



HAL
open science

Causes et conséquences de l'activité financière sur la dynamique des prix agricoles

Camille Aït Youcef

► **To cite this version:**

Camille Aït Youcef. Causes et conséquences de l'activité financière sur la dynamique des prix agricoles. Economies et finances. Université de Lorraine, 2019. Français. NNT : 2019LORR0157 . tel-02484599

HAL Id: tel-02484599

<https://hal.univ-lorraine.fr/tel-02484599v1>

Submitted on 19 Feb 2020

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



AVERTISSEMENT

Ce document est le fruit d'un long travail approuvé par le jury de soutenance et mis à disposition de l'ensemble de la communauté universitaire élargie.

Il est soumis à la propriété intellectuelle de l'auteur. Ceci implique une obligation de citation et de référencement lors de l'utilisation de ce document.

D'autre part, toute contrefaçon, plagiat, reproduction illicite encourt une poursuite pénale.

Contact : ddoc-theses-contact@univ-lorraine.fr

LIENS

Code de la Propriété Intellectuelle. articles L 122. 4

Code de la Propriété Intellectuelle. articles L 335.2- L 335.10

http://www.cfcopies.com/V2/leg/leg_droi.php

<http://www.culture.gouv.fr/culture/infos-pratiques/droits/protection.htm>



UNIVERSITÉ
DE LORRAINE

SIPEG



BETA
Bureau
d'économie
théorique
et appliquée

UNIVERSITÉ DE LORRAINE - FACULTÉ DE DROIT, SCIENCES ÉCONOMIQUES ET GESTION

THÈSE

Pour l'obtention du grade de

DOCTEUR EN SCIENCES ÉCONOMIQUES

Soutenue publiquement le 6 décembre 2019 par

Camille Aït-Youcef

Sous la direction d'Olivier Damette, Professeur à l'Université de Lorraine

CAUSES ET CONSÉQUENCES DE L'ACTIVITÉ FINANCIÈRE SUR LA DYNAMIQUE DES PRIX AGRICOLES

JURY

M. Stefano BOSI, Professeur à l'Université d'Evry - Val d'Essone, Examineur

M. Marc JOËTS, Professeur à l'IESEG école de commerce, Examineur

Mme Yamina TADJEDDINE-FOURNEYRON, Professeur à l'Université de Lorraine, Examinatrice

M. Stéphane GOUTTE, Professeur à l'Université Versailles Saint-Quentin en Yvelines, Rapporteur

Mme Valérie MIGNON, Professeur à l'Université Paris Ouest Nanterre - La Défense, Rapporteur

M. Olivier DAMETTE, Professeur à l'Université de Lorraine, Directeur

Thèse réalisée au sein du laboratoire BETA UMR CNRS 7522 UFR Droit, Sciences Economiques et Gestion, 13 place Carnot C.O. 70026, 54035 Nancy cedex

L'Université de Lorraine n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse. Elles doivent être considérées comme étant propres à l'auteur.

À Yannick

Remerciements

Je suis bien consciente que cette thèse aurait été différente si je n'avais pas été aussi bien entourée durant ces années de doctorat. C'est la raison pour laquelle je tiens à remercier les personnes suivantes pour leur implication et leur bienveillance.

En premier lieu, mes remerciements sont à l'intention de mon directeur de thèse Olivier Damette. Je le remercie sincèrement d'avoir accepté d'encadrer mes travaux de thèse. Je le remercie pour les remarques qu'il m'a adressées qui se sont toujours avérées pertinentes et qui m'ont permis d'avancer dans mon raisonnement. Je le remercie aussi de m'avoir toujours incitée à me surpasser. À ses côtés j'ai beaucoup appris sur moi-même.

Je remercie également les membres du jury qui me font l'honneur d'évaluer mes premiers travaux de recherche. J'éprouve une très grande gratitude envers Valérie Mignon et Marc Joëts qui m'ont donné envie de faire une thèse lorsque j'étais étudiante à l'université Paris Ouest Nanterre - La Défense. Je remercie Stephane Goutte, Stefano Bosi et Yamina Tadjedine-Fourneyron d'avoir respectivement accepté de rapporter et d'examiner ma thèse, j'en suis sincèrement honorée.

Je remercie les membres du Bureau d'économie théorique et appliquée (BETA) pour leur soutien. Tout d'abord je remercie les chercheurs du BETA, plus particulièrement Verónica Acurio Vásconez et David Desmarcheliers pour leur aide concernant les parties théoriques de la thèse et leur soutien. Ils ont été d'une aide cruciale. Je remercie aussi Eve-Angéline Lambert pour sa bienveillance et son soutien à toute épreuve. Mes remerciements sont aussi à l'intention de Philippe Delacote et de Blaise Gnimassoun pour avoir accepté de former mon comité de suivi de thèse. Je remercie également les membres de la direction et du service administratif du laboratoire qui facilitent la vie des doctorants. Plus particulièrement, je remercie Sylviane Untereiner et Julie Mansuy pour leur écoute.

Je remercie également les doctorants du BETA sans qui cette aventure aurait été bien moins agréable. Je remercie en particulier Wafa Toubi et Julie Favrot pour leur soutien et pour les nombreuses relectures. Pendant cette thèse elles se sont avérées être de précieuses amies. Je remercie aussi Gaye Del Lo pour sa gentillesse, Julien Grandjean pour son humour et ses relectures, Jalee Bechis et Dylan Martin-Lapoirie pour leur écoute et leur disponibilité, mais aussi Sarah van Driessche, Olivier Simard-Casanova, et Jaune Vaitkeviciute, nos nombreuses discussions ont été

sources de partage et de détente durant cette difficile épreuve qu'est le doctorat.

Mes remerciements les plus chaleureux sont à l'intention de mes proches. Je remercie ma sœur Melissa Nunge, mon frère Robin Aït-Youcef, mes amies Karen Lukawski et Amina Baba pour leurs nombreux encouragements. Je remercie ma mère Odile Aït-Youcef pour la relecture attentive de plusieurs parties de cette thèse. Mais aussi pour son soutien sans faille et sa douceur durant toutes ces années. Je remercie mon père Lyazid Aït-Youcef, qui a toujours su trouver les mots pour me motiver et qui est à l'origine de la question de recherche de cette thèse. J'espère les rendre fiers. Mes derniers remerciements sont à l'endroit de Yannick Valy. J'éprouve une gratitude profonde à son égard. Il a fait preuve de patience et de soutien depuis le début de cette thèse. Il me comprend mieux que personne.

CAUSES ET CONSÉQUENCES DE L'ACTIVITÉ FINANCIÈRE SUR LA DYNAMIQUE DES PRIX AGRICOLES

Contents

Introduction générale	15
0.1 Contexte et motivation de la thématique	16
0.1.1 La régulation des marchés financiers américains	16
0.1.2 La dynamique des prix des matières premières agricoles	18
0.1.3 La relation entre les marchés financiers et agricoles	21
0.2 La thèse	26
0.2.1 Problématique	26
0.2.2 Contributions	27
0.2.3 Présentation des chapitres	28
Bibliographie de l'introduction générale	31
1 L'influence de l'activité financière sur la dynamique des prix agricoles	35
Introduction	36
1.1 Revue de la littérature	38
1.2 Méthodologie et Données	42
1.2.1 Le modèle DCC-GARCH (1,1)	42
1.2.2 Le test de Cheung et Ng	44
1.2.3 Données	45
1.3 Résultats et discussion	49
Conclusion	56
Bibliographie du Chapitre 1	58

Annexes du Chapitre 1	62
.1 Tests de stationnarité	62
.2 Corrélations dynamiques	63
2 How Index Investment Impacts Commodities: a Story about the Financializa- tion of Agricultural Commodities	67
Introduction	68
2.1 Literature review	70
2.2 Methodology and Data	74
2.2.1 <i>Econometric methodology</i>	75
2.2.2 <i>Data</i>	76
2.2.3 <i>Descriptive statistics</i>	77
2.3 Results and discussion	79
Conclusion	86
Bibliography of Chapter 2	87
Appendix of Chapter 2	91
3 An heterogeneous agent model to deal with the financialization of commodities	103
Introduction	104
3.1 Literature review	106
3.1.1 Stock and agricultural markets linkages	107
3.1.2 The contagion between commodity markets	108
3.1.3 Heterogeneous agents and price fluctuations	109
3.1.4 Our contribution to the literature	110
3.2 The theoretical design	110
3.2.1 The framework	111
3.3 The new design with index investors	116
3.3.1 The framework	116
3.3.2 The new dynamic and steady state with index investors	119
3.3.3 The study of eigen-values	121

3.4	Simulation results	123
3.4.1	The benchmark simulation results	123
3.4.2	The financialization scenario simulation results	127
3.4.3	Extending the financialization framework	132
3.4.4	Comparing the benchmark with extensions	139
	Conclusion	139
Bibliography of Chapter 3		141
Appendix of Chapter 3		145
.1	The analysis of the local stability	145
.1.1	The local stability analysis of the benchmark framework	145
.1.2	The new design: details about the system simplifications	151
.1.3	Description of the steady state with index investors	152
.2	Details on the extensions of the financial framework	155
.2.1	The theoretical design with three commodity markets and with index investors	155
.2.2	The theoretical design with three commodity markets and with restrictions on classical investors	157
.2.3	The theoretical design with three commodity markets and with restrictions on index investors	159
.3	More details about the numerical simulations	161
4	The impact of the international commodity volatility on cereal markets of de-	
	veloping countries	174
	Introduction	175
4.1	Literature review	177
4.2	Econometric methodology	179
4.3	Data	181
4.4	Results	183
	Conclusion	195
Bibliography of chapter 4		196

Appendix of chapter 4	199
.1 Supplementary data	199
.2 Details of the PSTR estimation: the case of wheat	206
.3 Details of the PSTR estimation: the case of maize	208
.4 Correlation coefficients	209
 Conclusion générale	 211

Introduction générale

Les nombreuses émeutes de la faim¹ qui se sont déroulées entre 2007 et 2008 en Afrique, dans les Caraïbes et en Asie apparaissent imputables à la flambée concomitante des prix de plusieurs matières premières agricoles comme le blé, le soja ou le maïs. En effet, depuis le début des années 2000, les prix des produits agricoles alimentaires ont suivi une tendance haussière et volatile si on les compare à la décennie précédente. L'indice des prix alimentaires de l'Organisation des Nations Unies pour l'alimentation et l'agriculture (FAO) a ainsi augmenté de 70% sur la période 2006-2008. Cela n'est pas sans conséquences pour les habitants des pays en développement pour lesquels la dynamique des prix des matières premières est cruciale. En effet, cette dernière a une influence directe sur le pouvoir d'achat des ménages dont l'élasticité prix à ces produits est déjà importante (UNCTAD, 2009). L'étude de la dynamique des prix des produits agricoles prend alors tout son sens puisqu'en moyenne plus de 40% de leur revenu est consacré à l'alimentation. Par le canal de la consommation, la demande de produits alimentaires et d'autres biens non durables peut se contracter, affectant alors la production dans un premier temps, puis le marché du travail dans un second temps. Un cercle vicieux de type trappe à pauvreté peut alors se mettre en place dans les économies des pays en développement.

Les caractéristiques des marchés agricoles (niveau des prix, volatilité, dynamique d'une manière générale) dépendent de plusieurs facteurs macroéconomiques comme les dynamiques climatiques ou les évolutions structurelles de la demande. Un facteur fait tout particulièrement débat dans la littérature : l'activité financière. Cette dernière a-t-elle une influence sur la formation des prix des matières premières ? Existe-t-il une tendance à la financiarisation des produits agricoles ?

Depuis le début des années 2000, les marchés dérivés des matières premières ont connu des

¹Cinq questions sur la crise alimentaire mondiale, *le Monde*, 17/04/2008

changements structurels de grande ampleur qui se manifestent par une hausse des volumes de transaction et l'arrivée massive d'investisseurs dit « non commerciaux »², agissant sur ces marchés dans le but d'optimiser leur portefeuille (Domanski et Heath, 2007; Redrado et al., 2009; Silvennoinen et Thorp, 2013). Ce phénomène a pu contribuer à un changement profond des caractéristiques des marchés des produits agricoles.

Dans cette thèse nous proposons d'étudier comment l'activité financière est susceptible d'affecter la formation des prix des matières premières agricoles depuis le début des années 2000 et la naissance d'un mouvement de financiarisation. Pour ce faire nous étudions dans cette thèse, à la fois théoriquement et empiriquement, les effets du mouvement de financiarisation des matières premières agricoles.

0.1 Contexte et motivation de la thématique

Ce travail de thèse se situe à la frontière de deux sous-champs des sciences économiques. D'une part l'économie agricole, car il porte sur la dynamique des prix des produits agricoles, et d'autre part le champ de la finance puisqu'il se propose d'étudier l'influence de l'activité financière sur la dynamique des prix des matières premières agricoles. Dans ce qui suit, nous rappelons immédiatement - mais brièvement - l'évolution de la régulation des marchés financiers, puis nous exposons les mécanismes fondamentaux des marchés des matières premières agricoles. Une fois ces deux aspects présentés, nous effectuerons alors la jonction entre ces deux champs de littérature économique pour en identifier d'éventuelles relations causales.

0.1.1 La régulation des marchés financiers américains

La crise financière de 2008 qui prend racine dans le mouvement des *subprimes*, a engendré des changements de politique économique profonds notamment aux États-Unis, épice de désordres internationaux générés par cette crise. Ces changements de politique économique ont pris la forme d'un durcissement de la réglementation des marchés financiers dans des proportions importantes, relativement à la manière dont ces derniers ont été encadrés durant les périodes de libéralisation et

²l'opérateur de marché n'est pas un acteur du commerce des matières premières physiques et il n'opère pas sur les marchés à terme des matières premières dans une optique de couverture du risque qui est engagée par des activités physiques

de dérèglementations financières qui ont caractérisé les années 1980. C'est sous la forme du Dodd Frank Act³, adopté en 2010 sous la mandature de Barack Obama, que la réforme financière s'initie. Un volet de cette réforme nous intéresse tout particulièrement dans le cadre de notre thèse ; il s'agit de la réglementation des marchés dérivés des matières premières puisque nous nous intéressons à la relation qui lie l'activité financière et les marchés des matières premières agricoles. Le Dodd-Frank Act a pour ambition, en partie, de rendre les marchés dérivés plus transparents et de réduire les phénomènes de bulles spéculatives sur les marchés dérivés qui jusqu'alors étaient peu règlementés.

Plusieurs types de manipulations existent sur les marchés des matières premières de par la nature physique de leurs sous-jacents. Les deux manipulations les plus surveillées par la Commodity Futures Trading Commission (CFTC), l'instance de régulation des marchés dérivés de matières premières, sont les manipulations croisées et les prises de positions excessives. Les premières consistent à prendre des positions sur le marché *spot* et le marché dérivé d'une matière première simultanément afin de distordre la demande réelle en y créant un effet de rareté et ce, dans le but de réaliser un profit ; cela engendre alors une bulle sur le marché dérivé de la matière première. Plusieurs cas ont été reportés, le plus célèbre étant celui des frères Hunt dans les années 1970 sur le marché de l'argent. Plus récemment, ce type de manipulation a été observé sur le marché du cacao en 2010 par le fond Armajaro. Le deuxième type de contrôle concerne la prise de position excessive d'un acteur financier sur le marché dérivé afin d'éviter un *weight-of-money effect* qui se caractérise par le fait qu'un agent financier prenne des positions suffisamment larges pour changer le cours d'un actif financier. Ce type de manipulation de marché a d'abord fait l'objet d'un contrôle strict à la fin des années 1930 puis, avec la dérèglementation des marchés financiers dans les années 90, a été relâché. Cependant la CFTC a dû revoir ces restrictions comme cela est imposé par le Dodd-Frank Act.

L'intérêt que nous portons aux marchés financiers des matières premières américains s'explique par la position dominante de ces marchés au niveau international. Le Chicago Mercantile Exchange (CME), qui est la place boursière où s'échangent les matières premières céréalières, est en effet le lieu qui enregistre le plus d'opérations. Ainsi, les prix internationaux de plusieurs matières premières agricoles sont déterminés sur ce marché. Par ailleurs les prix des céréales ont une influence directe sur le pouvoir d'achat des ménages les plus pauvres, qui consacrent plus de 40% de leur revenu

³Dodd-Frank Wall Street Reform and Consumer Protection Act

à l'alimentation (UNCTAD, 2009). Ainsi, l'activité des marchés dérivés des matières premières agricoles est susceptible d'affecter le bien-être des ménages des pays importateurs nets de matières premières agricoles. De surcroît, les accords internationaux favorisant les échanges commerciaux, ils facilitent les transmissions des mouvements de prix internationaux vers ceux des prix nationaux. Par ce canal, les pays importateurs nets de produits agricoles sont soumis à la dépendance des cours internationaux des produits agricoles.

Plus récemment, le président Donald Trump a exprimé son intention de relâcher les contraintes du Dodd-Frank Act car, selon ce dernier, une régulation excessive des marchés financiers est néfaste pour la conjoncture économique américaine. Ainsi, en mai 2018, le Congrès américain a adopté une loi qui permet de restreindre le nombre de banques soumises à la surveillance maximale de la *Federal reserve* (FED) tel que cela est stipulé dans le Dodd-Frank Act. Ainsi, ce contrôle des banques était autorisé dès lors que les banques détenaient plus de 50 milliards de dollars d'actifs financiers. Avec l'assouplissement du Dodd-Frank Act, ce contrôle est nécessaire si les banques ont plus de 250 milliards de dollars d'actifs. Si l'actuel président poursuit cette logique, le cadre appliqué aux marchés dérivés pourrait bien en être modifié.

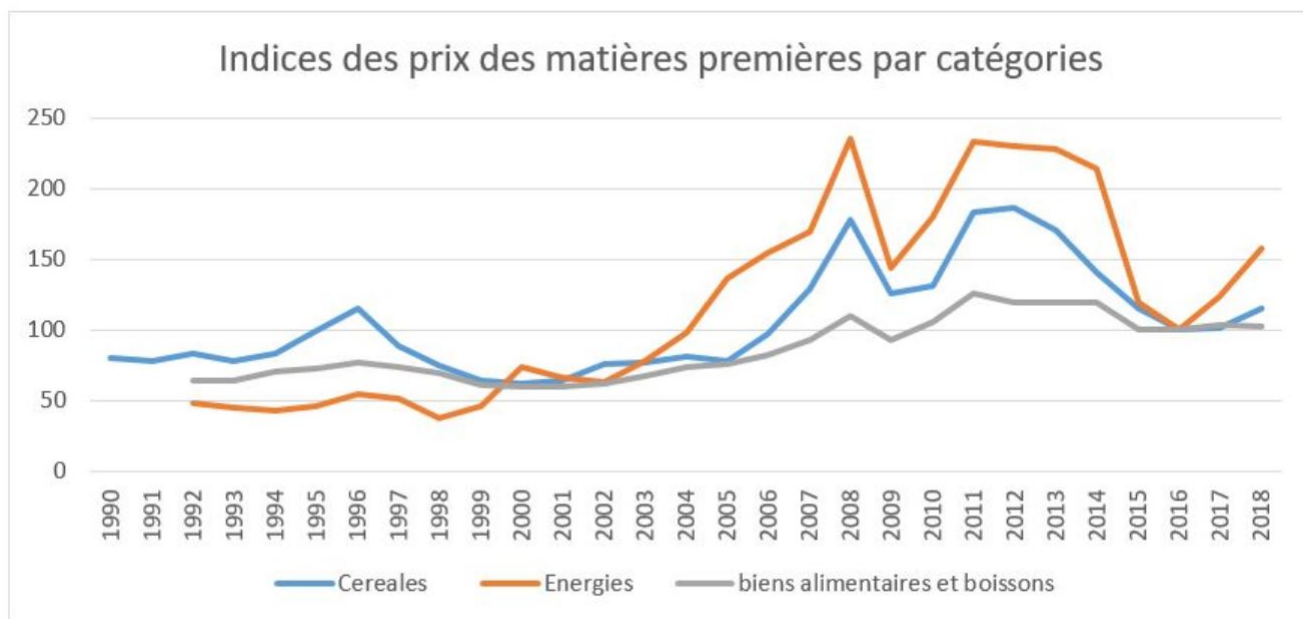
Dans un tel contexte, étudier les marchés internationaux des matières premières prend tout son sens. Plus particulièrement, l'étude des commodités agricoles, lesquelles peuvent affecter fortement le bien être des ménages des pays en développement et des ménages les plus vulnérables, permet de répondre à une problématique de politique économique aux enjeux internationaux. En effet, la relation entre les marchés financiers et les caractéristiques des marchés des matières premières a été la source d'inquiétudes et d'interrogations donnant lieu à de nombreux rapports d'organisations internationales (rapport de la commission européenne 2008, rapport de l'IFPRI 2009, rapport de l'OCDE de 2010). Ces préoccupations sont étroitement liées à l'élévation des niveaux de prix et à la volatilité qui ont caractérisé les marchés des matières premières pendant les années 2006-2009 et en 2011.

0.1.2 La dynamique des prix des matières premières agricoles

Les prix des matières premières ont atteint des valeurs extrêmes pendant la deuxième partie des années 2000 et au début des années 2010 comme en atteste la figure 1. Les prix des produits agricoles et plus particulièrement des céréales (soja, blé et maïs) ont atteint des records à la hausse.

