à l'état de l'économie, classe S&P GSCI - deuxième modèle / Estimation par GARCH-m(1,1)

	SPGCCIP	SPGCENP	SPGCINP	SPGCPMP	SPGCAGP	SPGCLVP
δ (prime)	0,02468	0,01563	**0,01563***	0,01871	0,10685	0,04979
Cons.	-0,00019	0,00003	**0,00003***	0,00005	**-0,00162****	-0,00055
AR(1)	-0,01119	-0,01634	**-0,01634***	0,00997	**0,03155***	0,00493
CBD^{exp}	-0,00078	-0,00140	-0,00140	-0,00028	-0,00002	0,00040
PI^{exp}	-0,00092	-0,00067	**-0,00067***	-0,00022	0,00088	0,00090
ISM^{exp}	0,00090	0,00125	**0,00125*****	0,00089	0,00203	0,00105
VD^{exp}	0,00016	0,00021	0,00021	-0,00059	-0,00052	-0,00019
FSC^{exp}	-0,00013	0,00028	0,00028	-0,00139	**-0,00163***	**-0,00123***
ICCM^{exp}	0,00039	0,00034	0,00034	0,00070	-0,00106	-0,00127
ICCCB^{exp}	0,00099	0,00116	0,00116	-0,00093	0,00026	0,00047
DC^{exp}	0,00006	-0,00001	-0,00001	0,00013	0,00028	-0,00028
ENA^{exp}	0,00080	0,00139	0,00139	**-0,00413*****	0,00030	-0,00058
RP^{exp}	0,00083	0,00110	0,00110	-0,00085	-0,00102	-0,00004
CHO^{exp}	-0,00104	-0,00094	**-0,00094****	0,00133	-0,00024	0,00041
PIB^{exp}	0,00196	0,00270	0,00270	0,00129	0,00188	-0,00043
IPC^{exp}	0,00061	0,00160	**0,00160****	0,00034	0,00084	-0,00057
IPP^{exp}	-0,00051	-0,00030	-0,00030	0,00017	-0,00017	0,00095
BC^{exp}	-0,00037	-0,00042	-0,00042	0,00073	-0,00063	0,00044
IRICB^{exp}	-0,00121	-0,00187	-0,00187	**-0,00162***	-0,00069	-0,00020
TD^{exp}	0,00085	0,00100	0,00100	0,00341	0,00024	0,00067
CBD^{rec1}	**-0,00516****	**-0,01102****	-0,01102	0,00162	**0,00479***	**-0,00404*****
PI^{rec1}	**0,01141***	0,01304	**0,01304*****	0,00490	**0,01083*****	0,00487
ISM^{rec1}	**0,00285****	0,00309	0,00309	-0,00055	0,00076	**0,00562****
VD^{rec1}	-0,00420	-0,00850	-0,00850	0,00038	**0,00246*****	0,00104
FSC^{rec1}	0,00865	0,01749	0,01749	0,00170	-0,00278	-0,00646
ICCM^{rec1}	0,00496	0,00938	0,00938	0,00065	0,00031	-0,00259
ICCCB^{rec1}	0,00331	**0,00629***	0,00629	-0,00162	**-0,00377*****	**0,00643*****
ENA^{rec1}	-0,00002	-0,00015	**-0,00015*****	0,00092	-0,00032	-0,00088
RP^{rec1}	0,01449	**0,02065*****	0,02065	0,00503	**0,01044*****	-0,00506
CHO^{rec1}	-0,00330	-0,00234	-0,00234	-0,01367	**-0,00526****	**-0,00388****
PIB^{rec1}	-0,01053	-0,00417	-0,00417	-0,00233	**-0,02619***	0,00256
IPP^{rec1}	**-0,01135***	**-0,01837***	-0,01837	-0,00361	-0,00180	**0,01007*****
BC^{rec1}	**-0,00767*****	**-0,01158****	-0,01158	-0,00621	0,00232	0,00053
IRICB^{rec1}	0,00811	0,01911	0,01911	-0,00431	-0,00160	0,00066
TD^{rec1}	**-0,00615*****	**-0,00996*****	**-0,00996*****	**-0,00277*****	**0,00045*****	**0,00038*****
CBD^{rec2}	-0,00628	**-0,01185****	-0,01185	0,00514	0,00359	0,00199
PI^{rec2}	**0,00838*****	**0,01059*****	0,01059	0,00388	0,00298	-0,00004
ISM^{rec2}	**-0,00923***	**-0,01123***	-0,01123	**-0,00684*****	-0,00234	-0,00241
VD^{rec2}	**0,00537****	**0,00724****	0,00724	0,00035	-0,00136	**0,00557*****
FSC^{rec2}	0,00387	0,00520	**0,00520***	-0,00155	0,00094	0,00007
ICCM^{rec2}	0,00194	0,00024	0,00024	0,00134	**0,00935****	**-0,00176***
ICCCB^{rec2}	-0,00014	0,00106	0,00106	-0,00071	-0,00130	-0,00183
DC^{rec2}	**0,00818*****	**0,01028*****	0,01028	0,00247	0,00402	0,00062
ENA^{rec2}	-0,00309	-0,00361	-0,00361	-0,00246	0,00035	-0,00109
RP^{rec2}	0,00080	0,00136	0,00136	0,00175	-0,00038	-0,00050
CHO^{rec2}	0,00369	0,00507	0,00507	-0,00121	0,00127	-0,00092
PIB^{rec2}	-0,00439	-0,00619	-0,00619	**-0,00257*****	0,00311	-0,00152
IPC^{rec2}	-0,00174	-0,00248	-0,00248	0,00338	-0,00040	0,00086
IPP^{rec2}	**0,00725***	**0,00880***	**0,00880****	0,00269	0,00069	-0,00129
BC^{rec2}	0,00419	0,00499	0,00499	0,00063	0,00308	-0,00009
IRICB^{rec2}	0,00016	-0,00023	-0,00023	0,00218	0,00361	0,00043
TD^{rec2}	0,00348	**0,00438*****	**0,00438*****	0,00097	0,00022	-0,00247
Équation de variance						
Cons.	**0,00000****	**0,00000****	**0,00000*****	**0,00000*****	**0,00000****	**0,00000*****
α	**0,04343*****	**0,03837*****	**0,03837*****	**0,08694*****	**0,05257*****	**0,03660*****
β	**0,95087*****	**0,95882*****	**0,95882*****	**0,89172*****	**0,93576*****	**0,95664*****
R^2 (%)	1,73%	2,17%	1,53%	0,21%	0,81%	1,35%

Les niveaux de significativité sont : ***1% de significativité, **5% de significativité et *10% de significativité

Tableau A.8: Impact conditionnel à l'état de l'économie, classe UBS CMCI - deuxième modèle / Estimation par GARCH-m (1,1)

	CMCIER	CMENER	CMIMER	CMPMER	CMAGER	CMLVER
δ (prime)	0,05844	0,02983	**0,10542***	-0,00267	0,07070	0,06439
Cons,	-0,00015	0,00008	**-0,00107***	0,00022	-0,00066	-0,00041
AR(1)	0,01283	-0,00293	**-0,03093***	0,00496	**0,04123*****	0,00204
CBD^{exp}	0,00020	-0,00119	0,00011	-0,00012	0,00072	0,00056
PI^{exp}	-0,00071	-0,00021	-0,00099	-0,00054	0,00008	0,00065
ISM^{exp}	-0,00015	0,00111	**0,00244*****	0,00049	0,00052	**0,00117***
VD^{exp}	0,00005	0,00014	0,00133	-0,00055	0,00002	0,00047
FSC^{exp}	-0,00031	0,00085	0,00085	-0,00144	-0,00101	-0,00061
ICCM^{exp}	0,00142	0,00032	-0,00055	0,00067	-0,00054	-0,00086
ICCCB^{exp}	0,00022	0,00070	-0,00011	**-0,00130***	0,00004	0,00026
DC^{exp}	0,00020	0,00018	0,00097	0,00147	**0,00170****	-0,00030
ENA^{exp}	0,00008	0,00119	**0,00126***	**-0,00358*****	0,00007	-0,00026
RP^{exp}	0,00069	**0,00106***	0,00008	**-0,00116***	-0,00027	-0,00003
CHO^{exp}	**-0,00152****	-0,00043	**-0,00193****	0,00097	-0,00099	0,00060
PIB^{exp}	**0,00242***	0,00192	0,00032	0,00144	0,00187	-0,00099
IPC^{exp}	**-0,00261****	0,00146	**-0,00365****	-0,00022	0,00030	-0,00113
IPP^{exp}	-0,00051	-0,00027	0,00109	0,00013	0,00001	0,00036
BC^{exp}	-0,00067	-0,00110	-0,00094	0,00060	-0,00068	0,00035
IRICB^{exp}	-0,00059	-0,00135	-0,00044	-0,00144	-0,00103	-0,00031
TD^{exp}	0,00019	0,00100	-0,00019	0,00377	**-0,00042*****	**0,00087***
CBD^{rec1}	**0,00282***	-0,00257	**0,00365***	0,00224	**0,00552*****	-0,00169
PI^{rec1}	0,00515	0,00578	0,00503	-0,00011	0,00470	**-0,00640****
ISM^{rec1}	-0,00022	0,00008	-0,00007	-0,00210	**-0,00208****	**0,00440*****
VD^{rec1}	-0,00089	-0,00684	-0,00109	0,00027	**0,00221*****	0,00110
FSC^{rec1}	0,00109	0,01018	-0,00107	0,00223	0,00169	-0,00219
ICCM^{rec1}	-0,00069	0,00147	-0,00261	0,00147	0,00065	**-0,00327***
ICCCB^{rec1}	-0,00003	**0,00478****	**-0,00251***	-0,00179	**-0,00282****	**0,00670*****