Ces prix ont fortement fluctué pendant ces mêmes périodes comme le montre la figure 2.

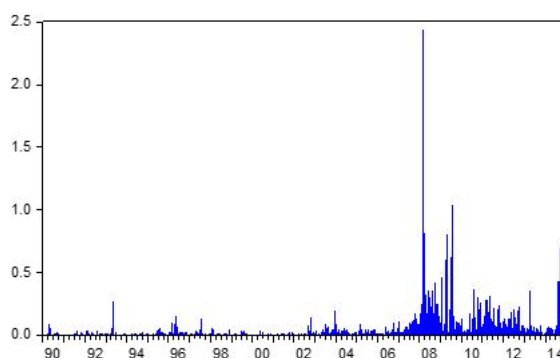
Figure 1 – Évolution des indices des matières premières sur les marchés internationaux



Base 100 = 2016

Source : données issues du Fonds Monétaire International

Figure 2 – Volatilité du cours du blé



Source Datastream : Mesure de la volatilité approximée par les rendements des prix au carré

La dynamique des prix agricoles est liée à de nombreux facteurs et à des mécanismes par lesquels

les ajustements de prix sont complexes. Les variations de prix des intrants tels que les pesticides, les coûts de transports, les semences, et donc indirectement le pétrole, influencent directement les prix des commodités agricoles. Les prix et les fluctuations des produits agricoles dépendent aussi fortement des conditions climatiques. Les phénomènes de sécheresse ou au contraire les phases de précipitations trop excédentaires affectent les cultures en engendrant une baisse de la production. Cette baisse de la production se caractérise par un ajustement à la hausse des prix des matières premières agricoles. Ces phénomènes ont été nombreux depuis le début des années 2000 et selon le récent rapport du Groupe d'experts intergouvernemental sur l'évolution du climat⁴ (GIEC, 2019), vont s'accroître dans les années à venir.

La demande des matières premières agricoles a aussi évolué avec la diversification des habitudes alimentaires des ménages des pays émergents, à l'instar des ménages chinois et ce en raison d'un taux de croissance élevé et soutenu. Ces derniers ont ainsi diversifié leur régime alimentaire en augmentant leur consommation de viande, de produits tropicaux et céréaliers. Ainsi la demande pour ces commodités a fortement augmenté (Gilbert, 2010; Abbott et al., 2009; Haniotis et Baffes, 2010). Ce phénomène a engendré, toutes choses étant égales par ailleurs, une augmentation des prix. En outre, les préoccupations grandissantes concernant les conséquences du changement climatique ont conduit les gouvernements de plusieurs pays (principalement les pays Européens et d'Amérique du Nord) à fixer des objectifs de réduction de leurs émissions de gaz à effet de serre⁵. Les émissions de gaz à effet de serre sont corrélées au secteur des transports à travers l'utilisation d'énergies fossiles, qui tendent par ailleurs à se raréfier. De ce fait, la demande pour les biocarburants a augmenté, surtout lors des périodes de forte hausse du prix du pétrole. Les produits céréaliers, tels que le soja et le maïs, sont en partie réservés à la production des agro-carburants, ce qui engendre une hausse de la demande pour ces céréales et fait flamber les prix. La hausse du prix des céréales vient donc à la fois de la demande de produits alimentaires et de celle de bio-carburants (Zilberman et al., 2013).

À ces facteurs s'ajoute une potentielle influence de l'activité financière sur les niveaux des prix et les fluctuations des matières premières agricoles. Un lien historique existe entre les marchés financiers et agricoles depuis le milieu des années 1800, essentiellement pour des motifs de cou-

⁴Rapport spécial du GIEC : Réchauffement à 1,5C, GIEC, avril 2019.

⁵C'est le cas de l'accord ratifié lors de la Cop 21 à Paris

verture. Néanmoins, le rôle assurantiel que permettent les marchés financiers agricoles pourrait bien être contesté. En effet, de nouveaux agents qui, jusqu'à la seconde moitié des années 2000, n'investissaient pas ou peu sur les marchés agricoles dérivés, ont pris des positions conséquentes dans une optique de diversification de leur portefeuille d'investissement. Le volume de transaction et le nombre de positions ouvertes ont significativement augmenté. Ainsi, des bulles spéculatives, ou tout du moins des augmentations anormales du niveau des prix et des fluctuations, ont pu se produire sur ces marchés sans lien avec les fondamentaux des marchés physiques des matières premières. À travers des mécanismes complexes, les marchés dérivés peuvent avoir des incidences sur les marchés physiques. Pourtant, si les facteurs énoncés dans les paragraphes précédents ne font que peu débat dans la littérature, l'effet de la finance sur les prix physiques des matières premières de façon générale ne fait absolument pas consensus. Notre thèse a pour ambition de contribuer à éclairer ce nexus et à contribuer à une littérature qui connaît un intérêt croissant depuis 2008, date du témoignage de Master devant le Sénat américain.

0.1.3 La relation entre les marchés financiers et agricoles

Comme énoncé précédemment, la relation entre les marchés financiers et agricoles est ancienne et remonte à 1848 avec la création du premier marché organisé, le Chicago Board Of Trade (CBOT). Cette création fut possible grâce au développement des voies ferroviaires et à l'amélioration des voies fluviales, permettant de centraliser l'offre et la demande en une place unique. La création de cette place avait pour objectif principal de réduire les risques encourus en cas de fluctuations des prix des céréales. À l'époque, cette préoccupation est mondiale et concerne principalement l'Europe pré-industrielle (famine irlandaise, baisse significative de la production française). Dans cette optique de couverture de risque, les premiers contrats *futures* sur produits agricoles sont introduits. Ces contrats permettent aux producteurs de vendre leur récolte en différé, contre une prime de risque qui est rétribuée à l'agent qui achète ce contrat puisqu'un risque d'intempérie pèse sur la quantité et la qualité des grains qui seront récoltés.

Depuis, le CBOT est devenu CME et les produits dérivés de commodité se sont complexifiés et ont augmenté en variété. Les marchés financiers des matières premières peuvent être divisés en trois catégories (Lautier, 2003) : le marché au comptant, le marché à terme et le marché *forward*. Sur les deux premiers marchés s'échangent des contrats standardisés (en termes de volume, de quantité et

de délai de livraison) alors que sur le troisième, les échanges se font de gré à gré. Les contrats sont échangés pour un prix qui fluctue en fonction de l'offre et de la demande. Le prix au comptant, aussi appelé le prix *spot* représente la valeur à laquelle s'échange un contrat standardisé entre deux parties, en un lieu géographique donné et de manière immédiate. Les prix à terme, ou les *futures*, représentent la valeur future d'un contrat dont le sous-jacent est une matière première. Les prix à terme ont différents horizons temporels, ils peuvent représenter le prix futur de la matière première à un mois comme à six ans, cela dépend de leur maturité. Les transactions sur les marchés à terme sont standardisées, ce qui permet de lier le marché au comptant au marché à terme. Le prix à terme peut alors être perçu comme une anticipation du prix au comptant compte tenu de l'information disponible. Ainsi les deux marchés sont liés, car à la date t , le prix à terme et le prix au comptant sont théoriquement égaux ; la base, qui représente la différence entre le prix au comptant et le prix à terme, est donc nulle. Cette thèse se propose d'étudier principalement les caractéristiques de ces deux marchés car le marché à terme étant un marché dérivé, l'activité financière qui en découle peut affecter le marché *spot*, lequel peut être considéré comme une bonne représentation du marché physique. Le prix *forward* représente le prix des contrats qui s'échangent sur les marchés de gré à gré. Ils sont la représentation de contrats non standardisés et qui peuvent donc être personnalisés.

Ce type de marché, comme le marché à terme, assure la fonction de transfert du risque lié à l'incertitude du prix futur des matières premières. Ces marchés dérivés ne comprennent pas de chambre de compensation et laissent donc courir un risque de contrepartie entre vendeurs et acheteurs. Les transactions sur ces marchés ne sont pas soumises aux mêmes règles que celle du marché à terme et notamment en termes de transparence. Les données sur ce type de contrat sont donc moins accessibles que celles des contrats échangés sur les marchés à terme. L'étude de ses marchés s'avère donc fastidieuse.

La relation entre le prix au comptant et le prix à terme fait l'objet de plusieurs théories économiques qui sont à l'origine du concept de financiarisation des matières premières. Le champ traditionnel de la littérature, portant sur la financiarisation des matières premières, concerne l'étude du déport normal et du stockage.

La première d'entre elles a été introduite par Keynes, dans son ouvrage *Treatise on Money* de 1930. Le report se caractérise par une base négative. Autrement dit, le prix à terme est supérieur au prix au comptant. Selon Keynes (1930), et par la suite Hicks (1946), le nombre de positions courtes

sur le marché à terme (l'offre de contrat) est plus faible que le nombre de positions longues (la demande pour les contrats) en certains points du temps. Ainsi, les agents qui couvrent les positions des *hedgers* (les agents qui souhaitent se couvrir contre le risque de variation de prix) perçoivent une prime de risque qui les incitent à prendre des positions longues. En ce sens, les spéculateurs sont précieux puisqu'ils procurent de la liquidité sur le marché à terme (Working, 1949). Ils participent ainsi à la stabilisation des prix. Selon les principes de cette théorie, le prix à terme doit être inférieur au prix au comptant (déport), permettant ainsi aux agents non commerciaux de recevoir une prime de risque. Le poids relatif des positions longues et courtes des agents financiers explique les situations de déport ou de report. C'est donc la situation d'équilibre entre l'offre et la demande qui explique que les marchés soient dits en *backwardation* (en déport) ou en *contango* (report). Néanmoins, cette théorie ne fait pas consensus empiriquement et les résultats de plusieurs études à ce sujet sont contradictoires (Bessembinder, 1993; Dusak, 1973; Bodie et Rosansky, 1980). Une autre critique adressée à cette littérature concerne l'inadéquation des données disponibles. En effet, les positions des agents sont au mieux disponibles à une fréquence hebdomadaire, alors que les prix varient intra quotidiennement. Additionnellement, l'arrivée de nouveaux acteurs sur ces marchés rend la distinction entre *hedgers* et spéculateurs plus floue.

La théorie du stockage met en lien le marché au comptant, les stocks et le marché à terme. Dans ce cadre théorique, les arbitrages entre le marché au comptant et le marché à terme permettent d'expliquer que les marchés soient en *contango* ou en *backwardation*. L'activité d'arbitrage est sans risque dans le cadre de cette théorie sous l'hypothèse de rationalité des agents. Une situation de marché au report s'explique par l'existence des coûts de stockage. De ce fait, le prix au comptant auquel le coût de stockage est ajouté est égal au prix à terme. Le coût de stockage ne pouvant être négatif, il devient difficile d'expliquer que la base puisse être négative. La notion de coût d'opportunité (*convenience yield*) introduite par Kaldor en 1940 permet d'expliquer le déport. La détention de stock procure un revenu car cela permet de répondre à la demande rapidement. Plus le stock est rare et plus ce rendement est grand, car dans ce cas, la matière première se raréfie. Ainsi, le prix au comptant est aussi élevé et ces deux variables sont donc positivement corrélées. Si le coût d'opportunité est supérieur au coût de stockage, alors les marchés sont en *backwardation*. Par conséquent, lorsque les stocks sont faibles, le prix à terme est inférieur au prix au comptant et inversement, ils sont en *contango* lorsque les stocks sont élevés (Deaton et

Laroque, 1992). Ainsi, les relations entre les marchés au comptant et à terme ne dépendent que des fondamentaux physiques puisque ce sont les niveaux des stocks qui sont décisifs. Cependant de nombreux travaux de recherche montrent que les prix extrêmes observés durant les périodes 2008-2009 et 2010-2011 ne s'expliquent pas uniquement par les fondamentaux physiques des matières premières mais qu'ils dépendent aussi de l'activité financière (Nissanke, 2012; Mayer, 2012). Ce phénomène peut s'expliquer par l'arrivée massive de nouveaux investisseurs sur les marchés à terme des matières premières. Ces derniers prennent des positions sur les marchés *futures* mais pas nécessairement sur les marchés au comptant. Ainsi, les matières premières peuvent être considérées comme des actifs financiers comme les autres. Les premiers à évoquer ce cas de figure sont Gorton et Rouwenhorst (2006). Ces auteurs montrent qu'introduire des produits agricoles dans un portefeuille d'investissement permet de diversifier ce dernier à gain constant, car le rendement lié à la détention des matières premières est le même que celui d'actifs boursiers à long terme. Par ailleurs, les actifs boursiers et des matières premières sont négativement corrélés. De plus la détention d'actifs financiers des matières premières permet de se prémunir contre le risque d'inflation. Dans cette optique, le modèle d'évaluation des actifs financiers (MEDAF) permet d'étudier la relation entre les marchés financiers et les marchés agricoles. Les investisseurs tirent profit de la différence entre la valeur fondamentale et la valeur observée de l'actif financier. Cette littérature repose sur l'hypothèse d'efficience des marchés mise en exergue par Fama (1970). Ainsi, les prix sur le marché à terme sont déterminés par les anticipations des agents qui tiennent compte de la valeur fondamentale de l'actif sur le marché des *futures*. Les investisseurs se réfèrent donc à l'information privée et publique dont ils disposent. Par conséquent, chaque position prise par les investisseurs permet d'enrichir l'ensemble d'information et contribue à formuler des anticipations rationnelles du prix au comptant sur le marché à terme. En ce sens, les prix à terme sont des anticipations parfaites des prix *spot* pour la même date. Les prix *spot* et les prix *futures* ne dévient donc pas. Si les *futures* s'écartent de leur valeur fondamentale en raison des comportements irrationnels d'agents, alors les investisseurs sophistiqués (fondamentalistes) exploitent les écarts de prix et les *noise traders* (agents irrationnels) sortent du marché.

Les hypothèses sur lesquelles repose le MEDAF ont été remises en cause par le courant de la finance comportementale, car elles ne reflèteraient pas l'activité sur les marchés financiers, et ce compte tenu de la non prise en compte de la psychologie des agents financiers. Cette caractéristique

affecterait les cours des actifs financiers, engendrant des valeurs excessives suite à la sur réaction ou sous réaction des agents. Le comportement des agents serait aussi à l'origine d'une hausse de la volatilité comparativement à une situation où seuls les fondamentaux seraient considérés. En outre, dans le cadre de la finance comportementale, divers motifs d'investissement sont pris en compte. En effet ceux-ci varient sensiblement d'un type d'agent à un autre sur les marchés des matières premières, en particulier depuis l'arrivée des investisseurs indiciels. Ceux-ci suivent, pour la plupart, une stratégie passive consistant à répliquer un indice de matière première et dont les positions ouvertes sont susceptibles d'affecter la formation des prix. Sous l'hypothèse d'hétérogénéité des motivations et des stratégies d'investissement, les prises de positions des agents n'apportent pas forcément de l'information supplémentaire au sein du marché (Du et al., 2011). Les agents n'ont pas alors forcément intérêt à se servir de leur information privée ce qui favorise le risque de mimétisme (Shleifer, 2000). Un résultat majeur de la finance comportementale réside dans la mise en évidence d'un gain lié à l'adoption d'un comportement de *noise trader* pour l'investisseur dès lors que suffisamment d'agents ont le même comportement. Leur comportement pourrait affecter la formation des prix en les éloignant de leur valeur fondamentale. Cette théorie permet potentiellement de comprendre les phénomènes de bulles sur les marchés à terme de commodités agricoles. Sachant que les marchés à terme sont des marchés plus liquides que les marchés *spot*, les agents opérants sur les marchés physiques des matières premières peuvent être amenés à utiliser les prix à terme comme étant un signal prix pour les prix au comptant. Ainsi, le comportement des agents financiers sur les marchés à terme est susceptibles d'affecter la fonction de découverte des prix des marchés des matières premières agricoles.

À notre connaissance, peu de travaux de recherche dans le domaine de la financiarisation des matières premières agricoles utilisent pour cadre théorique la finance comportementale (Grosche et Heckelei, 2014 ; Reitz et Westerhoff, 2007). La diversité des types d'investisseurs sur les marchés des matières premières, sur lesquels les opérateurs commerciaux prennent des positions plus faibles à l'achat et à la vente, laissant place à des investisseurs non commerciaux, qui revendent très souvent leurs contrats avant la date de livraison (débouclage de leurs positions), justifie l'emploi de ce type de modèle. En effet ces nouveaux opérateurs investissent dans les marchés des matières premières afin d'optimiser leur gestion de portefeuille. Dans ce contexte, utiliser des modèles de finance comportementale permet de prendre en compte leur choix d'investissement comme facteur

de la formation des prix des matières premières agricoles. C'est la raison pour laquelle nous avons choisi d'élaborer un cadre théorique se situant dans la lignée de la finance comportementale.

0.2 La thèse

0.2.1 Problématique

La financiarisation des matières premières agricoles est donc au carrefour de l'économie financière et de l'économie agricole. Notre thèse porte principalement sur l'étude des marchés internationaux des matières premières agricoles. C'est pourquoi, nous avons privilégié une approche financière tout en analysant nos résultats au regard des faits stylisés énoncés dans le cadre de la littérature consacrée à l'économie de l'agriculture. Les prix des matières premières agricoles ont toujours fluctué en raison de la diversité des facteurs qui influencent les prix. Néanmoins, les mouvements extrêmes observés dans les années 2000 ne s'expliquent pas entièrement par les fondamentaux classiques des commodités agricoles. Dans ce contexte, une étude approfondie de la potentielle influence de l'activité financière sur la formation des prix des produits agricoles permet d'enrichir la littérature dans le domaine de l'économie des matières premières, et plus spécifiquement de l'économie agricole.

L'étude de la financiarisation des matières premières génère un ensemble de questionnements de la part de la communauté scientifique autour d'une question principale : existe-il une influence de l'activité financière sur la dynamique des prix des marchés des matières premières ? La réponse nécessite de s'interroger sur les relations entre les marchés financiers et les marchés agricoles. Ces relations se sont-elles intensifiées depuis le début des années 2000 (Büyüksahin et Robe, 2014, Creti et al. (2013); Silvennoinen et Thorp, 2013) ? L'étude de la financiarisation interroge de surcroît sur la manière dont l'activité financière a pu affecter les relations de dépendance entre les marchés des matières premières (Baumeister et Kilian, 2014; Reboredo, 2012; Tang et Xiong, 2012; Pindyck et Rotemberg, 1990). Autrement dit, la financiarisation a-t-elle engendré des corrélations excessives entre différents marchés de commodités comparativement à une situation dans laquelle uniquement les fondamentaux lient ces marchés ? Quels sont les acteurs principaux de ce phénomène (Tang et Xiong, 2012; Ordu et al., 2017) ? Les économistes se questionnent aussi sur les conséquences macroéconomiques d'un tel phénomène. La financiarisation engendre-t-elle une augmentation du bien-être collectif ? Existe-t-il des agents profitant de la financiarisation et d'autres qui subissent des

perdes ? Force est de constater que la littérature n'a pas permis, à notre connaissance, de trancher ces questions de manière claire. Cette thèse se propose d'apporter des éléments de réponse à ces nombreuses questions.

0.2.2 Contributions

Les chercheurs qui étudient la financiarisation des matières premières se placent dans un paradigme dont la spécificité réside dans l'utilisation de l'hypothèse de rationalité. Pour d'aucuns, les agents économiques disposent de toute l'information nécessaire et ils adoptent tous le même comportement en utilisant totalement l'information qui est à leur disposition (Silvennoinen et Thorp, 2013; Irwin et al., 2009; Gorton et Rouwenhorst (2006)). Pour d'autres, au contraire, l'hypothèse de rationalité est au cœur de leurs raisonnements théoriques. Ainsi, le comportement des agents peut directement affecter les caractéristiques des marchés des matières premières (Joëts, 2015, Ellen et Zwinkels, 2010; Reitz et Westerhoff, 2007), non seulement car ils sont susceptibles de sur-réagir ou sous-réagir aux informations dont ils disposent, mais aussi car ils peuvent avoir des comportements de mimétisme, ou bien tout simplement car la motivation de leurs investissements diverge. Les chapitres qui composent cette thèse permettent de se placer alternativement dans les deux paradigmes. Nous obtenons tout d'abord des résultats empiriques en faisant l'hypothèse de complète rationalité des agents. Ces résultats de référence nous amènent alors à nous interroger quant à l'influence du comportement des investisseurs sur la formation des prix. Nous construisons aussi un cadre théorique dans la droite lignée de la finance comportementale afin d'identifier des canaux qui expliquent les changements profonds de la formation des prix des produits agricoles.

Pour expliciter le phénomène de financiarisation des matières premières, nous plaçons l'influence de l'activité des investisseurs indiciels sur les marchés dérivés au cœur de ce travail de recherche. Nous montrons tout d'abord que les relations entre les marchés financiers des actions et des produits agricoles se sont intensifiées depuis le milieu des années 2000. Cependant, cette relation est dynamique. Il en est de même pour les marchés des matières premières et ce, qu'ils soient substituables ou non. Par ailleurs, nous montrons que cette relation est conditionnelle au rendement de l'indice des matières premières, le S&P GSCI. Sachant que les investisseurs indiciels ont principalement une stratégie passive consistant à répliquer ce type d'indice, nous étudions leur comportement via un modèle de finance comportementale. En résumé, le comportement des investisseurs sur la

formation des prix est au cœur de cette thèse car il permet d'expliciter le canal par lequel transite la financiarisation des matières premières agricoles. Par conséquent, nous parvenons à expliciter la manière dont les marchés dérivés de produits agricoles peuvent se déconnecter de leurs fondamentaux, engendrant alors des valeurs extrêmes des prix et une hausse significative de leur volatilité.

0.2.3 Présentation des chapitres

La thèse s'articule autour de quatre chapitres. Ces chapitres traitent de la validité de l'hypothèse de financiarisation des matières premières agricoles, de ses causes et de ses conséquences au niveau international depuis les années 1990 à nos jours. Notre analyse est à la fois empirique et théorique, ce qui permet d'avoir une approche complète du phénomène de financiarisation des produits agricoles.

Le premier chapitre a pour objets l'étude des relations entre les marchés d'actifs financiers et les marchés agricoles. Pour ce faire nous utilisons un modèle des séries temporelles : le Dynamic and Conditional Correlation – Generalized AutoRegressive conditional heteroskedasticity (DCC-GARCH) qui permet d'étudier les corrélations entre les rendements financiers et agricoles de façon dynamique. Le résultat majeur de cette étude est que la relation entre ces deux marchés est exacerbée pendant la période de crise financière de 2008 et correspond aussi aux périodes de crises alimentaires de 2008 et de 2011. Pour analyser ce résultat, nous avons utilisé le test de causalité en variance de Cheung et Ng (1996). Il en résulte que les rendements de l'indice boursier S&P 500 causent en variance tous les rendements des matières premières. La réciproque n'est observable que dans le cas de l'étude du pétrole. Après avoir établi l'existence d'une relation entre le marché des actions et les marchés agricoles (céréales et produits tropicaux) nous avons étudié les relations entre les marchés des matières premières. Les rendements des céréales sont au plus haut dès lors que nous identifions une période de fortes corrélations entre les rendements agricoles et boursiers. Il en est de même lorsque nous étudions la relation entre les rendements pétroliers et des céréales. Ces résultats nous ont amené à nous interroger sur la cause de cette relation dynamique.

Cette question restée en suspens lors du premier chapitre fait l'objet du second chapitre. Sachant que la plupart des rendements agricoles étudiés dans le premier chapitre sont compris dans des indices des matières premières, nous y entreprenons une étude de la relation des rendements agricoles et des actions sur les marchés à terme conditionnellement aux rendements de l'indice des matières premières (S&P GSCI). Pour ce faire, nous avons recours à l'analyse empirique par quantile non

linéaire dite Threshold Quantile Autoregressive (TQAR). Cela nous permet de distinguer la relation entre les rendements des matières premières et les actions, en fonction de la valeur des rendements et de la valeur des rendements de l'indice des matières premières (qui est notre variable de seuil). Cela nous permet de conclure que lorsque les rendements sont élevés, comme cela a été le cas pendant la période de crise financière, la relation entre les marchés des matières premières agricoles et des actions s'intensifie. En outre, cette relation est accentuée lorsque les rendements du S&P GSCI sont élevés. Il existe donc un effet des indices des matières premières sur le lien existant entre les marchés boursiers et agricoles. Ce lien fluctue en fonction des rendements des matières premières mais aussi conditionnellement au niveau des rendements du S&P GSCI. Ce résultat constitue l'apport de ce deuxième chapitre de thèse. Il amène néanmoins à la question suivante : par quel canal l'indice des matières premières affecte la relation étudiée dans ce chapitre ?

Cette interrogation est le point de départ de notre réflexion dans le troisième chapitre. Les indices des matières premières sont introduits au début des années 1990 sur les marchés financiers. Ils sont composés de plusieurs catégories de matières premières : énergies (pétrole, gaz), matériaux précieux (or, argent), matériaux (fer, cuivre) et agricoles (blé, maïs, soja, cacao, café ...). Ces indices donnent des indications quant à la conjoncture générale des matières premières. Néanmoins, des investisseurs utilisent ces indices dans le but de diversifier leurs investissements en utilisant une stratégie passive qui consiste à répliquer les indices des matières premières. Ces investisseurs indiciels occupent une place de plus en plus importante sur les marchés financiers des matières premières via ces outils. Dans ce contexte nous étudions comment le comportement des investisseurs indiciels peut affecter les marchés des matières premières agricoles. Pour ce faire, nous utilisons une modélisation théorique issue de la finance comportementale. Le troisième chapitre met en exergue deux situations. Une situation sans investisseurs indiciels où seuls des spécialistes des marchés agricoles investissent. Une seconde situation, dans laquelle nous introduisons les investisseurs indiciels. Ces investisseurs sont source d'instabilité puisque la croyance en leur stratégie peut induire des situations dans lesquelles les prix s'éloignent de leur valeur d'équilibre. Pour évaluer comment l'introduction des investisseurs indiciels affecte les caractéristiques des marchés des matières premières nous procédons à un exercice de calibration des deux modèles théoriques. En comparant les résultats de nos simulations nous montrons que dans le second modèle les prix sont plus volatils. Les rendements admettent des valeurs plus extrêmes et les corrélations entre les rendements agricoles

s'accroissent. Les spécialistes des marchés des matières premières, de par leur facilité à anticiper la stratégie des investisseurs indiciels (qui est unique, à savoir répliquer un indice), changent de stratégie d'investissement et se mettent à suivre la tendance des prix plus fréquemment. Ces résultats nous permettent donc d'expliquer comment le comportement des investisseurs indiciels affecte directement et indirectement la formation des prix. À travers ces trois premiers chapitres nous proposons une analyse approfondie des causes de la financiarisation et la caractérisation de ce phénomène. Néanmoins cela n'est pas suffisant pour étudier la financiarisation globalement.

Le quatrième et dernier chapitre peut être considéré comme un chapitre d'ouverture dans la mesure où il porte sur les conséquences macroéconomiques de la financiarisation des matières premières agricoles. En effet les caractéristiques des marchés des matières premières agricoles peuvent affecter les ménages des pays en développement. Pour cette raison, nous cherchons à déterminer dans ce chapitre s'il existe une transmission des rendements observée au niveau international vers les rendements nationaux d'un panel de pays en développement, cela conditionnellement à la volatilité d'un indice des matières premières. Pour cela nous utilisons une méthodologie économétrique en données de panels non linéaires, le Panel Smooth Threshold Regression (PSTR). Les résultats divergent en fonction des panels et des matières premières étudiées et attestent d'une certaine hétérogénéité. Les rendements du blé au niveau international influencent les caractéristiques des marchés agricoles des pays en développement, et ce d'autant plus que la volatilité des matières premières est élevée, comme cela a été le cas pendant les périodes d'émeutes de la faim. Mais ce résultat est invalidé dans le cas du maïs. Cela peut s'expliquer par le fait que les pays de notre panel, dans le cadre de l'étude du maïs, sont essentiellement des pays qui importent peu de cette matière première. Ils sont par ailleurs conformes à la littérature sur la transmission des prix internationaux vers les pays en développement qui n'identifie pas de *pass through* significatif dans le cas du maïs. La financiarisation des matières premières aurait donc un effet hétérogène sur la formation des prix agricoles dans les pays en développement en fonction des matières premières agricoles.

Bibliographie de l'introduction générale

- Abbott, P. C., C. Hurt, and W. E. Tyner (2009). What's Driving Food Prices? March 2009 Update. *Issue Reports*.
- Baumeister, C. and L. Kilian (2014, October). Do Oil Price Increases Cause Higher Food Prices? *Economic Policy* (80), 691–737.
- Bessembinder, H. (1993). An empirical analysis of risk premia in futures markets. *The Journal of Futures Markets (1986-1998)* 13(6), 611.
- Bodie, Z. and V. I. Rosansky (1980). Risk and return in commodity futures. *Financial Analysts Journal* 36(3), 27–39.
- Büyüksahin, B. and M. A. Robe (2014, April). Speculators, commodities and cross-market linkages. *Journal of International Money and Finance* 42, 38–70.
- Cheung, Y.-W. and L. K. Ng (1996). A causality-in-variance test and its application to financial market prices. *Journal of econometrics* 72(1-2), 33–48.
- Creti, A., M. Joëts, and V. Mignon (2013, May). On the links between stock and commodity markets' volatility. *Energy Economics* 37, 16–28.
- Deaton, A. and G. Laroque (1992). On the behaviour of commodity prices. *The Review of Economic Studies* 59(1), 1–23.

- Domanski, D. and A. Heath (2007, March). Financial Investors and Commodity Markets. SSRN Scholarly Paper ID 1600058, Social Science Research Network, Rochester, NY.
- Du, X., L. Y. Cindy, and D. J. Hayes (2011). Speculation and volatility spillover in the crude oil and agricultural commodity markets: A Bayesian analysis. *Energy Economics* 33(3), 497–503.
- Dusak, K. (1973). Futures trading and investor returns: An investigation of commodity market risk premiums. *Journal of Political economy* 81(6), 1387–1406.
- Ellen, S. t. and R. C. Zwinkels (2010, January). Oil price dynamics: A behavioral finance approach with heterogeneous agents. *Energy Economics* 32, 1427–1434.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The journal of Finance* 25(2), 383–417.
- Gilbert, C. L. (2010). How to understand high food prices. *Journal of agricultural economics* 61(2), 398–425.
- Gorton, G. and K. G. Rouwenhorst (2006). Facts and fantasies about commodity futures. *Financial Analysts Journal* 62(2), 47–68.
- Grosche, S. and T. Heckelei (2014). Price dynamics and financialization effects in corn futures markets with heterogeneous traders. Technical report.
- Haniotis, T. and J. Baffes (2010). *Placing the 2006/08 commodity price boom into perspective*. The World Bank.
- Hicks, J. R. (1946). *Value and Capital, 2e éd.* Clarendon Press, Oxford.
- Irwin, S. H., D. R. Sanders, and R. P. Merrin (2009). Devil or angel? The role of speculation in the recent commodity price boom (and bust). *Journal of agricultural and applied economics* 41(2), 377–391.
- Joëts, M. (2015, November). Heterogeneous beliefs, regret, and uncertainty: The role of speculation in energy price dynamics. *European Journal of Operational Research* 247(1), 204–215.
- Kaldor, N. (1940). A Symposium on the Theory of the Forward Market: I. A Note on the Theory of the Forward Market. *The Review of Economic Studies* 7(3), 196–201.

- Keynes, J. M. (1930). *A treatise on money*. JSTOR.
- Lautier, D. (2003). Term structure models of commodity prices. *Cahier de recherche du Cereg* (2003-9).
- Mayer, J. (2012, June). The Growing Financialisation of Commodity Markets: Divergences between Index Investors and Money Managers. *Journal of Development Studies* 48(6), 751–767.
- Nissanke, M. (2012, June). Commodity Market Linkages in the Global Financial Crisis: Excess Volatility and Development Impacts. *Journal of Development Studies* 48(6), 732–750.
- Ordu, B. M., A. Oran, and U. Soytas (2017, June). Is food financialized? Yes, but only when liquidity is abundant. *Journal of Banking and Finance*.
- Pindyck, R. S. and J. J. Rotemberg (1990). The Excess Co-Movement of Commodity Prices. *The Economic Journal* (403), 1173.
- Reboredo, J. C. (2012). Do food and oil prices co-move? *Energy policy* 49, 456–467.
- Redrado, M., J. Carrera, D. Bastourre, and J. Ibarlucía (2009). Financialization of commodity markets: Nonlinear consequences from heterogeneous agent behavior. *Banco Central De La República Argentina, Investigaciones Económicas*.
- Reitz, S. and F. Westerhoff (2007, September). Commodity price cycles and heterogeneous speculators: a STAR–GARCH model. *Empirical Economics* 33(2), 231–244.
- Shleifer, A. (2000). *Inefficient markets: An introduction to behavioural finance*. OUP Oxford.
- Silvennoinen, A. and S. Thorp (2013). Financialization, crisis and commodity correlation dynamics. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 24, 42–65.
- Tang, K. and W. Xiong (2012). Index investment and the financialization of commodities. *Financial Analysts Journal* 68(5), 54–74.
- UNCTAD (2009). Trade and Development Report, 2009. Technical report, United Nation Conference On Trade And Development (UNCTAD).
- Working, H. (1949). The theory of price of storage. *The American Economic Review*, 1254–1262.

Zilberman, D., G. Hochman, D. Rajagopal, S. Sexton, and G. Timilsina (2013, January). The Impact of Biofuels on Commodity Food Prices: Assessment of Findings. *American Journal of Agricultural Economics* 95(2), 275–281.

Chapter 1

L'influence de l'activité financière sur la dynamique des prix agricoles

Introduction¹

Lors de la crise financière de 2007-2008, les prix des denrées alimentaires ont connu une hausse sans précédent. Cette crise d'une rare ampleur a engendré des conséquences graves pour de nombreuses nations et particulièrement pour les pays les moins développés. En effet, les ménages de ces pays, importateurs nets de denrées alimentaires, ont subi une perte de leur pouvoir d'achat étant donné qu'une partie importante de leurs revenus est consacrée à leur alimentation. Face à cette situation, de nombreuses émeutes de la faim ont été constatées, conséquemment à l'augmentation du nombre de personnes souffrant de sous-alimentation dans le monde, particulièrement en Afrique, Asie et dans les Caraïbes.

Plusieurs points ont été avancés pour expliquer les fluctuations des prix apparues récemment sur les marchés agricoles. Haniotis et Baffes (2010) évoque les liens récents entre le marché énergétique et le marché agricole. Dans ce même sillage, l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE, 2008) explique l'évolution récente de la volatilité des produits agroalimentaires par les aléas climatiques qui, selon elle, engendrent une baisse des stocks, la hausse de la demande de biocarburant et l'accentuation des relations entre les marchés financiers et agricoles.

Les investissements sur les marchés à terme des matières premières ont un effet transitoire mais sont amenés à avoir un effet permanent sur les prix de ces biens, compte tenu de l'ampleur des volumes de transaction. La combinaison de tous ces éléments exacerbe les tensions déjà existantes sur les marchés physiques des denrées alimentaires, où une inélasticité prix de la demande n'est plus à démontrer. Le Chicago Board of Trade (CBOT) a été pensé, lors de sa création en 1848, pour réduire l'ampleur du facteur risque, que ce risque porte sur la détermination du prix ou sur la rencontre entre l'offre et la demande pour le producteur. Sa mise en place était donc motivée par sa vocation stabilisatrice pour l'économie agricole. Depuis le début des années 2000, une diversification des marchés financiers agricoles avec la création des marchés dérivés, qu'il s'agisse des marchés de gré à gré ou des marchés *futures* s'est instaurée. À ce phénomène s'ajoute une augmentation des volumes de transaction et du nombre d'agents économiques sur ces marchés. Cette hausse de volume est en partie due à des investisseurs inattendus, qui souhaitent diversifier leurs portefeuilles, tels

¹Une première version de ce chapitre a été publiée comme suit : Aït-Youcef, C. et Del Lo G., 2017, L'influence de l'activité financière sur la volatilité des prix des denrées alimentaires, 45, 45-66.

que les fonds de pension et les *hedge funds*. La création de ces marchés financiers n'a donc plus pour unique finalité la stabilisation des marchés agricoles et pourrait même desservir cet objectif.

L'objectif de ce chapitre est d'analyser la financiarisation des matières premières agricoles. Ce phénomène correspond à l'amplification des interactions entre les marchés financiers et agricoles, et peut alors engendrer des perturbations sur la dynamique des prix des denrées. En effet, l'envolée récente des prix des produits agroalimentaires, potentiellement coordonnée par l'amplification des interactions entre les marchés financiers et agricoles, soulève de nombreuses interrogations. La relation entre les marchés agricoles et les marchés financiers a-t-elle changé ces dernières années ? Autrement dit, existe-t-il un phénomène de financiarisation des marchés agricoles ? Quels sont les acteurs potentiels de la financiarisation des denrées alimentaires ? En outre, la financiarisation des produits agricoles favorise-t-elle une amplification des liens entre les marchés des denrées alimentaires et d'autres marchés de matières premières ?

Dans la littérature, les économistes n'aboutissent pas à un consensus concernant cette thématique. Notre analyse permet d'apporter des éléments supplémentaires au débat déjà existant mais ne conclut pas pour autant de manière décisive. Il semble, qu'il existe un phénomène de financiarisation des produits alimentaires, avec une influence croissante des marchés financiers sur les marchés physiques des denrées. L'originalité de notre approche réside dans l'emploi de plusieurs outils économétriques sophistiqués, notamment le modèle DCC-GARCH couplé à un test de causalité en variance, pour tenter de comprendre ce phénomène. Un résultat majeur de notre étude porte sur l'exacerbation de l'intégration entre les marchés boursiers et agricoles, dès lors que des tensions se produisent sur les marchés financiers. Par ailleurs, durant ces périodes d'incertitude, les relations entre les matières premières agricoles augmentent de manière significative, induisant une implication des investisseurs financiers dans ce phénomène.

La première partie présente la revue de la littérature. Les données et la méthodologie empirique utilisées seront abordées dans la deuxième partie. La troisième partie expose les résultats et la discussion. La quatrième partie conclue.

1.1 Revue de la littérature

Le témoignage de Masters (2008)² devant le Sénat américain en 2008 a suscité un nouvel engouement concernant la financiarisation des matières premières. Dans ce témoignage, ce dirigeant dénonce le rôle des investisseurs financiers sur l'envolée des prix des produits de base. Selon ce dernier, ces investisseurs ont engendré une augmentation des relations existantes entre les marchés boursiers et les marchés des matières premières en investissant dans les deux marchés simultanément. Ce qui est donc dénoncé est la conséquence du comportement des agents financiers et, en particulier, les investisseurs institutionnels³ qui ont augmenté leurs investissements sur les marchés à terme des produits de base (Basak et Pavlova, 2016) et ont modifié les caractéristiques des marchés des matières premières.

Rappelons que depuis le début des années 2000, nous observons une hausse significative des prix des matières premières agricoles. Parallèlement, les investissements en provenance des opérateurs des marchés financiers sur les marchés à terme des matières premières ont fortement augmenté. Selon un rapport de 2008 de la Commission américaine des marchés à terme des matières premières (Commodity Futures Trading Commission, CFTC), les actions des opérateurs financiers sur les marchés à terme des matières premières sont passées de 15 milliards de dollars en 2003 à plus de 200 milliards de dollars en 2008. La hausse des prix des denrées alimentaires intervenant simultanément avec l'intérêt croissant des opérateurs de marchés pour les marchés à terme des produits de base laisse à penser à un effet potentiel de financiarisation.

Dans la littérature, les chercheurs n'aboutissent pas à un consensus concernant la financiarisation des denrées alimentaires. De surcroît, plusieurs canaux de transmission sont envisagés concernant l'influence des marchés financiers sur la détermination des prix des matières premières agricoles. Afin d'analyser les relations entre les marchés financiers et agricoles, une partie de la littérature se focalise sur une contagion potentielle du marché à terme des produits agricoles sur le marché au comptant. Si tel est le cas, plusieurs auteurs considèrent qu'une relation accrue entre les marchés financiers et agricoles est vérifiée. Dans cette logique Hernandez et al. (2010) évoquent le rôle du transfert de risque du producteur aux opérateurs sur les marchés à terme. En plus de la

²Masters est un membre de la direction de la société Masters Capital Management, LLC

³Les compagnies d'assurance, les fonds de pension et les OPCVM sont des investisseurs institutionnels. Ces agents sont des intermédiaires financiers qui récoltent et placent l'épargne des particuliers

transparence, ces marchés sont caractérisés par une liquidité importante. Dans une optique de *price discovery*, les individus qui opèrent sur les marchés physiques peuvent se servir de ces informations afin de fixer le prix réel. Pour détecter cet effet, les auteurs utilisent le test de causalité à la Granger (1980) sur les prix hebdomadaires des grains de 1994 à 2009. Ce test permet de valider le sens de causalité du prix *future* vers le prix *spot*.

En ayant une approche à court terme qui se focalise sur les phénomènes de bulles spéculatives apparaissant sur les marchés financiers agricoles, Irwin et al. (2009) utilisent un test de causalité au sens de Granger sur la période 2006-2009. Dans un premier temps les auteurs remettent en cause l'existence des bulles spéculatives sur les marchés *futures* des matières premières. Dans ce cadre, un changement brutal des positions longues prises par les spéculateurs sur les marchés financiers agit sur les prix physiques. Selon les auteurs, la spéculation sur les marchés à terme n'opère que suite à un changement des fondamentaux. Les prix *futures* en ce sens ne peuvent pas dévier des prix *spot*, ce sont les prix physiques qui affectent les prix *futures*. Par la suite, les auteurs testent empiriquement la causalité au sens de Granger entre les changements des prix des *futures* et les changements de position sur ces mêmes marchés. Une telle relation est statistiquement significative seulement pour 5 produits sur 30, selon l'étude menée par Sanders et al. (2010). Notons que la modélisation choisie ne permet pas d'étudier le sens de causalité dans les mouvements extrêmes des prix, étant donné que le test de Granger s'utilise sur des régressions de prix moyen. Notre approche permettra d'analyser le sens de causalité entre les marchés boursiers et les marchés des produits de bases en considérant les volatilités des deux marchés.