ENA^{rec1}	0,00116	-0,00035	**0,00384*****	-0,01019	-0,00002	-0,00086
RP^{rec1}	**0,00809*****	**0,01231*****	0,00557	0,00387	**0,00820*****	**-0,00823***
CHO^{rec1}	-0,00250	-0,00138	-0,00133	0,00130	**-0,00367****	**-0,00387****
PIB^{rec1}	-0,01257	0,01541	-0,00021	-0,00010	**-0,03720****	**0,00704***
IPP^{rec1}	-0,00337	**-0,01282***	-0,00619	-0,00376	-0,00048	**0,00845*****
BC^{rec1}	**-0,00489*****	**-0,01203*****	-0,00064	-0,00433	0,00174	-0,00012
IRICB^{rec1}	-0,00587	0,00658	**-0,00695***	**-0,00625***	0,00065	**0,00211****
TD^{rec1}	**-0,00154*****	**-0,00646*****	**0,00159*****	**-0,00271*****	**0,00070*****	**0,00037*****
CBD^{rec2}	-0,00082	**-0,01127*****	0,00609	0,00482	0,00043	0,00202
PI^{rec2}	**0,00352***	**0,00779*****	0,00381	-0,00012	0,00046	0,00035
ISM^{rec2}	-0,00348	-0,00626	-0,00209	**-0,00714***	0,00058	-0,00133
VD^{rec2}	0,00344	**0,00721*****	0,00393	-0,00145	-0,00157	**0,00507*****
FSC^{rec2}	**0,00348****	**0,00478***	**0,00547***	-0,00147	0,00163	0,00042
ICCM^{rec2}	0,00339	-0,00021	0,00161	0,00114	**0,00652****	**-0,00198***
ICCCB^{rec2}	-0,00222	-0,00039	**-0,00487***	-0,00140	-0,00276	**-0,00200****
DC^{rec2}	**0,00778****	**0,00984*****	0,00596	0,00069	**0,00753****	0,00131
ENA^{rec2}	-0,00150	-0,00183	0,00046	-0,00209	0,00100	-0,00079
RP^{rec2}	-0,00007	0,00281	-0,00064	0,00207	-0,00056	-0,00118
CHO^{rec2}	0,00085	0,00427	-0,00140	-0,00145	0,00171	0,00022
PIB^{rec2}	-0,00298	-0,00574	0,00037	**-0,00239*****	0,00066	-0,00120
IPC^{rec2}	-0,00209	-0,00305	-0,00101	0,00167	-0,00174	0,00095
IPP^{rec2}	**0,00538****	0,00710	**0,00918****	0,00321	-0,00010	-0,00123
BC^{rec2}	**0,00307***	0,00453	0,00313	0,00019	0,00214	0,00094
IRICB^{rec2}	-0,00069	-0,00021	-0,00320	0,00244	0,00300	-0,00008
TD^{rec2}	0,00374	**0,00374*****	**0,00738*****	0,00080	0,00048	-0,00203
Équation de variance						
Cons.	0,00000	**0,00000****	**0,00000*****	**0,00000*****	**0,00000*****	**0,00000*****
α	**0,10858*****	**0,03869*****	**0,03816*****	**0,07172*****	**0,04035*****	**0,03538*****
β	**0,91151*****	**0,95789*****	**0,95784*****	**0,91361*****	**0,95310*****	**0,95707*****
R^2 (%)	0,20%	2,29%	1,65%	0,23%	1,13%	1,54%