Contrairement à Irwin et al. (2009), Etienne et al. (2014) mettent en évidence, à l'aide de la procédure PSY⁴ développée par Phillips et al. (2014), la présence de bulles spéculatives sur les marchés *futures* des denrées alimentaires. Concernant douze produits alimentaires, tous les marchés ont connu des hausses de prix explosifs qui s'apparenteraient à des périodes de bulles spéculatives. Toutefois, ces bulles sont rares sur la totalité de la période et ont en général un impact uniquement à court terme.

Bruno et al. (2013), analysent les comportements des investisseurs sur les marchés financiers agricoles en utilisant des approximations de la spéculation. Ces *proxis* sont obtenues à l'aide

⁴Le test PSY permet de détecter des phases de bulles spéculatives sur une longue période où plusieurs crises financières se sont manifestées. Ce test utilise un algorithme sur les tests de racine unitaire, qui permet d'obtenir une « fenêtre » se déplaçant récursivement sur l'échantillon et détectant alors les périodes de bulles spéculatives.

des données privées communiquées par la CFTC, concernant les positions prises par les types d'investisseurs sur les marchés à terme des produits agricoles de 1995 à 2013. En utilisant un modèle Structural Vector Autoregressive (SVAR), afin de tester le rôle de la spéculation sur les marchés évoqués précédemment, plusieurs résultats sont à noter. Les auteurs constatent une corrélation positive entre les positions ouvertes des opérateurs de marché et les prix *futures*, après avoir pris en compte des variables fondamentales clés, à savoir les conditions globales qui stimulent la demande alimentaire, l'offre et des changements dans les niveaux de stock. Leurs résultats indiquent qu'avant la crise financière de 2007-2008 la spéculation facilitait la transmission des chocs des marchés financiers vers les marchés céréaliers. Après la faillite de Lehman Brothers, les relations entre la *proxi* de la spéculation et les marchés des céréales ont nettement diminué. Les variables fondamentales auraient un rôle majeur sur la récente hausse de la volatilité des matières premières agricoles. Dans la même logique, Fattouh et al. (2013) utilisent un modèle SVAR et parviennent aux mêmes résultats quant à l'importance des fondamentaux macro-économiques dans le processus de la formation des prix. Néanmoins, Juvenal et Petrella (2015) analysent les différents chocs possibles sur le marché pétrolier : choc de demande, d'offre et de spéculation de manière désagrégée avec un modèle Dynamic Factor Model (DFM) sur la période 1972-2009. Leurs résultats montrent que l'activité spéculative est la deuxième source de variation des prix du pétrole. Ce résultat démontre l'importance d'une étude approfondie sur les relations entre l'activité financière et les marchés des matières premières. Tang et Xiong (2012), Singleton (2014) et Basak et Pavlova (2016) dénoncent le rôle des investisseurs institutionnels sur la formation des prix des matières premières. En l'occurrence, les deux premiers papiers utilisent des spécifications économétriques en distinguant une spécification avec et sans indices des matières premières. Il s'avère que les corrélations entre les matières premières, dès lors qu'ils introduisent les indices des matières premières, augmentent significativement ces corrélations. Basak et Pavlova (2016) développent un modèle théorique avec et sans investisseurs institutionnels et parviennent aux mêmes résultats.

La financiarisation se caractérise aussi par des phénomènes de contagion entre les marchés des matières premières. L'article de Baumeister et Kilian (2014), s'inscrit dans cette perspective et tente de définir si le prix réel du pétrole affecte les prix réels des matières premières agricoles de 1974 à 2013 et, si tel est le cas, quels facteurs en sont la cause (choc d'offre, de demande ou spéculatif). Les auteurs ont recours à un modèle Vector AutoRegressive (VAR, 1980), et indiquent

qu'à partir de mai 2006, un choc sur le prix réel du pétrole de 1% est suivi par une hausse de 0,5% du prix réel du maïs aux États-Unis. Selon les auteurs, ces co-mouvements plus prononcés entre le prix réel du pétrole et celui de plusieurs matières premières agricoles ne sont pas uniquement dus à une politique en faveur de la production de biocarburant qui émerge en 2006, mais plutôt à une multitude de facteurs, notamment une augmentation de l'activité économique globale. De même, les travaux de Pindyck et Rotemberg (1990), Haniotis et Baffes (2010) traitent des co-mouvements entre les prix des matières premières. Les mouvements des prix évoluent dans le même sens et cette tendance semble persistante. Plus intéressant encore, il existerait des excès de co-mouvement. Une des raisons évoquées est le comportement des opérateurs sur les marchés financiers qui prennent des positions longues et courtes en masse alternativement, sans prendre en compte l'état des fondamentaux. Pour mener à bien leur étude, Pindyck et Rotemberg (1990) choisissent sept matières premières dont la production n'est pas fortement dépendante d'aucun autre produit sélectionné et aucun bien ne se substitue ou est complémentaire à un autre. Les données sont en fréquence mensuelle et l'étude porte sur la période 1960-1985 sur les prix physiques des matières premières. En utilisant une estimation par moindres carrés ordinaire (MCO) et le test de la log vraisemblance, les coefficients de corrélation déterminés sont significativement différents de zéro entre les différents produits, ce qui correspond à l'existence d'une interdépendance entre les prix des matières premières. Les auteurs concluent à une présence d'excès de co-mouvement⁵ qui peut partiellement s'expliquer par l'activité sur les marchés financiers. Utiliser un modèle GARCH multivarié permettra de distinguer les corrélations entre les marchés des matières premières pour chaque période. Nous pourrions alors vérifier dans quels types de situation les produits de base ont des relations accrues.

Il faut noter que, d'autres approches sont envisageables pour détecter un phénomène de financiarisation, à l'instar des transferts de volatilité des marchés financiers à ceux des matières premières, tel qu'analysé par Creti et al. (2013). En utilisant un modèle Dynamic Conditional Correlation – Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (DCC-GARCH 2002) sur la période 2001-2011 les auteurs étudient les relations de corrélation conditionnelle entre les marchés financiers et les marchés de plusieurs matières premières. Un résultat majeur de cette étude est

⁵Les auteurs définissent un excès de co-mouvement par le fait que les prix des matières premières varient dans le même sens plus que s'ils répondaient uniquement à un choc sur l'environnement macro-économique qui les lie.

la hausse de la volatilité des prix des matières premières de plusieurs denrées alimentaires durant la crise financière de 2007-2008. Cette période a pu contribuer à une financiarisation accrue des denrées alimentaires. Par ailleurs, Silvennoinen et Thorp (2013) avec une modélisation Double Smooth Transition Conditional Correlation - GARCH (DSTCC-GARCH) sur la période 1990-2009 démontrent que le coefficient de corrélation entre les rendements des indices boursiers et les prix des matières premières est passé de 0 dans les années 1990 à 0,5 dans les années 2000. Ce résultat met en évidence une intégration entre les marchés financiers et agricoles. L'apport de notre étude est dans la lignée de ce pan de la littérature de par l'utilisation de la méthodologie DCC-GARCH afin d'étudier les relations entre les marchés boursiers et agricoles. Pour enrichir la littérature, nous étudierons les relations entre les rendements des prix agricoles et les rendements de l'indice boursier S&P 500 en nous focalisant principalement sur trois aspects d'un accroissement potentiel d'une telle relation. Premièrement nous vérifierons s'il existe un transfert de volatilité entre les marchés agricole et boursier sur la période 1990-2015 et nous étudierons dans quel type de situation ces marchés sont le plus liés. Puis nous vérifions les relations entre les produits agricoles, d'une part, et entre les produits agricoles et énergétiques, d'autre part. Enfin le test de Cheung et Ng (1996) de causalité en variance permettra d'identifier le sens de causalité entre l'indice boursier et le prix des matières premières agricoles.

1.2 Méthodologie et Données

Dans cette partie, nous présentons les outils économétriques utilisés, qui sont complémentaires dans le cadre de l'étude de la financiarisation des produits agricoles. Puis les données sont présentées et des statistiques descriptives permettent de mettre en exergue les caractéristiques des séries.

1.2.1 Le modèle DCC-GARCH (1,1)

Un modèle DCC-GARCH est mobilisé afin de capturer les corrélations dynamiques entre les différentes séries. Nous pouvons alors tenir compte de la volatilité conditionnelle des séries temporelles tout en analysant les relations variant dans le temps entre les matières premières agricoles et l'indice boursier S&P 500. Pour obtenir les corrélations conditionnelles dynamiques Engle (2002) procède en deux étapes :

- Estimation des modèles GARCH univariés pour chaque série.
- Les résidus issus de la première étape sont standardisés et utilisés pour estimer les paramètres de la dynamique des corrélations.

Soit r_t le vecteur composé de deux séries des rendements de moyenne nulle :

$$r_t = (r_{1t}, r_{2t})'$$

Les variables sont dépendantes d'une constante et de leurs propres valeurs passées comme suit :

$$A(L)r_t = c + \epsilon_t,$$

avec $A(L)$, le polynôme retard et ϵ_t le terme d'erreur pour chaque série de rendement. La matrice des variances covariances est donnée par :

$$H_t = D_t R_t D_t \tag{1.1}$$

avec

$$D_t = \begin{pmatrix} \sqrt{h_{1t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{2t}} \end{pmatrix}$$

une matrice diagonale des écarts-types des variances conditionnelles issues de l'estimation des deux équations précédentes selon un processus GARCH (1,1) univarié tel que :

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}, \tag{1.2}$$

et R_t la matrice des corrélations conditionnelles des résidus standardisés est donnée par :

$$R_t = \begin{pmatrix} 1 & q_{12t} \\ q_{21t} & 1 \end{pmatrix}$$

Avec $q_{ijt} = (1 - \lambda)\epsilon_{i,t-1} + \lambda(q_{i,j,t-1})$

On peut réécrire R_t comme ci-dessous :

$$Q_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1} \tag{1.3}$$

où Q_t est une matrice définie semi positive et décrit les variances et les covariances des résidus standardisés et Q_t^{*-1} est la matrice diagonale composée des racines carrées des éléments diagonaux de la matrice Q_t . Le modèle DCC-GARCH (1,1) s'écrit alors :

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta)\bar{Q} + \alpha(\epsilon_{t-1}\epsilon'_{t-1}) + \beta Q_{t-1} \quad (1.4)$$

avec \bar{Q} la matrice des covariances inconditionnelles des résidus standardisés issues des estimations précédentes des processus GARCH univariés. Les corrélations conditionnelles dynamiques sont obtenues tel que :

$$\rho_{ijt} = \frac{q_{ijt}}{q_{iit}q_{jjt}} \quad (1.5)$$

Pour estimer les paramètres du modèle DCC-GARCH, Engle (2002) utilise l'estimation par maximum de log vraisemblance qui est donnée par :

$$L = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (2\log(2\pi) + 2\log|R_t| + \epsilon'_t R_t^{-1} \epsilon_t) \quad (1.6)$$

1.2.2 Le test de Cheung et Ng

Les corrélations conditionnelles dynamiques permettent d'établir des relations entre l'activité sur les marchés financiers et les matières premières agricoles ainsi qu'entre les produits agricoles. Cependant, cette technique n'est pas suffisante pour étudier le phénomène de financiarisation des denrées alimentaires. Par conséquent, nous avons recours au test de causalité en variance de Cheung et Ng (1996) afin d'analyser le(s) sens de transfert de volatilité, entre les marchés financiers et les marchés des denrées alimentaires et de mettre alors en avant une potentielle financiarisation des produits agricoles. La procédure de test est caractérisée par deux étapes. Premièrement, nous estimons les modèles GARCH univariés pour chaque série. Secondement nous construisons les résidus

standardisés $\widehat{\epsilon}_{i,t}^2 = \frac{\epsilon_{i,t}^2}{\sigma_{i,t}^2}$. Nous construisons alors la fonction des corrélations tel que :

$$r_{ijt} = \frac{c_{ijl}}{\sqrt{c_{iio}c_{jjo}}} \quad (1.7)$$

$$c_{ijl} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\epsilon_{i,t}^2 - \bar{\epsilon}_i^2)(\epsilon_{j,t-1}^2 - \bar{\epsilon}_j^2)$$

où $\bar{\epsilon}_i^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \epsilon_{i,t}^2$ La statistique de test est donnée par :

$S = T \sum_{l=1}^m (r_{ijl}^2)$ avec $i \in I$ et $j \in J$, avec m le nombre de retard maximum retenu. La statistique introduite par Cheung et Ng (1996) teste l'hypothèse nulle de non-causalité en variance, soit H_0 : $\epsilon_{j,t} \nrightarrow \epsilon_{i,t} \forall i \in I, \forall j \in J$. Sous H_0 $S \sim \chi_{(m)}^2$.

1.2.3 Données

Les données utilisées dans ce chapitre proviennent toutes du logiciel *Macrobond* et portent en partie sur les prix *spot* journaliers des denrées alimentaires : blé dur, blé tendre, maïs, soja, cacao et café. Il s'agit des prix des matières premières agricoles qui ont le plus fluctué durant la crise financière de 2007-2008. Pour analyser l'activité sur les marchés financiers, nous avons utilisé les valeurs de l'indice S&P 500.

Le prix *spot* du pétrole *West Texas Intermediate* (WTI) est utilisé comme variable de contrôle. Le pétrole peut agir de deux manières différentes, il peut soit intervenir en tant que *input* dans la production agricole (utilisation de pesticide, carburant, coûts de transport etc.) ou agir par le biais de la production de biocarburant, étant donné que la production de biocarburant de première génération nécessite l'utilisation des matières premières agricoles, à l'instar des céréales. Ce carburant admet une forte corrélation avec le pétrole qui, à son tour, est lié aux denrées alimentaires, tel qu'explicité par Zilberman et al. (2013).

Les données sont en fréquence journalière et s'étendent de janvier 1990 à février 2015. Cet échantillon offre non seulement l'opportunité de prendre en compte l'évolution actuelle des marchés mais il offre la possibilité de considérer l'amplification du phénomène de déréglementation financière qui prend racine dès 1990. De ces séries de prix, nous calculons les séries de rendements relatives

à ces produits en utilisant la formule du taux de rendement géométrique :

$$R_t = \text{Log} \frac{P_t}{P_{t-1}}$$

où P_t et P_{t-1} représentent respectivement, le dernier prix de l'intervalle t et le dernier prix de l'intervalle t-1.

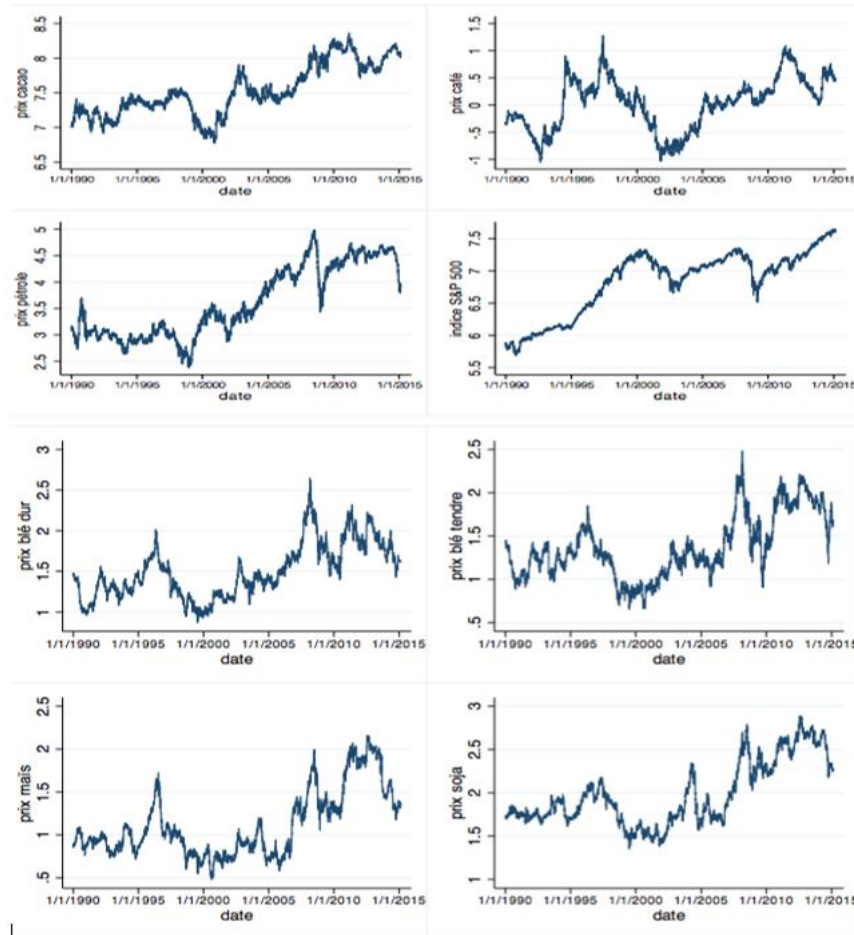


Figure 1.1 – Évolution des prix logarithmique des matières premières

L'analyse de la figure 1 met en exergue une hausse des prix des produits agricoles après 2000. Mais elle est plus accentuée à partir de 2007/2008, où les prix ont atteint un niveau exceptionnel. À partir de 2004, nous observons une augmentation considérable de la production des biocarburants dans le monde. Parallèlement, la dépréciation du dollar et les spéculations sur les marchés dérivés

ont pu contribuer à ce changement de la dynamique des prix (Abbott et al., 2009; Baffes, 2007). À ces facteurs s'ajoute le rôle des aléas climatiques dans la formation des prix des matières premières agricoles, tel que l'indique De Perthuis et al. (2011).

Enfin il ne faut pas négliger le rôle potentiel des marchés financiers sur les marchés physiques. L'analyse comparative de la série S&P 500 et les séries des produits alimentaires suggèrent l'existence d'un phénomène de dépendance entre ces marchés. De surcroît, la relation entre les marchés financiers et physiques des produits alimentaires semble plus accentuée pendant la période de crise financière de 2007-2009.

	Maïs	Soja	Blé dur	Blé tendre	Cacao	Café	S&P 500	Pétrole
Log du prix des produits 01 Janvier 1990 au 13 Février 2015								
Maïs	1,000	0,876	-0,652	-0,833	0,890	0,593	0,511	-0,906
Soja	0,876	1,000	-0,462	-0,731	0,744	0,552	0,374	-0,707
Blé dur	-0,652	-0,462	1,000	0,792	-0,534	-0,265	-0,575	0,720
Blé tendre	-0,833	-0,731	0,792	1,000	-0,756	-0,393	-0,641	0,808
Cacao	0,890	0,744	-0,534	-0,756	1,000	0,661	0,521	-0,844
Café	0,593	0,552	-0,265	-0,393	0,661	1,000	0,084	-0,538
Sp500	0,511	0,374	-0,575	-0,641	0,521	0,084	1,000	0,612
Pétrole	-0,906	-0,707	0,720	0,808	-0,844	-0,538	0,612	1,000
Rendements des produits 01 Janvier 1990 au 13 Février 2015								
Maïs	1,000	0,569	0,275	0,182	-0,013	-0,019	0,000	-0,020
Soja	0,569	1,000	0,243	0,051	0,023	0,167	-0,090	0,008
Blé dur	0,275	0,243	1,000	0,166	-0,135	0,002	0,097	0,177
Blé tendre	0,182	0,051	0,166	1,000	-0,878	0,030	0,013	0,025
Cacao	-0,013	0,023	-0,135	-0,878	1,000	0,178	-0,012	-0,140
Café	-0,019	0,167	0,002	0,030	0,178	1,000	0,138	0,014
Sp500	0,000	-0,090	0,097	0,013	-0,012	0,138	1,000	0,097
Pétrole	-0,020	0,008	0,177	0,025	-0,140	0,014	0,097	1,000
Rendements des produits 03 Janvier 2000 au 13 Février 2015								
Maïs	1,000	0,399	0,521	0,523	-0,074	0,258	-0,161	0,024
Soja	0,399	1,000	0,529	0,425	0,053	0,061	-0,262	0,071
Blé dur	0,521	0,529	1,000	0,857	-0,106	0,041	-0,021	0,179
Blé tendre	0,523	0,425	0,857	1,000	-0,119	0,225	-0,065	0,086
Cacao	-0,074	0,053	-0,106	-0,119	1,000	0,113	0,381	-0,259
Café	0,258	0,061	0,041	0,225	0,113	1,000	0,314	0,259
Sp500	-0,161	-0,262	-0,021	-0,065	0,381	0,314	1,000	-0,012
Pétrole	0,024	0,071	0,179	0,086	-0,259	0,259	-0,012	1,000

Table 1.1 – Matrice de corrélation de Pearson

Une exploration plus poussée des données, basée sur l'analyse de corrélation est effectuée et les

résultats sont fournis dans le tableau 1. Ces résultats montrent que les corrélations sont exacerbées lorsque l'on se concentre sur la période 2000-2015. Cette observation pourrait suggérer un renforcement des liens entre marchés financiers et agricole à partir des années 2000. Néanmoins, une étude approfondie concernant les corrélations entre les marchés boursiers et agricoles apporterait un éclairage concernant les liens entre ces deux types de marchés. L'utilisation des corrélations dynamiques semble alors tout à fait appropriée pour décrire ce phénomène.

Le tableau 2 nous donne les résultats des statistiques descriptives. Les valeurs élevées des Kurtosis suggèrent que la distribution des rendements présente des queues de distributions épaisses, suggérant un plus grand nombre de points extrêmes. De plus, la probabilité associée au test de Kwiatko-Bera rejette l'hypothèse de normalité des séries. Par conséquent la distribution des séries n'est pas normale et elle est caractérisée par des queues de distribution plus épaisses que celle d'une loi normale. La statistique de Ljung et Box (1978) Q^2 est significative au seuil de 1%, insinuant la présence d'auto corrélation dans la volatilité des rendements des séries étudiées. La valeur des écarts-types confirme la présence de la forte volatilité dans ces marchés, néanmoins elle est plus accentuée sur le marché pétrolier.

Variable	Maïs	Soja	Blé dur	Blé tendre	Cacao	Café	S&P 500	Taux change	Pétrole
Mean	0,01	0,01	0,00	0,00	0,02	0,01	0,03	0,02	0,01
Max	10,34	7,35	18,85	21,94	16,22	36,92	10,96	16,22	21,28
Min	-16,14	-13,18	-18,62	-21,19	-16,86	-27,33	-9,47	-16,86	-40
Std.	1,74	1,50	1,87	2,25	1,77	2,36	1,12	1,77	2,45
Skewness	-0,2876	-0,582	0,0622	-0,089	-0,0241	0,7965	-0,2413	-0,0241	0,7992
Kurtosis	4,869	4,894	8,169	8,276	6,847	20,84	9,141	6,847	17,79
Jar-Bera 10^2	66***	69***	180***	190***	13**	1200***	230***	13***	870***
$Q^2(15)$	740***	1300***	860***	880***	310***	680***	680***	310***	770***

Notes : Les valeurs sont en pourcentages. ***Significative à 1%.

Table 1.2 – Statistiques descriptives des rendements

À cette étape de l'analyse, toutes les séries montrent l'existence d'effet ARCH qui suggère la présence d'un regroupement de volatilité. Ainsi, la classe des modèles GARCH pourrait être utilisée pour décrire ce phénomène. En outre, l'existence d'une racine unitaire est vérifiée en utilisant les tests de racine unitaire de Dickey et Fuller (1979), de Philips et Perron (1988), de Zivot et Andrews

(1992) et de KPSS⁶ (1992). Les valeurs des statistiques de Student associées à ces tests sont données dans l'annexe. Nous avons choisi d'appliquer le test de Zivot et Andrews (1992) car les séries temporelles semblaient admettre des ruptures suite à divers chocs sur la période. Tous les tests concluent à une intégration d'ordre 1 des séries. Nous pouvons alors analyser économétriquement les rendements des matières premières et de l'indice S&P 500.

1.3 Résultats et discussion

Nous estimons, dans une première étape, un modèle GARCH (1,1) univarié pour les séries des rendements et les résultats sont donnés dans le tableau 3. Quelques conclusions peuvent être tirées de ces résultats : Premièrement, pour toutes les séries considérées, le modèle GARCH semble être approprié pour décrire les caractéristiques de ces marchés. Deuxièmement, le paramètre β est positif et statistiquement significatif pour toutes les séries, ce qui suggère que la volatilité des rendements pour ces marchés dépend de leurs valeurs passées. En d'autres termes, les chocs de volatilité ont tendance à être persistants sur ces marchés. Cette persistance est encore plus accentuée sur les marchés du café et du cacao. De même, l'effet ARCH mesuré par le coefficient α est significatif pour toutes les séries. Par ailleurs, sa valeur est plus élevée sur les marchés du pétrole, du maïs et de l'indice S&P 500. Ce résultat suggère que les chocs de volatilité d'aujourd'hui se répercutent d'autant plus sur ces marchés (pétrole, maïs et l'indice S&P 500) que sur les marchés du blé, du soja, du cacao et du café. De plus, $\alpha + \beta$ est proche de 1 pour toutes les séries, indiquant une forte persistance des chocs.

⁶Il s'agit du test de racine unitaire de Kwiatkowski et al. (1992)

Tableau 3 : Résultats des estimations GARCH (1,1)

Paramètres	S&P 500	Blé dur	Blé tendre	Maïs
μ	5,4368e-004*** (9,5384e-005)	3,6617e-004*** (1,1917e-004)	3,0015e-004* (1,5580e-004)	4,6811e-004*** (1,3654e-004)
c	1,1367e-006*** (5,7066e-008)	4,3110e-006*** (1,1423e-007)	7,2264e-006*** (1,1423e-007)	9,7200e-006*** 1,9655e-007
α	0,0753*** (1,1987e-003)	0,0644*** (4,4508e-004)	0,0670*** (6,8297e-004)	0,0734*** (1,0210e-003)
β	0,9148*** (9,8241e-004)	0,9252*** (3,3130e-004)	0,9184*** (5,8659e-004)	0,8966*** (8,1080e-004)
$\alpha + \beta$	0,9901	0,9896	0,9854	0,97
	Soja	Cacao	Café	Pétrole
μ	3,3044e-004*** (1,2745e-004)	1,1195e-004*** (1,7966e-004)	1,3687e-004*** (2,1940e-004)	2,7701e-004*** (1,9920e-004)
c	3,4974e-006*** (1,4791e-007)	1,7179e-006*** (8,2582e-008)	1,5362e-006*** (1,6674e-007)	5,3530e-006*** (3,2177e-007)
α	0,0613*** (8,6874e-004)	0,0245*** (3,1138e-004)	0,0460*** (4,3219e-004)	0,0793*** (9,5511e-004)
β	0,9240*** (7,4880e-004)	0,9705*** (2,7284e-004)	0,9546*** (3,6290e-004)	0,9152*** (8,2134e-004)
$\alpha + \beta$	0,9853	0,995	1,0006	0,9945

Note : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèse. Seuil de significativité : *** (1%), ** (5%), * (10%) du rejet de l'hypothèse nulle d'homoscédasticité.

Table 1.3 – Résultats des estimations GARCH(1,1)

Dans la deuxième étape, nous récupérons les résidus standardisés du modèle GARCH (1,1) afin d'estimer les corrélations conditionnelles dynamiques entre les rendements des matières premières d'une part et les rendements des matières premières (RMP) et de l'indice S&P 500 (RSP) d'autre part. L'hypothèse d'homoscédasticité est rejetée pour chacune des relations de corrélation entre les différents rendements, suggérant la pertinence de mener une étude des corrélations dynamiques. Il paraît alors intéressant d'utiliser cet outil pour analyser une relation potentielle, entre les variables, compte tenu du caractère hétérogène des corrélations conditionnelles entre les RMP et les RSP. Ces dernières sont considérées, de manière à identifier une relation particulière entre l'activité financière et les marchés des produits agricoles. Il sera aussi pertinent d'analyser les liens entre les marchés des matières premières afin de vérifier l'évolution de ces liens durant les périodes de tension sur les marchés financiers. La figure 3 représente les corrélations conditionnelles dynamiques des

rendements de l'indice S&P 500 et de ceux du soja⁷.

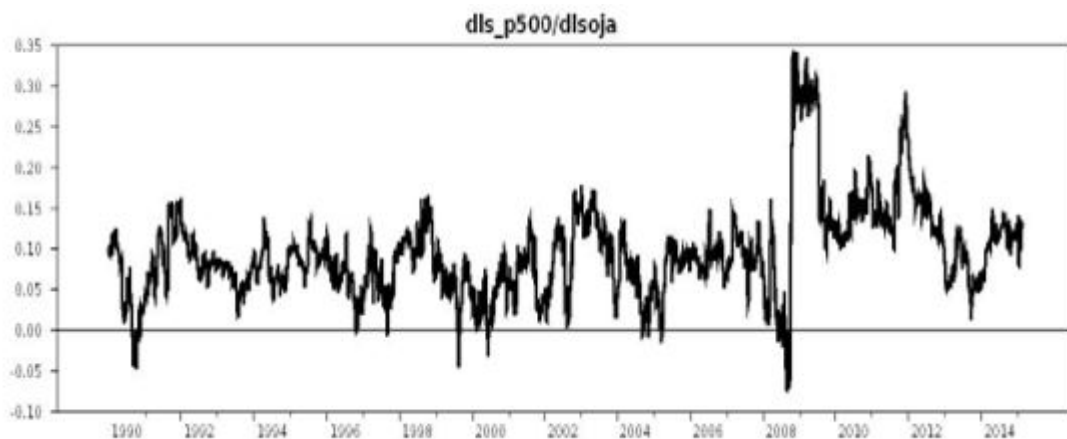


Figure 1.2 – Corrélations conditionnelles entre les rendements de l'indice S&P 500 et du soja

Les résultats montrent que la relation entre les marchés agricoles et les marchés financiers s'est amplifiée à partir des années 2000, comme en témoigne la structure des corrélations (tableau 1). En effet, on remarque un changement brutal des corrélations dynamiques entre l'indice boursier S&P et celui du prix des céréales (blé dur, blé tendre, maïs et soja) qui perdure jusqu'en 2012. Il est important de souligner que durant cette même période (2008-2012), marquée par la crise financière, les marchés céréaliers ont réagi d'une façon homogène suite aux chocs sur l'activité financière (voir figure 1). Ces résultats suggèrent l'apparition récente d'une relation de dépendance entre les marchés céréaliers et les marchés financiers, dépendance qui évolue dans le temps et qui est fortement volatile (Créti et al., 2013). Une potentielle contagion des chocs sur les marchés financiers vers l'économie agricole prend alors tout son sens. Les corrélations entre l'indice S&P 500 et le cacao ou le café ont depuis le début de l'échantillon varié dans un intervalle compris entre $-0,15$ et $+0,15$. Cependant nous observons dans les deux cas un pic des corrélations durant l'année 2008. Ces résultats vont dans le sens d'une financiarisation potentielle des denrées alimentaires, telle que soulignée par Singleton (2014).

La financiarisation et la spéculation qui en résulte ont été notées sur les marchés à terme des

⁷Les corrélations conditionnelles dynamiques entre les RSP et de ceux des autres matières premières non illustrées sont présentées en annexe

matières premières et la spéculation s'est également révélée plus élevée au cours de la crise (Shalini et Prasanna, 2016). Ceci indique le rôle croissant de la financiarisation dans l'explication de la dynamique de la volatilité des prix des produits agricoles. L'amplification de cette dynamique tend à accroître de plus en plus le risque sur les marchés agricoles et pourrait entraîner une inflation excessive affectant le cycle économique. Puisque les prix des produits agricoles sont tributaires de la situation qui sévit sur les marchés financiers et ne dépendent plus seulement de l'offre et de la demande, une politique visant à stabiliser les prix doit nécessairement tenir compte de ce fait. Cependant, les mutations résultant d'une financiarisation potentielle, croissante des produits agricoles sont-elles sans conséquences sur les liens entre les différents marchés agricoles ? Pour répondre à cette question, nous avons utilisé le même modèle afin d'analyser les corrélations conditionnelles dynamiques entre quelques marchés physiques des matières premières. Les figures 4 et 5 montrent la dynamique des corrélations entre les marchés des céréales, la figures 6 décrit l'évolution des relations entre les marchés des céréales et du pétrole et la figure 7 caractérise les relations entre les marchés céréaliers et du cacao. Les relations de corrélation entre les marchés des matières premières non illustrées sont disponibles en annexe.

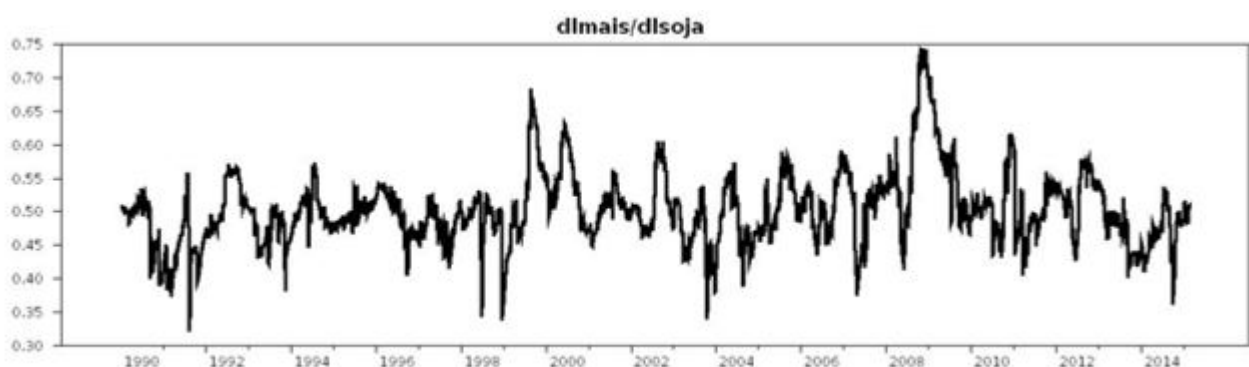


Figure 1.3 – Corrélations conditionnelles entre les rendements du maïs et du soja



Figure 1.4 – Corrélations conditionnelles entre les rendements le blé dur et le blé tendre

Les résultats des estimations montrent que les rendements des produits céréaliers sont corrélés. Toutefois, nous remarquons que cette corrélation a connu une augmentation brutale durant la crise financière de 2007-2008 (voir figures 4 et 5). Le coefficient de corrélation entre les rendements du blé dur et du blé tendre a atteint la valeur de 0,8 durant l'année 2008, suggérant l'existence d'un phénomène de co-mouvement entre ces deux marchés. Autrement dit, les fluctuations du prix du blé tendre dépendent, d'une part, des caractéristiques intrinsèques de ce marché et, d'autre part, des fluctuations des prix du blé dur. La même analyse peut être menée pour le marché du blé dur.

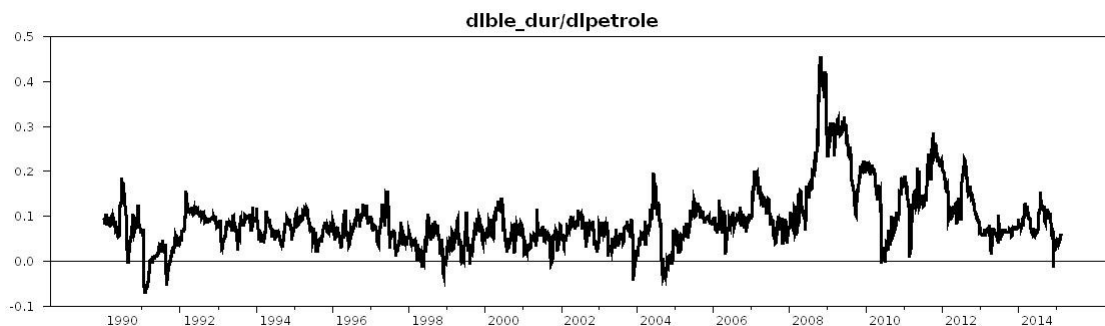


Figure 1.5 – Corrélations conditionnelles entre les rendements du blé dur et du pétrole

Concernant les interactions avec le marché du pétrole, nous constatons une amplification de la relation entre les rendements des céréales, mais celle-ci est plus accentuée pendant la crise financière. Ce résultat pourrait s'expliquer en partie par l'augmentation de la production de biocarburant à partir de 2006. Selon Reboredo (2012), la dépendance entre les marchés agricole et énergétique

est devenue importante depuis 2008 en réponse à la demande de biocarburants qui, à son tour, répond aux prix élevés du pétrole. Toutefois, le blé dur est peu utilisé dans ce processus de production et les corrélations entre les rendements de ces deux matières premières reviennent à leurs valeurs d'origines peu après la crise financière ; pour autant, la production de biocarburant n'a pas cessé d'augmenter. Par ailleurs, il ne faut pas négliger l'impact des fondamentaux du pétrole sur les prix des denrées, puisque le prix des pesticides et des fertilisants utilisés pour produire les produits agricoles sont fortement corrélés au prix du pétrole. Le même processus affecte les coûts de transport. Une explication complémentaire serait de prendre en compte le fait que les corrélations entre les rendements du prix du pétrole et ceux des céréales ne sont pas uniquement dues à des relations physiques, mais aussi à des relations financières. Le prix du pétrole a connu, durant la période 2007-2008, des valeurs extrêmes, il en est de même pour les prix des céréales. Un changement des interactions entre les marchés financiers de ces biens et les marchés physiques n'est donc pas négligeable, tel que l'indique Nazlioglu (2011).

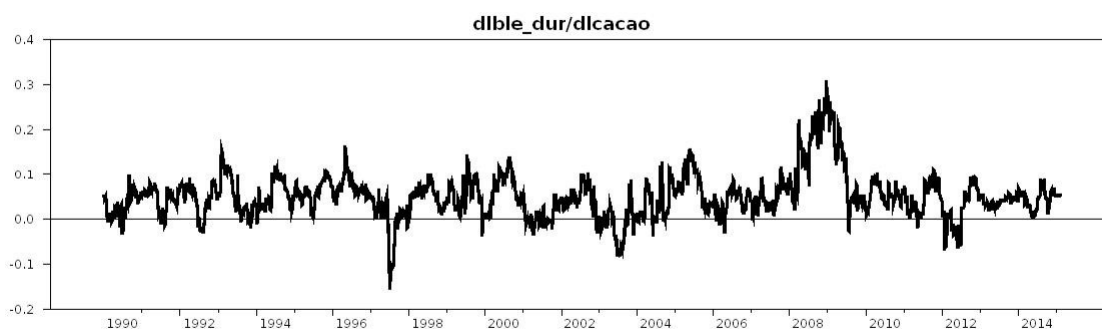


Figure 1.6 – Corrélations conditionnelles entre les rendements du blé dur et du cacao

L'aspect particulièrement étonnant de la financiarisation réside dans les valeurs accrues des corrélations entre les différents rendements des céréales et ceux du cacao durant la récente période de récession. Ces mécanismes de substitution entre des produits dont les marchés ne sont pas fortement intégrés, pourraient prendre tous leurs sens si l'on considère qu'il s'agit de produits financiers. Des biens pour lesquels les investisseurs ne comparent que les différences de rendement sur les marchés financiers et qui substituent alors une denrée alimentaire à une autre, non pas dans le but de consommer cette dernière, mais plutôt pour faire fructifier un portefeuille financier. Il

est donc nécessaire de s'interroger sur la manière dont les prix physiques des matières premières agricoles sont déterminés.

Par ailleurs, pour étudier le rôle des marchés financiers sur les hausses des prix des denrées alimentaires nous avons utilisé le test de causalité en variance de Cheung et Ng (1996). Le sens de causalité en variance entre les rendements des matières premières agricoles et l'indice boursier S&P 500 est un indicateur qui permet de capter l'influence de l'activité financière sur les marchés agricoles. Ce test vient compléter l'analyse des corrélations conditionnelles dynamiques entre les RMP et les RSP, étant donné qu'il nous permet d'identifier le sens de causalité de la volatilité entre deux variables. Il s'agit d'obtenir un résultat statique où une variable à la date t est partiellement conditionnée par une autre variable retardée. Le tableau 2 illustre les résultats du test de causalité en variance pour chaque série des matières premières avec l'indice boursier S&P 500.

Relation de corrélation	m_1	m_2	S_1	S_2
S&P 500 et Blé dur	5	12	9,473*	8,857
S&P 500 et blé tendre	5	7	9,857*	8,949
S&P 500 et maïs	13	7	22,736**	12,471
S&P 500 et soja	10	7	22,127***	8,789
S&P 500 et cacao	2	7	5,375*	6,258
S&P 500 et café	7	2	51,690***	7,009**
S&P 500 et pétrole	4	11	8,289*	22,198**

Notes : Seuils de signification : *** (1%), ** (5%), *(10%).

S_1 et S_2 sont les statistiques de test de Cheung et Ng (1996), où S_1 teste l'hypothèse nulle d'absence de causalité en variance de l'indice S&P 500 vers les matières premières et S_2 teste l'hypothèse nulle dans le sens inverse de causalité. Ces statistiques sont à comparer aux valeurs de la table du Chi-deux à m degrés de liberté. Les paramètres m_1 et m_2 * sont les retards maximums retenus, respectivement, pour les statistiques de test S_1 et S_2 .

Table 1.4 – Test de causalité en variance de Cheung et Ng (1996)

L'activité financière cause en variance toutes les matières premières étudiées. En revanche, le café et le pétrole sont les seuls produits qui causent en variance l'indice boursier S&P500. Ces résultats démontrent l'implication de la sphère financière sur les variations des prix des produits agricoles. Plus intéressant encore, le sens de causalité implique que l'information sur les marchés financiers influence la détermination des prix physiques des produits retenus dans notre échantillon, comme le soupçonnent Hernandez et Torero (2010). Les chocs sur les marchés financiers sont donc transmis à l'économie agricole réelle et peuvent participer à des situations de crises alimentaires de

grande ampleur. Le caractère original de notre travail réside sur l'emploi de ce test dans le cadre de l'étude de la financiarisation des denrées alimentaires, qui n'a auparavant pas été utilisé dans les articles académiques parus. Globalement l'exploitation des corrélations conditionnelles dynamiques entre les RMP et les RSP a permis de conclure qu'il existe bien une relation entre les marchés financiers et la dynamique des prix des denrées alimentaires et, plus particulièrement, durant la période de crise financière. De plus, le test de causalité en variance indique que la volatilité des prix des produits agricoles dépend de celle de l'activité financière. De ce fait, un changement de positions des acteurs financiers sur les marchés à terme de ces produits peut influencer potentiellement le prix *spot* des denrées alimentaires. Enfin, il est difficile d'établir le rôle des individus dans la financiarisation des denrées alimentaires relativement au peu d'informations publiques disponibles. Par conséquent, l'implication de la spéculation sur les prix réels des matières premières agricoles n'est pas identifiée dans ce travail de recherche.