Les niveaux de significativité sont : ***1% de significativité, **5% de significativité et *10% de significativité

Tableau A.9: Composition de l'indice UBS CMCI par secteur

SECTEUR	POIDS DU SECTEUR %	PRODUITS DE BASE	POIDS %	POIDS DANS LE SECTEUR %
Énergie	38,2	Pétrole brut léger	7,84	20,53
		Pétrole brut léger WTI	2,55	6,69
		Pétrole Brent	9,61	25,18
		Huile de chauffage	4,22	11,05
		Diesel	4,87	12,77
		Essence RBOB	5,06	13,26
		Gaz Naturel	4,02	10,52
Métaux industriels	24,3	Cuivre LME	8,85	36,40
		Cuivre de haute qualité	3,52	14,47
		Zinc LME	2,25	9,25
		Aluminium LME	6,11	25,14
		Nickel LME	2,20	9,03
		Plomb LME	1,39	5,70
Métaux précieux	5,4	Or	4,35	80,16
		Cuivre	1,08	19,84
Agriculture	28,0	Blé SRW	1,01	3,62
		Blé de mouture	0,80	2,86
		Blé dur	2,23	7,96
		Mais	5,31	19,00
		Soja	6,29	22,51
		Soja repas	1,79	6,39
		huile de soja	1,51	5,42
		Sucre #11	4,63	16,58
		Sucre #5	2,10	7,51
		Café "C" arabica	1,02	3,64
		Cotton	1,26	4,52
Bétails	4,1	Bovins vivants	2,32	56,08
		Porcs maigres	1,81	43,92

Source: UBS AG, données du mois d'août 2014

Tableau A.10: Composition de l'indice S&P GSCI par secteur

SECTEUR	POIDS DU SECTEUR %	PRODUITS DE BASE	POIDS TOTAL %	POIDS DANS LE SECTEUR %
Énergie	69,0	Pétrole brut	30,0	43,5
		Pétrole Brent	18,4	26,7
		Huile de chauffage	5,2	7,5
		Diesel	8,0	11,6
		Essence sans plomb	4,9	7,1
		Gaz Naturel	2,3	3,3
Métaux industriels	6,9	Cuivre	3,3	47,8
		Zinc	0,6	8,7
		Aluminium	2,1	30,4
		Nickel	0,6	8,7
		Plomb	0,4	5,8
Métaux précieux	3,6	Or	3,1	86,1
		Cuivre	0,5	13,9
Agriculture	15,6	Blé	3,4	21,8
		Blé de Kansas	1,0	6,4
		Mais	5,0	32,1
		Soja	2,7	17,3
		Sucre	1,6	10,3
		Café	0,6	3,8
		Cotton	1,0	6,4
		Cacao	0,2	1,3
Bétails	5,0	Bovins vivants	3,0	60,0
		Bovins d'engraissement	0,5	10,0
		Porcs maigres	1,5	30,0

Source: S&P Dow Jones Indices LLC, données du 31 décembre 2012

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Adams, Greg, McQueen Grant et Wood Robert 2004. «The Effects of Inflation News on High Frequency Stock Returns». *Journal of Business,* 77, p. 547-574

Alister Noel, Emmanuel. 2000. «Empirical Examination of Bloomberg's Macroeconomic Forecasts of the G-7 Nations». A thesis in the Faculty of Commerce and Administration, presented in partial fulfillment of the requirements for the degree of master of Science at Concordia University Montreal, Quebec, Canada

Balduzzi, Pierluigi, Elton J. Edwin et Green T. Clifton. 1997. «Economic News and the Yield Curve: Evidence from the U.S. Treasury Market». *Journal of Financial and Quantitative Analysis,* 36, p. 523-543.

Barnhart, Scott W. 1988. «Commodity Futures Prices and Economic News: An Examination under Alternative Monetary Regimes». *The Journal of Futures Markets*, 8, pp. 483-510.

Barnhart, Scott W. 1989. «The Effects of Macroeconomic Announcements on Commodity Prices». *American Agricultural Economics*, 71, p. 389- 403.

Basistha, Arabinda et Kurov, Alexander. 2015. «The Impact of Monetary Policy Surprises on Energy Price». *Journal of Future Market*. Volume 35, Issue 1, p. 87–103.

Bauer, Michael D. 2011. «What Moves the Interest Rate Term Structure? ». *FRBSF Economic Letter*, 2011-34.

Bauer, Michael D. 2013. «Nominal Interest Rates and the News». *Federal Reserve Bank of San Francisco*, working paper series 2011-20.

Bollerslev, Tim, et Jeffrey M. Wooldridge. 1992. «Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-varying Covariances». *Econometric Reviews*, 11, p. 143–172.

Boyd, John H., Hu Jian et Jagannathan Ravi. 2005. «The Stock Market's Reaction to Unemployment News: Why Bad News Is Usually Good for Stocks». *The Journal of Finance*, Vol. 60, No. 2 , p. 649-67

Christie-David, Rohan, Mukesh Chaudhry et Timothy W. Koch. 2000. «Do Macroeconomic News Releases Affect Gold and Silver Prices». *Journal of Economic Business*, 52, p. 405-421.

Clark, Ephraim, Lesourd Jean-Baptiste, Thiéblemont Réné et Thieblemont Rene. 2001. «International Commodity Trading: Physical and Derivative Markets». Wiley Trading, Kindle edition.

Demidova-Menzel, Nadeshda et Thomas Heidorn. 2007. «Commodities in Asset Management». Frankfurt School – Working Paper Series 81.

Engle, Robert F., et Bollerslev Tim. 1986. «Modelling the Persistence of Conditional Variances». *Econometric Reviews*, 5, 1-50, p. 81-87.

Engle, Robert F., Lilien, David M. et Robins., Russell P., 1987. «Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model». *Econometrica* 55, p. 391-407.

Flannery, Mark J. et Protopappadakis, Aris A. 2002. «Macroeconomics Factors Do Influence Aggregate Stock Returns». *The Review of Financial Studies*, 15(3), p. 751-782.

Frankel, Jeffrey A. 1985. «Commodity Prices and Money: Lessons from International Finance». *American Journal of Agricultural Economics*, 66, no. 5, p. 560-66.