Conclusion

Cet article s'intéresse à la financiarisation des denrées alimentaires et aux conséquences de ce phénomène, notamment ses implications sur l'évolution entre les marchés des matières premières. Pour ce faire, nous avons utilisé, d'une part, un modèle DCC-GARCH pour analyser la dynamique des corrélations conditionnelles et, d'autre part, le test de causalité en variance entre les marchés financiers et les matières premières agricoles afin de déterminer le sens de la causalité en variance entre ces marchés. Afin d'enrichir le débat actuel sur les transmissions potentielles de choc entre le secteur financier et agricole, nous avons conduit une analyse macro-économique et économétrique.

Les résultats de cette étude mettent en évidence une relation accrue entre l'activité financière et les rendements des produits agricoles à partir de la crise financière de 2007-2008. L'étude des dynamiques des corrélations conditionnelles entre l'indice S&P 500 et les rendements des produits agricoles a permis de conclure à un renforcement des transmissions de volatilité entre les marchés financiers et les marchés physiques agricoles, suite à la dernière crise financière. Concernant les liens entre les matières premières, les corrélations entre les marchés physiques des céréales ont toujours été importantes mais elles s'intensifient à partir de 2008. Cette étude révèle une consolidation des relations entre les prix des céréales et du pétrole à partir de 2008. Une autre manière d'étudier

la potentielle financiarisation des produits agricoles a été d'utiliser le test de causalité en variance de Cheung et NG (1996). Nous remarquons alors que l'indice S&P 500 cause en variance tous les rendements agricoles et ceux du pétrole. Ce résultat va dans le sens des conclusions obtenues avec la modélisation DCC-GARCH (1,1), à savoir, une plausible financiarisation des denrées alimentaires.

Cette étude a permis de combiner plusieurs techniques économétriques afin de contribuer au débat sur la financiarisation des denrées. Une investigation contenant un panel plus important de produits agricoles et d'indices boursiers permettrait une analyse plus approfondie de ce phénomène. De plus, un travail se focalisant sur le rôle de la spéculation et son identification sur les marchés agricoles compléterait notre analyse. Enfin, une étude des positions des agents économiques sur les marchés *futures* comportant un nombre d'agents désagrégés enrichirait grandement notre travail, mais en raison de la difficulté de l'obtention de ces données, celle-ci s'avère difficile à entreprendre.

Bibliographie du Chapitre 1

- Abbott, P. C., Hurt, C., Tyner, W. E., 2009. What's Driving Food Prices? March 2009 Update. Issue Reports.
- Baffes, J., Sep. 2007. Oil spills on other commodities. *Resources Policy* 32 (3), 126–134.
URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0301420707000542>
- Basak, S., Pavlova, A., Aug. 2016. A Model of Financialization of Commodities. *The Journal of Finance* 71 (4), 1511–1556.
URL <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/jofi.12408/abstract>
- Baumeister, C., Kilian, L., Oct. 2014. Do Oil Price Increases Cause Higher Food Prices? *Economic Policy* (80), 691–737.
- Bruno, V., Buyuksahin, B., Robe, M., 2013. The Financialization of Food? Staff Working Papers.
- Cheung, Y.-W., Ng, L. K., 1996. A causality-in-variance test and its application to financial market prices. *Journal of econometrics* 72 (1-2), 33–48.
- Creti, A., Joëts, M., Mignon, V., May 2013. On the links between stock and commodity markets' volatility. *Energy Economics* 37, 16–28.
- De Perthuis, C., Jouvet, P.-A., Trotignon, R., Simonet, G., Boutueil, V., 2011. Climate economics in progress 2011.
- Dickey, D. A., Fuller, W. A., Jun. 1979. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time

- Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association* 74 (366), 427–431.
URL <http://www.jstor.org/stable/2286348?origin=crossref>
- Engle, R., 2002. Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics* 20 (3), 339–350.
- Etienne, X. L., Irwin, S. H., Garcia, P., Apr. 2014. Bubbles in food commodity markets: Four decades of evidence. *Journal of International Money and Finance* 42, 129–155.
- Fattouh, B., Kilian, L., Mahadeva, L., 2013. The role of speculation in oil markets: What have we learned so far? *The Energy Journal*, 7–33.
- Granger, C. W., 1980. Testing for causality: a personal viewpoint. *Journal of Economic Dynamics and control* 2, 329–352.
- Haniotis, T., Baffes, J., 2010. Placing the 2006/08 commodity price boom into perspective. The World Bank.
- Hernandez, M., Torero, M., others, 2010. Examining the dynamic relationship between spot and future prices of agricultural commodities. Tech. rep.
URL <https://core.ac.uk/download/pdf/6270326.pdf>
- Irwin, S. H., Sanders, D. R., Merrin, R. P., 2009. Devil or angel? The role of speculation in the recent commodity price boom (and bust). *Journal of agricultural and applied economics* 41 (2), 377–391.
- Juvenal, L., Petrella, I., 2015. Speculation in the Oil Market. *Journal of Applied Econometrics* (4), 621–649.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., Shin, Y., Oct. 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics* 54 (1-3), 159–178.
URL <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/030440769290104Y>
- Ljung, G. M., Box, G. E., 1978. On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika* 65 (2), 297–303.

- Masters, M. W., 2008. Testimony before the committee on homeland security and governmental affairs. US Senate, Washington, May 20.
- OCDE, 2008. Rising food prices: causes and consequences. Tech. Rep. 40847088, OCDE.
- Phillips, P. C., Shi, S., Yu, J., 2014. Specification sensitivity in right-tailed unit root testing for explosive behaviour. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 76 (3), 315–333.
- Phillips, P. C. B., Perron, P., Jun. 1988. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika* 75 (2), 335–346.
URL <http://www.jstor.org/stable/2336182?origin=crossref>
- Pindyck, R. S., Rotemberg, J. J., 1990. The Excess Co-Movement of Commodity Prices. *The Economic Journal* (403), 1173–1189.
- Sanders, D. R., Irwin, S. H., Merrin, R. P., Mar. 2010. The Adequacy of Speculation in Agricultural Futures Markets: Too Much of a Good Thing? *Applied Economic Perspectives and Policy* 32 (1), 77–94.
URL <https://academic.oup.com/aep/article/32/1/77/8014>
- Shalini, V., Prasanna, K., 2016. Impact of the financial crisis on Indian commodity markets: Structural breaks and volatility dynamics. *Energy Economics* 53, 40–57.
- Silvennoinen, A., Thorp, S., 2013. Financialization, crisis and commodity correlation dynamics. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 24, 42–65.
URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1042443112001059>
- Singleton, K. J., Feb. 2014. Investor Flows and the 2008 Boom/Bust in Oil Prices. *Management Science* 60 (2), 300–318.
- Tang, K., Xiong, W., 2012. Index investment and the financialization of commodities. *Financial Analysts Journal* 68 (5), 54–74.
URL <http://www.cfapubs.org/doi/abs/10.2469/faj.v68.n6.5>
- Zilberman, D., Hochman, G., Rajagopal, D., Sexton, S., Timilsina, G., Jan. 2013. The Impact of Biofuels on Commodity Food Prices: Assessment of Findings. *American Journal of Agricultural*

Economics 95 (2), 275–281.

URL <https://academic.oup.com/ajae/article-lookup/doi/10.1093/ajae/aas037>

Zivot, E., Andrews, D. W. K., Jul. 1992. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics* 10 (3), 251–270.

URL <http://www.jstor.org/stable/1391541?origin=crossref>

Annexes

.1 Tests de stationnarité

t stats/Série	Dlble_dur	Dlble_tendre	Dlmais	Dlsoja	Dlcacao	Dlcafe	Dlpetrole	Dls_p500
ADF	-82.60	-51,06	-79,74	-81,86	-87,27	-87,27	-85,57	-85,86
PP	-82,64	-84,03	-79,74	81,97	-87,52	-81,37	-85,89	-86,48
Zivot et Andrews	-82,67	-49,05	-79,77	-36,33	-87,31	-45,96	-38,49	-38,83
KPSS	0,046	0,012	0,050	0,021	0,066	0,204	0,069	0,017

Dlble_dur : rendements du blé dur ; Dlble_tendre : rendements du ble_tendre ; Dlmais : rendements du maïs ; Dlsoja : rendements du soja ; Dlcacao : rendements du cacao ; Dlcafe : rendements du café ; Dlpetrole : rendements du pétrole ; Dls_p500 : rendements de l'indice S&P 500.

Table 5 – Résultats des tests de racine unitaire

.2 Corrélations dynamiques



Figure 7 – Corrélations conditionnelles entre les rendements du blé dur et du soja

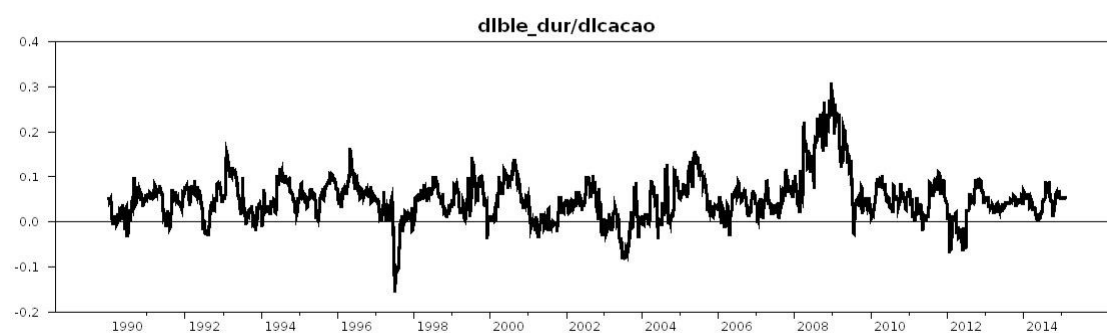


Figure 8 – Corrélations conditionnelles entre les rendements du blé dur et du cacao

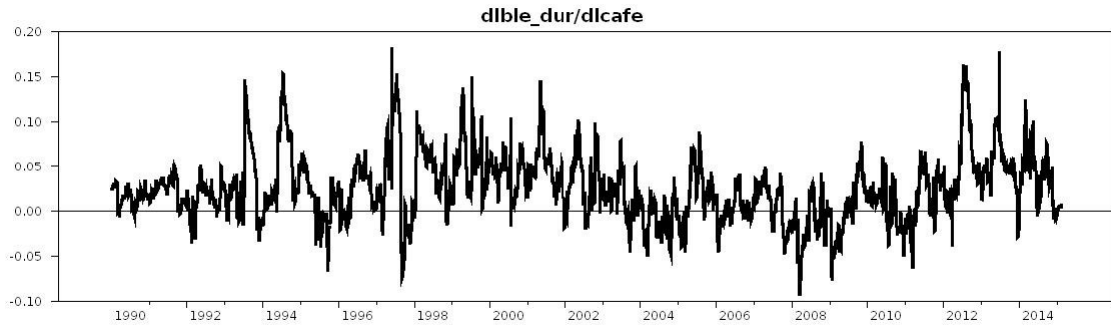


Figure 9 – Corrélations conditionnelles entre les rendements du blé dur et du café

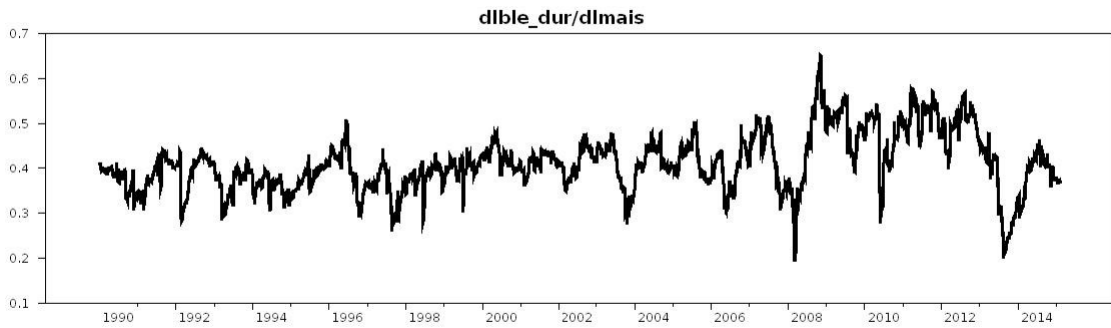


Figure 10 – Corrélations conditionnelles entre les rendements du blé dur et du maïs

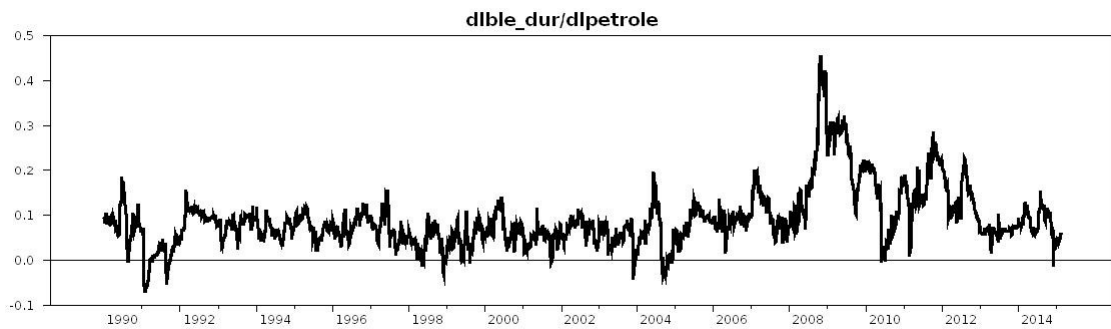


Figure 11 – Corrélations conditionnelles entre les rendements du blé dur et du pétrole

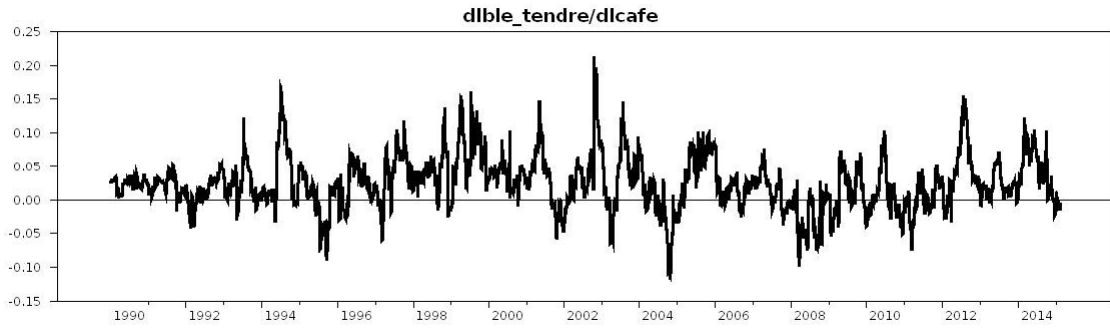


Figure 12 – Corrélations conditionnelles entre les rendements du blé tendre et du cacao

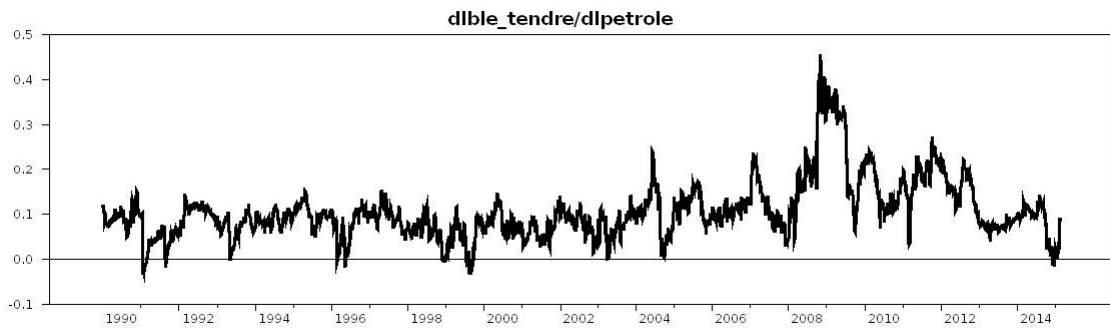


Figure 13 – Corrélations conditionnelles entre les rendements du blé tendre et du pétrole

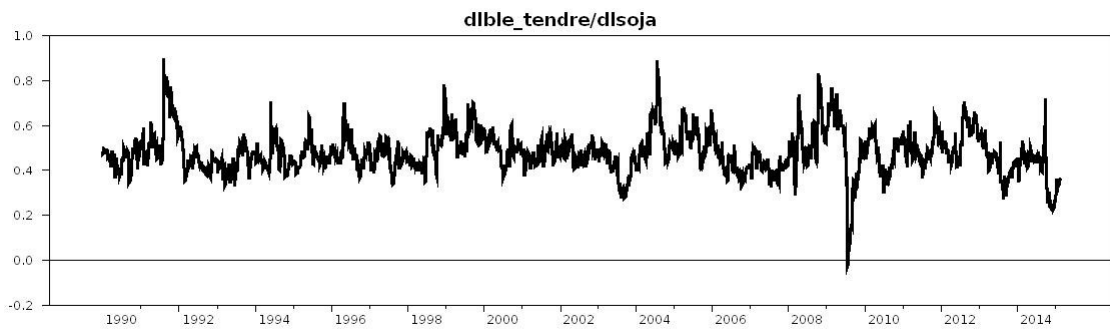


Figure 14 – Corrélations conditionnelles entre les rendements du blé tendre et du soja

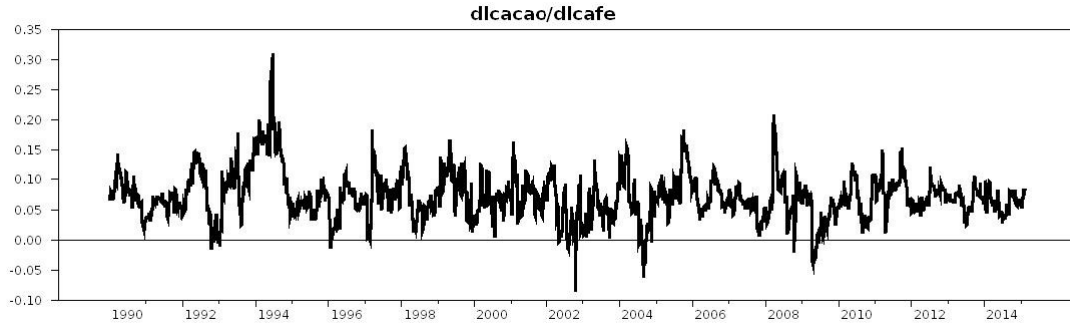


Figure 15 – Corrélations conditionnelles entre les rendements du cacao et du café

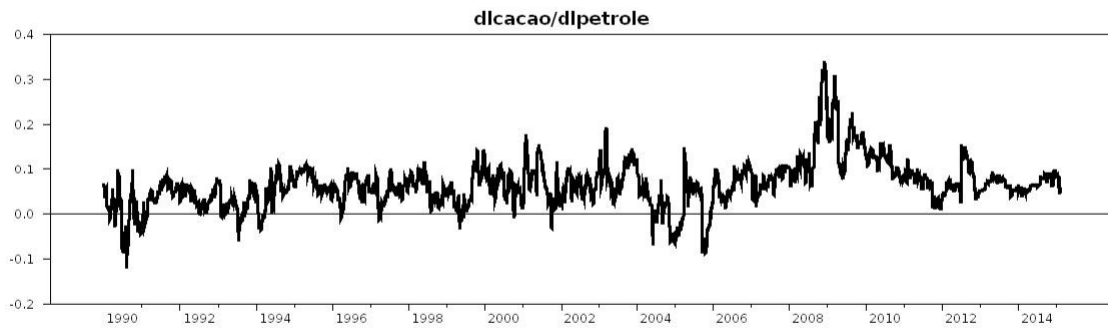


Figure 16 – Corrélations conditionnelles entre les rendements du cacao et du pétrole

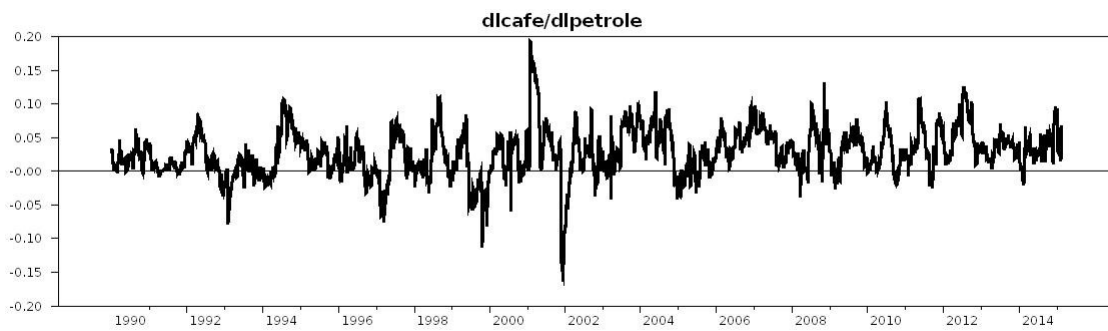


Figure 17 – Corrélations conditionnelles entre les rendements du café et du pétrole

Chapter 2

How Index Investment Impacts Commodities: a Story about the Financialization of Agricultural Commodities

Introduction¹

Since the early 2000s, agricultural prices have experienced significant increases with unprecedentedly high prices during the recent financial crisis period. The consequences of these increases may be dramatic for underdeveloped countries, whose populations devote a large part of their revenues to the consumption of agricultural commodities. During the 2007-2008 food crisis, which led to explosive agricultural prices, an increasing number of undernourished people was observed. Over the same period, inflows of institutional investors² rose in commodity markets. Their holdings rose from \$15 billion in 2003 to over \$200 billion in 2008, according to the US Commodity Futures Trading Commission (CFTC) staff report. For several policymakers and market observers, such as Masters (see, e.g., Masters, 2008), this new interest in commodity futures contracts among institutional investors is a key driver of the recent surge in commodity prices (Domanski and Heath, 2007; Singleton, 2014). After the equity market collapse in 2000, institutional investors traded either directly in agricultural futures contracts or through commodity indices such as the S&P Goldman Sachs Commodity Index³ (GSCI). Institutional investors trade on both stock and agricultural commodity markets to diversify their portfolios. They might link stock and commodity markets through their financial activity. This linkage shows one aspect of the financialization of agricultural markets.