Frankel, Jeffrey A. et Gikas A. Hardouvelis. 1985. «Commodity Prices, Money Surprises and Fed Credibility». *Journal of Money Credit and Banking*, 17, p. 425-38.

Frankel, Jeffrey A. 2006. «The Effect of Monetary Policy on Real Commodity Prices». NBER Working Paper 12713. En ligne. <www.nber.org/papers/w12713.pdf>. Consulté le 03 mars 2015.

Ghura, Dhaneshwar. 1990. «How Commodity Prices Respond to Macroeconomic News». The World Bank Working Paper, WPS35

Glosten, Lawrence R., Jagannathan Ravi et Runkle David. 1993. «On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks». *Journal of Finance*, 48, p. 1779-1801.

Gürkaynak, Refet S., Brian P. Sack, et Eric T. Swanson. 2005. «The Sensitivity of Long-Term Interest Rates to Economic News: Evidence and Implications for Macroeconomic Models». *American Economic Review*, 95(1), p. 425-436

Haltom, Renee. 2013. «Reaching for Yield». *Econ Focus*, Third Quarter, vol. 17, issue 3, p. 5-8.

Hess, Dieter, Huang He et Niessen Alexandra. 2008. «How do Commodity Futures Respond to Macroeconomic News?». *Financial Markets and Portfolio Management*, Volume 22, Issue 2, p.127-146.

Hochberg, Yosef. 1988. «A sharper Bonferroni procedure for multiple tests of significance». *Biometrika*, 75, p.800-803.

Karfakis, Costas et Kim Suk-Joong. 1995. «Exchange Rates, Interest Rates and current Account News: Some Evidence from Australia». *Journal of International Money and Finance*, 14, p. 255-277.

Kim, Suk-Joong. et Sheen, Jeffrey. 2000. «International Linkage and Macroeconomic News Effects on Interest Rate Volatility-Australia and the US». *Pacific-Basin Financial Journal*, 8, p. 85-113.

Kim, Suk-Joong. 1998. «Do Australian and the US Macroeconomic News Announcements Affect the USD/AUD Exchange Rate? Some Evidence from EGARCH Estimations». *Journal of Multinational Financial Management*, 8, p. 233-248.

Kliesen, Kevin L. et Schmid A. Frank. 2006. «Macroeconomic News and Real Iinterest Rates». *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*. 88-2, p. 133-143

Kilian, Lutz et Vega Clara. 2008. «Do Energy Prices Respond to U.S. Macroeconomic News? A Test of the Hypothesis of Predetermined Energy Prices». *Review of Economics and Statistics,* 93, p. 660–671.

Labonté, Marc. «2010. U.S. Economy in Recession: Similarities To and Differences From the Past». Congressional Research Service Report for Congress 7-5700. En ligne. <http://www.au.af.mil/au/awc/awcgate/crs/r40198.pdf >. Consulté le 11 juin 2015.

Nelson, Daniel B. 1991. «Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach». *Econometrica*, 59, p. 347-370.

Newey, Whitney K. et West Kenneth D. 1987. «A Simple, Positive-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix». *Econometrica*, 55, p. 703–708.

Šidàk, Zbynek. 1967. «Rectangular confidence region for the means of multivariate normal distributions». *Journal of the American Statistical Association*, 62, p.626–633.

Scotti, Chiara. 2013. «Surprise and Uncertainty Indexes: Real-Time Aggregation of Real-Activity Macro Surprises». The Federal Reserve Board International Finance, Discussion Papers 2013-1093.

Shaun, Roache K. et Marco Rossi. 2009. «The Effects of Economic News on Commodity Prices: Is Gold Just Another Commodity?». IMF Working Papers, 09/140, En ligne.
<https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2009/wp09140.pdf>. Consulté le 11 février 2015.

Weiss, Andrew A. 1986. «Asymptotic Theory for ARCH Models: Estimation and Testing». *Econometric Theory*, 2, p. 107–131.

White, Halbert. 1980. «A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity». *Econometrica*, 48, p. 817-838.