A recent literature has emerged based on the above observations reflecting the potential implication of financial investors' behaviors in the relationship between stock and commodity markets, which may drive the dynamics of commodity prices (see, e.g., Büyüksahin et al., 2010, Creti et al., 2013, Silvennoinen and Thorp, 2013, Büyüksahin and Robe, 2014 and Adams and Glück, 2015 as a non exhaustive list of papers. However, only few studies have directly investigated the impact of commodity indices on the relationship between equity and agricultural markets (see, e.g., Tang and Xiong, 2012 and Singleton, 2014) and there is yet no consensus among scholars on this matter. Thus, this chapter aims to give key answer elements to the following questions: are the stock and

¹A first version of this chapter has been published as Aït-Youcef, 2019, How index investment impacts commodities: A story about the financialization of agricultural commodities, *Economic Modelling*, 80, 23-33.

²Institutional investors are institutions that manage and invest other people's funds, for example hedge funds, mutual funds and pension funds.

³The S&P Goldman Sachs Commodity Index is an index that comprises 24 commodities and encompasses several commodity markets: agricultural products, livestock products, energy commodities, industrial metal and precious metals.

agricultural markets linked? If a relationship exists, how does it evolve according to agricultural return dynamics and the commodity index?

To address these interrogations, we analyze linkages between stock and agricultural commodity markets with a nonlinear specification in line with Silvennoinen and Thorp (2013). More specifically, we use a non linear quantile specification to consider different potential linkages between equity and commodity markets. By doing that, we see how the latter change according to the agricultural returns distribution. As highlighted by Creti et al. (2013), this relationship may be different according to the degree of the business cycle. Hence, distinguishing mean and extreme movements of agricultural returns is beneficial to analyze a potential financialization effect. Our analysis, applying a nonlinear specification with the GSCI as the threshold variable, allows us to contribute to the literature by distinguishing the evolution of agricultural and equity markets according to the value of this index. The commodity index, which is a plausible channel for the financialization of commodities, is thus included in the specification. We use the Threshold AutoRegressive Quantile (TQAR) method, which is an econometric nonlinear method, that allow us to design the existence of different regimes depending on the quantile of the series. This specification is able to reveal the financialization of agricultural products, according to agricultural returns quantiles and the GSCI index value.

Based on the observation that investor flows occurred in commodity markets in the early 2000s, we focus on the 2004-2016 period. Our results show that when the GSCI is high, agents invest more in commodity markets and they influence those markets by investing through a commodity index. Since, this index does not merely reflect the macroeconomic conditions of agricultural products – as it includes several commodities – this might induce a deviation of prices from their fundamental prices. Indeed, investors may take positions in agricultural markets with respect to the value of the commodity index. In addition, in extreme quantiles (0.75 and 0.90), the S&P 500 coefficient is always significant conditionally to the higher index regime. This result suggests that extremely high values of agricultural products have a stronger linkage with the equity market when the GSCI is high. Thus, the GSCI index can be a powerful channel for the financialization of agricultural products. One remarkable finding is the absence of any relationship between oats (which are not included in the GSCI index) and the S&P 500 returns. Consequently, an agricultural commodity that is not included in the GSCI is barely or not at all linked with stock markets. This

result strengthens the interpretation that agricultural commodities are financialized through the commodity indices channel.

The remainder of this chapter is organized as follows. Section 2 presents a review of the literature on the financialization of commodities. Section 3 describes the econometric model framework, the data and their descriptive statistics. Section 4 presents the results and a discussion in light of these findings. Section 5 concludes.

2.1 Literature review

The Masters⁴ Testimony before the U.S Senate Committee on Homeland and Governmental Affairs (2008) led to renewed interest in the relation between financial markets and physical commodity prices. In 2008, Masters blamed financial investors' behavior for the recent surge in commodity prices. He argued that the significant increase in investor inflows into commodity futures markets was one of the main drivers of physical commodity price increases. As Masters reports, "You have asked the question: Are Institutional Investors contributing to food and energy price inflation? And my unequivocal answer is YES." In fact, we observe that there has been a rise in agricultural prices since 2004. Inflows of institutional investments in commodity futures consequently rose over the same period. Their holdings rose from \$15 billion in 2003 to over \$200 billion in 2008, according to the US Commodity Futures Trading Commission (CFTC) staff report (2008).

The role of financialization in the surge in commodity prices is discussed in the literature in different ways. Some authors distinguish macroeconomic shocks from financial shocks to identify the main driver of commodity price dynamics. For several authors (Abbott et al., 2009 , Fattouh et al., 2013), macroeconomic fundamentals (demand shocks and supply shocks) explain the increase in commodity price volatility. Using a Structural Vector AutoRegressive specification (SVAR), from 1995 to 2013, Bruno et al. (2017) show that macroeconomic fundamentals such as the surge in demand from emerging countries explain agricultural commodity price dynamics. Furthermore, their proxy of speculation is less important as a driver of agricultural prices since the Lehman Brothers collapse. Given those results, we use the Morgan Stanley emerging market index as a control variable in our regression. This index can be interpreted as a proxy of emerging economic

⁴Masters is a Managing member of Masters Capital Management, LLC

growth (Tang and Xiong, 2012). Hamilton (2009) focuses on the oil market using a theoretical framework. This author finds that increased demand from emerging countries, like China does not fully explain the price pressure observed in 2008. In his article, a combination of fundamentals and the inflows of investment into commodity futures contracts are both key elements of the oil shock of 2007-2008. In the same perspective, Juvenal and Petrella (2015), with a Dynamic Factor Model (DFM), from 1972 to 2009, show that global demand shocks are the main determinant of oil price fluctuations. These authors' results also highlight that speculative shocks are the second most important contributor to oil price dynamics, emphasising that the relationship between financial and commodity markets matters.

Another way to study the financialization of commodities is to look at investors' behaviors with regard to futures contracts. Tang and Xiong, 2012 analyze correlations of the normalized daily returns of non-energy commodities with normalized oil returns from January 1998 to July 2011. The authors distinguish index commodities from non-index commodities. Their analysis stresses that correlations between commodity returns started before the financial crisis and continued after this event. This result is corroborated by Singleton's (2014) findings. Singleton (2014) explains that significant investment inflows into commodity markets affect price dynamics. Furthermore, commodity index returns have higher correlations with oil returns than non-index commodity returns. This implies that index investments might have an incidence on the financialization of commodities. In the same perspective, by considering the impact of agents' heterogeneity on futures prices, volatility, spot prices and stocks, Basak and Pavlova (2016) distinguish institutional investors, such as hedge funds, mutual funds and pension funds, from other traders. Their multi-asset general equilibrium model with heterogeneous investors shows differences between a "benchmark economy" without institutional investors and an economy with the presence of institutions. The prices and the inventories of the commodity are higher with the presence of institutional investors. Indeed institutional investors impact commodity price dynamics by diversifying their portfolios. They also show that index commodity futures⁵ and inventories increase more than those of a non-index commodity. Thus, we investigate the relationship between the agricultural and financial markets according to a commodity index, as it is one possible channel for the financialization of commodities.

⁵ Basak and Pavlova (2016) make reference to futures that are included in a commodity index when they use the expression index commodity futures

Futures have an important information centralization function, as Cheng and Xiong (2014) emphasize. However, in an uncertain world, with informational frictions, standard intuitions do not hold concerning the way that macroeconomic determinants affect commodity prices (Socin and Xiong, 2015). Socin and Xiong (2015), using a theoretical framework, investigate how commodity demand reacts to informational feedback in spot and futures commodity prices. In this model, the price depends on global economic strength and informational frictions from either supply-side uncertainty or non-fundamental futures trading. The authors explain that during uncertainty, informational noise from futures can affect agents' expectations on fundamentals. These informational frictions affect the spot price of the commodity as well as the demand for the commodity. This causes us to think that the relationship between agricultural commodities and financial markets depends on the economic state and on informational frictions. This relation may differ in periods of financial crisis and of cyclical stability. Hence, distinguishing this relationship between the mean and extreme movements of agricultural prices is useful to analyze a potential financialization effect. The TQAR specification in that sense has some explanatory power, as it is a nonlinear quantile regression.

Other studies investigate positions taken by agents in commodity futures contracts and how their positions influence the commodity price dynamics. Futures have a risk transfer function, from hedger to financial investors (Keynes, 1930). Traditionally, hedgers take short positions and financial investors take long positions.⁶ However, since the recent financial crisis period, we observe that hedgers also take long positions. The risk transfer function is no longer fully efficient. Furthermore, since 2004, the inflows of investment in futures contracts have risen significantly, which may explain a part of the commodity price fluctuations. Fishe et al. (2014) analyze daily data for several agricultural futures and spread positions from June 2006 to March 2012. The authors find that the positions of managed money firms are positively correlated with price changes. Furthermore, financial traders may reduce their long positions during crises in order to lower risk absorption capacities (Singleton, 2014). Using the same approach, Cheng et al. (2015) investigate correlations between several commodity futures prices and positions of trader groups, according to changes in

⁶ “The future price adjusts to balance demand to sell the commodity in the future. Whenever a contract is opened, there is someone on each side. The person who agrees to buy the commodity is long, and the person who agrees to sell is short”, Black (1976)

the Chicago Board Options Exchange (CBOE) volatility index (VIX), from January 2000 to June 2011. Their results reveal that hedge funds take negative positions as the VIX increases. Thus, when markets are stressed, hedge funds change their investment portfolios by changing their positions on commodity markets. Hence, investors' behavior, and more precisely that of institutional investors, affects commodity markets. As a consequence, hedgers display positive positions. Thus a change in the VIX is associated with commodity futures price fluctuations.

Besides the above analyses, authors study the relationship between stock and commodity markets. Since 2004, the large inflows of financial investors in commodity futures have changed the structure of these markets. Financial investors take positions in both stock markets and commodity futures to diversify their investment portfolios. This behavior may link those markets and increase the scale of commodity return and stock return comovements. Gorton and Rouwenhorst (2006) constructed an index of commodity futures from July 1959 to December 2004. Their results reveal a negative correlation between the index of futures and the S&P 500. Creti et al. (2013) investigate how commodities are correlated and how they are linked to the S&P 500. Their study involves 25 commodity spot prices and covers the period from January 2001 to November 2011 with a Dynamic Conditional Correlation-Generalized AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity (DCC-GARCH) model. The authors' results bring to light the consolidation of commodity links with stock markets when financial markets are stressed. Furthermore, commodities' comovements with the S&P 500 are heterogeneous. Oil and corn returns are more correlated with the S&P 500 during financial crises than other commodities. Silvennoinen and Thorp (2013) corroborate the results of Creti et al. (2013) using a nonlinear specification. These authors use a Double Smooth Transition Conditional Correlation-GARCH (DSTCC-GARCH) on 24 commodity futures returns from May 1990 to July 2009. They establish that correlations between commodity futures and stock return volatility increased significantly, from 0 in the 1990s to 0.5 in the 2000s. Büyükkahin and Robe (2014) results from an Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model emphasize the driving force of hedge funds, which are active in both financial and commodity futures markets, on the reinforcement linkages of those markets. Recently, Adams and Glück (2015) studied risk spillovers from stock markets to commodity returns, using a Dependent Sensitivity Value at Risk (SDSVaR) model from September 1994 to September 2013. These authors' results underline that

the risk spillovers from S&P 500 to commodity futures cannot be fully explained by the financial crisis. Indeed, the spillover phenomenon continued after the financial crisis and until 2013. This investment style explains the persistence of spillover effects.

In line with this literature, we analyze the relationship between stock and agricultural commodity markets to study the financialization of agricultural markets. We use a quantile specification to consider the possible linkage between equity and commodity markets during extreme and mean values of agricultural commodities. Considering extreme movements is important since extreme low prices are problematic for producers, and extreme high prices severely affect underdeveloped countries whose populations devote a large part of their revenues to the consumption of agricultural commodities. Thus we analyze the relationship between agricultural and equity markets for each quantile. Moreover, this specification is nonlinear with the GSCI as the threshold variable. By doing so, we add to the literature as we distinguish the evolution of the relationship between agricultural and equity markets according to the GSCI index value. Therefore, the commodity index, which is a plausible channel for the financialization of commodities, is analyzed. To investigate these relationships, we will use an econometric nonlinear model, the Threshold AutoRegressive Quantile (TQAR) model, which is perfectly able to reveal financialization on agricultural returns according to quantiles and regimes.

2.2 Methodology and Data

In this section, the TQAR model and the data are presented. We focus more specifically on the agricultural series to highlight their price dynamics, and the importance of a study on the relationship between financial markets and agricultural commodities. We explain, in part, why the 2007/2008 agricultural price shock is different from past shocks.

2.2.1 *Econometric methodology*

This chapter aims to check whether financial mechanisms drive agricultural markets in the same proportion, according to high and low states of the GSCI returns, and for each quantile. With this in mind, the relationship between agricultural commodity returns and S&P 500 returns is studied conditionally to the state of the GSCI returns. A TQAR model is considered for several one-month agricultural commodity futures returns.

Following Galvao Jr et al. (2011)⁷ framework for specifying the TQAR model, let us consider the following threshold regression model with two regimes that are formulated in a random coefficient notation:

$$R_{i,t} = \begin{cases} \beta_{01}(\omega_t) + \beta_{02}(\omega_t)R_{S\&P_{t-1}} + \beta_{03}(\omega_t)R_{MSCI_{t-1}} + \beta_{04}(\omega_t)R_{i_{t-1}}, & GSCI_{t-1} \leq \gamma(\omega_t) \\ \beta_{11}(\omega_t) + \beta_{12}(\omega_t)R_{S\&P_{t-1}} + \beta_{13}(\omega_t)R_{MSCI_{t-1}} + \beta_{14}(\omega_t)R_{i_{t-1}}, & GSCI_{t-1} > \gamma(\omega_t) \end{cases} \quad (2.1)$$

Where $\{\omega_t\}$ is a sequence of *iid* standard uniform random variables with a distribution function of F, $R_{i,t}$ is the agricultural returns, $R_{S\&P_{t-1}}$ is the S&P500 lagged returns, $R_{MSCI_{t-1}}$ is the emerging market MSCI lagged returns, $R_{i_{t-1}}$ is the agricultural lagged returns, $GSCI_{t-1}$ is the GSCI lagged returns, β_j is the regression parameter, and γ is a threshold parameter. More details are given in the next section about the exogenous variables. If the right-hand side of equation (1) is monotone increasing in ω_t for each regime, the τ^{th} conditional quantile function of $R_{i,t}$ can be written as:

$$Q_{R_{i,t}}(\tau|R_{i,t-1}) \begin{cases} \beta_{01}(\tau) + \beta_{02}(\tau)R_{S\&P_{t-1}} + \beta_{03}(\tau)R_{MSCI_{t-1}} + \beta_{04}(\tau)R_{i_{t-1}}, & GSCI_{t-1} \leq \gamma(\tau) \\ \beta_{11}(\tau) + \beta_{12}(\tau)R_{S\&P_{t-1}} + \beta_{13}(\tau)R_{MSCI_{t-1}} + \beta_{14}(\tau)R_{i_{t-1}}, & GSCI_{t-1} > \gamma(\tau) \end{cases} \quad (2.2)$$

⁷Damette and Park (2015) framework is also followed and we thank them for their help with the econometric specification coding

Considering a nonlinear process, the conditional quantile function of $R_{i,t}$ with two possible regimes can be written as:

$$Q_{R_{i,t}}(\tau|\Psi_{t-1}) = h(\tau, \gamma(\tau)) \quad (2.3)$$

With Ψ_{t-1} representing the σ -field generated by $\{R_s, s \leq t-1\}$ and $h(.,.)$ is a piecewise linear process. For a known threshold parameter $\gamma_0 \equiv \gamma(\tau)$, the conditional quantile function of $R_{i,t}$ can be estimated by the following quantile regression estimation procedure:

$$\hat{\beta}_{\gamma_0}(\tau) = \underset{\beta}{\operatorname{argmin}} \sum_t^T \rho_t(R_{i,t} - x_t(\gamma_0)' \beta) \quad (2.4)$$

Where $\rho_t(\omega) = \omega(\tau - I(\omega < 0))$ is the function defined by Koenker and Bassett Jr (1978), and $x_t(\gamma(\cdot)) = x \otimes [I(q \leq \gamma(\cdot)), I(q > \gamma(\cdot))]$, \otimes is the Kronecker product, and $I(\cdot)$ is an indicator function. Galvao Jr et al. (2011) derive the asymptotic theory distribution when γ_0 is known, with some assumptions. Then, the estimators of the autoregressive model and the threshold parameter are obtained by the solution of the minimization problem and are consistent.

2.2.2 Data

The data used in this study are daily data and are collected in Datastream and Macrobond. Regarding agricultural commodities, the series are one-month futures prices from December 1995 to December 2016, including grains and softs traded on U.S markets. The grains sector contains corn, oat, soybean and wheat prices. All the grain prices are listed on the Chicago Board of Trade (CBOT) except the series of soft wheat prices, which is listed on the Kansas City Board of Trade (KCBT). The tropical sector contains cocoa, coffee and sugar prices. All the soft prices are listed on the New York Stock Exchange (NYSE). The coffee prices are Colombian and the cocoa prices come from the Ivory Coast.

Equity indices present daily changes in total stock price indices and the S&P 500 is the one we use, since we study commodity market trading at the US financial center and this is the most

popular equity index. To represent the rise in the growth of emerging countries, we use the MSCI Emerging Markets index. Emerging markets are seen as a major contributor to commodity price dynamics as they produce commodities and consume even more commodities.

2.2.3 *Descriptive statistics*

Figure 1 describes grain price dynamics since 1990. In the course of the year 1996, grain prices rose significantly. During this period climate conditions affected corn, soybean and wheat productions. Corn and soybean productions were affected by drought, while that of wheat was affected by a remarkably cold winter. To meet demand, producers used their stock and since the demand outstripped supply, prices rose. Thus the 1996 shock was the consequence of unusual climate conditions. However, the 2007/2008 shock was different to the 1996 shock. It occurred in the context of an upward price trend starting in 2004, which continued until 2012. The determinants of this upward trend were multiple, with the rise in demand from emerging countries, the rise in biofuel production and a potential financialization of commodities being some of the factors. This study attempts to identify whether or not financial markets contributed to this phenomenon, and through which channel.

Using a nonlinear model, we check the stationarity properties of the series as it is necessary to estimate a TQAR regression. We use an Augmented Dickey-Fuller (Dickey and Fuller, 1979) test and a Phillips-Perron (Phillips and Perron, 1988) test as well as a Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (Kwiatkowski et al., 1992) test and a Zivot-Andrews (Zivot and Andrews, 1992) test to consider potential breaks. The series are all integrated of order 1 according to all test results. Furthermore, the Zivot-Andrews test detects structural breaks even when we study returns. From this point on we will study agricultural and index returns. Table 1 reports some descriptive statistics for agricultural, GSCI and S&P 500 returns.⁸ Variances of agricultural returns are higher than those of the equity

⁸This chapter is based on an implicit assumption: the increase of inflows in commodity markets since 2004 is linked with investors' willingness to diversify their portfolio. Daskalaki and Skiadopoulos (2011) indicate that, from a theoretical point of view, the popularity of investing in commodities is due to small or negative correlations between stock and commodity returns, as they do not depend on the same fundamentals. The first criterion in the appeal of investing is then commodity returns. Knowing that it is relevant to focus on returns.

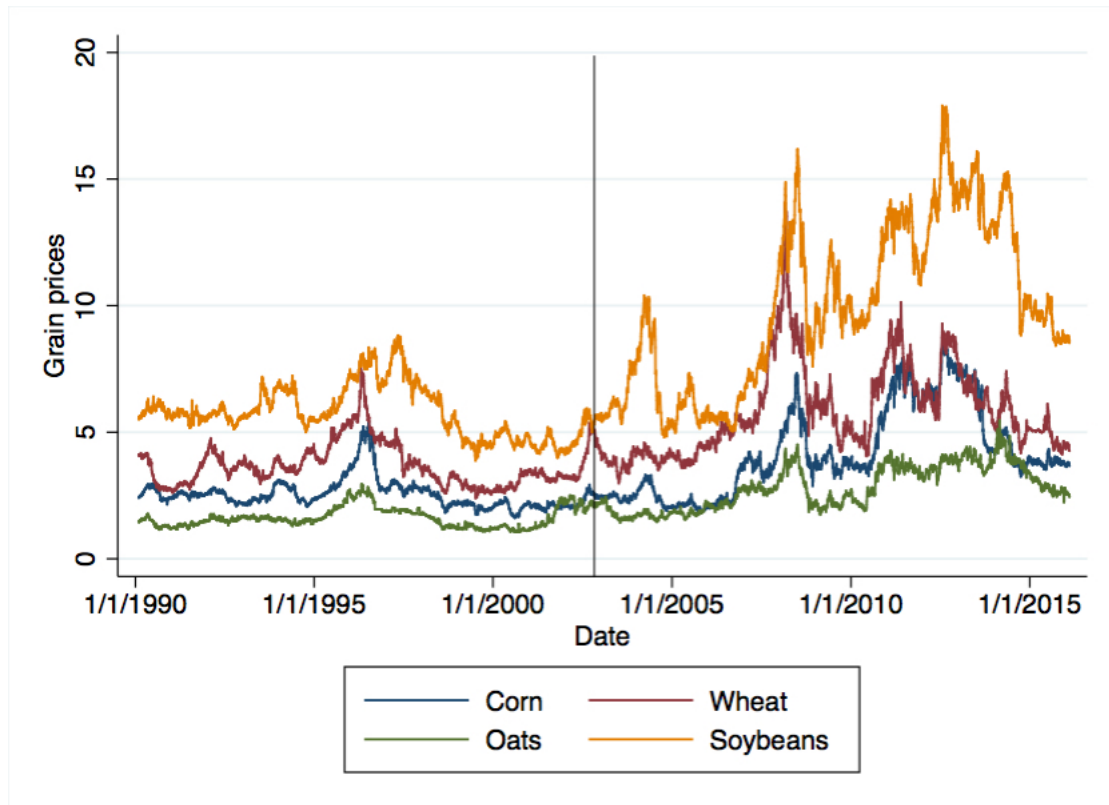


Figure 2.1 – grain logarithmic prices

index and denote the occurrence of extreme values. The coefficients of Skewness and Kurtosis indicate a non-normal distribution for all returns with a higher probability of extreme values. Indeed the Kurtosis coefficients are higher than three, suggesting thicker tails in the distribution than the normal distribution. In addition, Skewness coefficients are different from zero, showing asymmetric distributions. These descriptive statistics evoke a higher occurrence of extreme values than in one that follows a normal distribution. In addition, the relationship between financial assets and agricultural returns might change between quantiles as distributions are asymmetric. Furthermore, The Jarques-Bera (Jarque and Bera, 1980) statistics confirm the non-normality of the returns at the 5 % level. The occurrence of extreme values in returns and the asymmetric nature of distributions motivate the use of quantile regressions.

Table 2.1 – Summary statistics

	Mean	Min	Max	Var	Skewness	Kurtosis	JB	LB
grains group								
Corn	0.0001	-0.161	0.104	0.0003	-0.274	4.58	5806 (0.00)	52.98 (0.00)
Oats	0.0001	-0.234	0.237	0.0005	0.066	15.83	68255 (0.00)	79.54 (0.00)
Soybeans	0.0001	-0.132	0.073	0.0002	-0.570	4.65	6235 (0.00)	74.47 (0.00)
Wheat	0.0000	-0.186	0.188	0.0004	0.064	7.68	16092 (0.00)	161.29 (0.00)
softs group								
Cocoa	0.0001	-0.169	0.162	0.0003	-0.038	6.68	12157 (0.00)	65.51 (0.00)
Coffee	0.0001	-0.494	0.480	0.0006	0.014	82.87	1870960	84.62
Sugar	0.0000	-0.207	0.153	0.0004	-0.264	5.85	939 (0.00)	82.41 (0.00)
index								
GSCI	0.0000	-0.091	0.072	0.0002	-0.246	2.72	1765 (0.00)	60.27 (0.00)
S&P 500	0.0003	-0.095	0.120	0.0001	-0.239	8.555	20004 (0.00)	124.70 (0.00)

Note: Between parentheses: p-values. JB is the Jarque-Bera normality test. LB are the Ljung-Box statistics and correspond to a test of the null hypothesis of no autocorrelation with $r = 30$ on the returns.

2.3 Results and discussion

Based on the Basak and Pavlova (2016) theoretical framework, we econometrically analyze the financialization of agricultural commodities. These authors developed a multi-asset general equilibrium to disentangle the effect of institutional behaviors from fundamental effects on commodity futures prices. Comparing a “benchmark economy” without institutional investors to an economy containing heterogeneous investors (some of which are institutional investors), Basak and Pavlova

(2016) find a sizable effect of financialization through those investors. This effect is driven by institutional investors that seek to diversify their portfolio. In so doing, they link commodity and equity markets. In line with this framework, we investigate agricultural and equity index returns with the intuition of finding different links, depending on the state of the GSCI index.⁹ In order to diversify their investment portfolios, financial investors take positions in both markets: agricultural futures and equity markets. Therefore financial markets might impact agricultural prices. A variation in both stock and commodity indices can generate a variation in agricultural prices. In order to take into account the nonlinear relation, we consider a TQAR model¹⁰ which has the ability to represent two regimes (in our case) for each quantile.

The model specification is:

$$Q_{R_{i,t}}(\tau|\Psi_{t-1}) \begin{cases} \beta_{01}(\tau) + \beta_{02}(\tau)R_{S\&P_{t-1}} + \beta_{03}(\tau)R_{MSCI_{t-1}} + \beta_{04}(\tau)R_{i_{t-1}}, GSCI_{t-1} \leq \gamma(\tau) \\ \beta_{11}(\tau) + \beta_{12}(\tau)R_{S\&P_{t-1}} + \beta_{13}(\tau)R_{MSCI_{t-1}} + \beta_{14}(\tau)R_{i_{t-1}}, GSCI_{t-1} > \gamma(\tau) \end{cases} \quad (2.5)$$

where $R_{S\&P_{t-1}}$ is the S&P 500 lagged returns, $R_{MSCI_{t-1}}$ is the MSCI emerging markets lagged returns, $R_{i_{t-1}}$ is the lagged dependent variable and $GSCI_{t-1}$ is a commodity index. To detect the existence of a threshold effect, we use the supremum Wald test, like Galvao Jr et al. (2011), for each quantile. If we reject the null hypothesis of linearity, the TQAR specification is necessary. The Morgan Stanley emerging market (MSCI EM) equity index represents a proxy of the growth of emerging countries, in line with Tang and Xiong (2012). Indeed, the rise in demand from emerging countries strongly depends on the growth of their economy. That is why we use the MSCI to represent the emerging markets' influence on agricultural price dynamics. The S&P 500 coefficient

⁹Indeed other potential channels can be considered. Silvennoinen and Thorp (2013), take the VIX as the transmission channel to explain how the uncertainty in financial markets impacts the financialization of commodity markets. In this research work we have tried to use the VIX as the threshold variable and we did not find conclusive results. When using the Threshold Quantile Autoregressive (TQAR) regressions with the VIX as a threshold variable, the Sup Wald test rejected the non-linearity for almost all quantile regressions. Recently, Ordu et al. (2017) have considered the commodity index trader (CIT) positions to explain the increase in the correlations between agricultural commodities and equities. However, those data are only available since 2006, that is why we did not use it as we used data from December 1995 to December 2016.

¹⁰The main aim of this chapter is to try to explain how the financialization of agricultural commodities occurs. To do that, we have to identify a transmission channel between stock and commodity markets. As we had the intuition that commodity indices could be the transmission channel, and following preceding papers, we wanted to test this potential channel. If we had considered that we would not have observed variables that drive the non-linearity in the QAR model, like with the Markov-switching quantile autoregression model. We would have not been able to identify the transmission channel, which is the core of the chapter. Furthermore, coefficients of the Sup Wald Test demonstrate that the threshold variable (the Goldman Sachs Commodity Index) is a relevant transmission channel.

captures the relation between agricultural commodity markets and stock markets, as institutional investors can invest in both markets simultaneously to diversify their investment portfolios. They can transfer their inflows from one market to another to increase the value of their investment portfolio, or in the event of a financial crisis and a low yield of one of those markets. The threshold variable is the GSCI returns as this index incorporates agricultural commodities. The value of this index may attract institutional investors to commodity markets and, through this mechanism, agricultural and equity markets may be linked. Using the GSCI as a threshold variable allows us to study the channel of risk transmission from equity markets to agricultural returns via the investments based on the value of the commodity index. Another channel is agents investing directly in agricultural markets, but this can be more costly for investors since they have to take into account all the macroeconomic factors of each commodity.

Table 2 reports the quantile regression results for corn returns covering the whole sample. Table 4-9 in Appendix A reports the quantile regressions results for the other agricultural returns. Concerning the grain sector, the estimation does not exhibit a homogeneous relationship between the S&P 500 and grains returns. Indeed the nonlinear specification is not always retained, as the Wald test does not reject the null hypothesis of linearity. Concerning corn returns, the threshold effect is not detected for the median and the 0.75 quantile. Thus the GSCI returns seem not to influence the relationship between equity and agricultural returns. Institutional investors do not influence agricultural returns through the GSCI channel. In addition, when the threshold effect is detected, the β_{02} and the β_{12} coefficients are different for the same quantile and both of them change for each quantile. Thus the relation between S&P 500 and grains returns varies according to the quantiles. However, results are different for each grain return: we do not find similar coefficients in the S&P 500 returns for corn and soybeans, for instance. The S&P 500 coefficients for oats and corn returns are almost never significantly different from zero. Similar results are identified for soft returns. However, the negative sign of the S&P 500 returns coefficient coincides with the financialization of agricultural markets due to investors' activity, as highlighted by Tang and Xiong (2012). Indeed, the negative β_{02} and β_{12} coefficients reveal the investors' portfolio strategy. When stock indices are high, this indicates an economic strength. Thus, if there are only macroeconomics factors that affect agricultural prices, the relationship between stock index and agricultural returns

Table 2.2 – Estimation results of the TQAR model for corn returns

Quantile	Lower regime				Higher regime				Threshold	Wald-test
	β_{01}	β_{02}	β_{03}	β_{04}	β_{11}	β_{12}	β_{13}	β_{14}		
0.10	-0.0192*** (0.0005)	-0.0577 (0.0389)	0.1251*** (0.0339)	0.0504** (0.0252)	-0.0101** (0.0052)	0.4356 (0.05367)	-0.2449 (0.2125)	-0.8825*** (0.2937)	-0.0321***	0.000
0.25	-0.0094*** (0.0002)	-0.0389 (0.0338)	0.0849*** (0.0202)	0.0335** (0.0174)	-0.0059*** (0.0016)	-0.0964 (0.1520)	-0.0227 (0.1277)	-0.1908* (0.1006)	0.0221**	0.045
0.50	-0.0001 (0.0002)	-0.0292 (0.0213)	0.0456** (0.0189)	0.0175 (0.0137)	0.0344 (0.0241)	-0.4891 (0.6079)	-0.5365 (0.6524)	-0.7165 (0.7277)	-0.0471	0.126
0.75	0.0097*** (0.0003)	-0.0708* (0.0370)	0.0599*** (0.0207)	0.0529* (0.0307)	0.0272 (0.0287)	-0.4398 (0.6940)	-0.5636 (0.8221)	0.3215 (0.9008)	0.0471	0.389
0.90	0.0411*** (0.0092)	0.0093 (0.2963)	0.0187 (0.2244)	0.2829 (0.2365)	0.0194*** (0.0004)	-0.0642 (0.0513)	0.0820** (0.0401)	0.0677*** (0.0273)	-0.0346**	0.053

Note: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, standard error is provided in parentheses. The values in the column of the Wald-test are P-value.

should be positive. Consequently the negative relation between those markets indicates a financial effect on agricultural markets due to investors' portfolio strategy.

Additionally, several authors explain that financialization began in the early 2000s, when the stock markets collapsed with commodities providing a safe investment for investors. As an illustration of this phenomenon, Figure 2 shows the increase in the volume of transactions in the corn futures market. More precisely, Tang and Xiong (2012), Singleton (2014) and other authors highlight that institutional investors started to invest in commodity markets in 2004. In so doing, they might have linked these markets. To study a potential change in the relationship between equity and agricultural markets across time, a test of multiple breaks (Bai-Perron, 1998) and the CUSUM of squares residuals (Brown et al., 1975) are used. We find, for all agricultural returns, breaks since the early 2000s, in accordance with a change of style of investment for institutional investors (Adams and Glück, 2015). Indeed, commodity investments became an investment style for stock investors. In light of those previous results, we investigate the 2004-2016 period. Table 3 reports the quantile regression results for corn returns covering the 2004-2016 sub-sample period. Table 10-16 in Appendix B reports the quantile regression results for the other agricultural returns. The coefficients of the S&P 500 returns are many times more significant than in the total sample, in line with a reinforcement linkage between financial and agricultural markets since the early 2000s. Concerning grains, β_{02} and β_{12} are different for low and high quantiles as well as at the median. In

low quantiles, the S&P 500 coefficients are significant and are most of the time greater in the higher regime. However, when the GSCI is high (higher regime), the S&P 500 coefficient (β_{12}) is greater, so what can attract inflows in grains might be a high commodity index which does not reflect only macroeconomic conditions grains. This result highlights inflows into agricultural markets even if their returns are low. Furthermore, when β_{02} and the β_{12} are simultaneously significant for one quantile, the β_{12} is higher than the coefficient in the lower regime. Therefore, when the GSCI is high, investors inflows increase in commodity markets and they influence agricultural markets. In addition, in extreme quantiles (0.75 and 0.90), the S&P 500 coefficient (β_{12}) is always significant, conditionally to the higher regime. This result suggests that extreme high values of grains are more closely linked with equity indices when the GSCI is high. In that sense, the GSCI returns can be a strong channel for the financialization of grains. Thus, high extreme returns are more closely linked to the S&P 500, denoting a potential involvement of investors in those values. Indeed, high extreme returns of grains occurred during the recent financial crisis period, when the stock markets collapsed. As a consequence, investors might have increased their long positions in commodity markets to offset their loss in stock markets. A remarkable finding is the absence of a relationship between oats and the S&P 500 returns. Indeed, the S&P 500 coefficient is only significant in the 0.10 quantile, conditionally to the lower regime. We can explain this result by the absence of oats in the composition of the GSCI index. Thus an agricultural commodity that is not included in the GSCI is barely or not affected by stock markets. This finding strengthens the interpretation of a financialization of agricultural commodities through the commodity indices channel. Furthermore, extreme movements of agricultural returns are more connected with the equity index. This result suggests that financial markets have a greater influence on agricultural product dynamics during extreme movements. Moreover, high extreme movements mainly occurred during the recent financial crisis period. This finding highlights a stronger relation between financial and agricultural markets when financial markets are stressed. As highlighted by Joëts (2015), noise traders emerge more often during times of uncertainty than occur during financial crises. Therefore, financial investors might have linked stock and agricultural markets through two possible channels. First, they might have linked them by diversifying their portfolios. Second, they might behave more frequently as noise traders during uncertain periods, making them take positions in agricultural markets by considering past returns and without taking into account agricultural fundamentals. Those behaviors

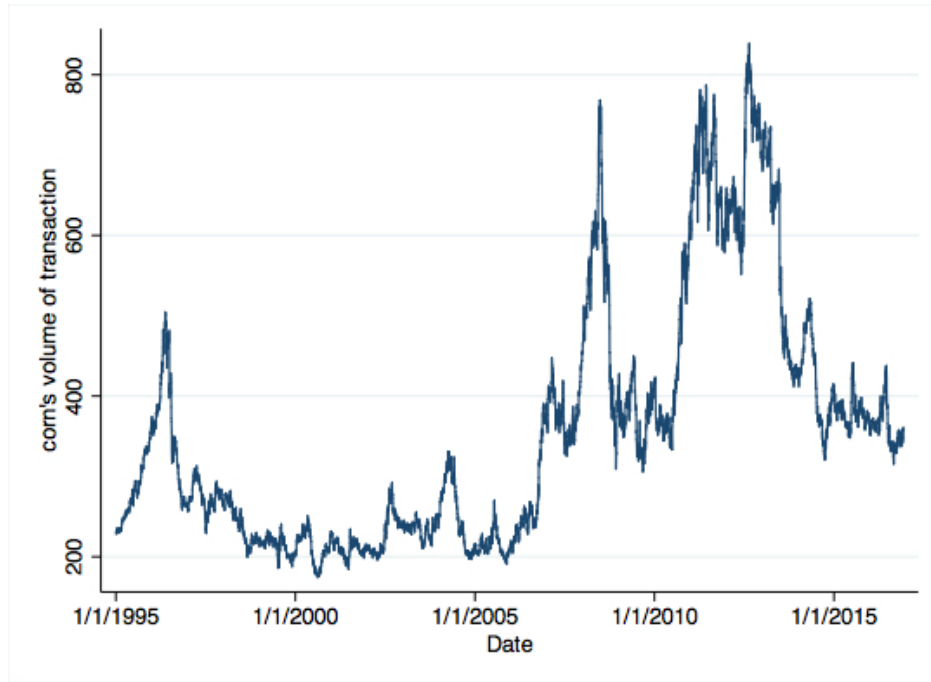


Figure 2.2 – Volume of corn transactions

can make agricultural prices deviate from their fundamentals.

These results are in line with findings on the financialization of commodities. Additionally, the TQAR specification serves to distinguish the relationship between the S&P 500 returns and the agricultural returns for several quantiles, conditionally to the GSCI returns level. Our results bring to light several relations between the S&P 500 and agricultural returns according to quantiles and regimes. Since 2004, the S&P 500 and agricultural returns have been far more closely linked than in the total sample, as β_{02} and β_{12} are many times more significant than in the total sample. The literature on the financialization of commodities has attempted in part to examine whether or not financial activity influenced extreme high prices during the 2007-2008 period. Our results seem to corroborate the implication of financial activity in extreme high prices, as during the recent financial crisis. Besides, even in the lower regime, we find negative relations between the S&P 500 returns and the agricultural returns, corroborating the analyses by Adams and Glück (2015), who explain that commodity investments have become an investment style for stock investors. In addition we use the GSCI index returns as the threshold variable, allowing us to distinguish between channels of financial influence. We find a higher relationship between the S&P 500 and agricultural

Table 2.3 – Estimation results of the TQAR model for corn returns for the subsample 2004 to 2016

Quantile	Lower regime				Higher regime				Threshold	Wald-test
	β_{01}	β_{02}	β_{03}	β_{04}	β_{11}	β_{12}	β_{13}	β_{14}		
0.10	-0.0214*** (0.0005)	-0.1495** (0.0674)	0.2120*** (0.0564)	0.0270 (0.0302)	-0.0099* (0.0060)	0.4270 (0.6523)	-0.2433 (0.2281)	-0.8873*** (0.3601)	0.0321***	0.001
0.25	-0.0106*** (0.0004)	-0.0526 (0.0511)	0.1557*** (0.0441)	0.0410* (0.0232)	-0.0069*** (0.0024)	-0.2611* (0.1572)	-0.0327 (0.1364)	-0.1778 (0.1021)	0.0221***	0.010
0.50	0.0002 (0.0004)	-0.0538 (0.0507)	0.1520*** (0.0335)	0.0237 (0.0252)	0.0004 (0.0010)	-0.0760 (0.0614)	0.0430 (0.0560)	-0.0766 (0.0498)	0.0121**	0.017
0.75	0.0116*** (0.0004)	-0.0856** (0.0397)	0.1282*** (0.0287)	0.0712*** (0.0266)	0.0095*** (0.0018)	-0.2123* (0.1109)	0.0664 (0.0973)	-0.0042 (0.1028)	0.0171***	0.008
0.90	0.0446*** (0.0099)	0.0273 (0.2662)	0.0969 (0.2092)	0.3207** (0.2499)	0.0212*** (0.0007)	-0.1473* (0.0821)	0.1767*** (0.0635)	0.0637 (0.0462)	-0.0346**	0.018

Note: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, standard error is provided in parentheses. The values in the column of the Wald-test are P-value.

returns in the higher regime, which leads to a deeper relationship between stock and agricultural markets through commodity indices. To analyze these results, we assume that the relationship between the S&P 500 and agricultural products reflects an impact of the S&P 500 on agricultural price dynamics. This hypothesis comes from previous papers such as Adams and Glück (2015), Cheng et al. (2015), and Juvenal and Petrella (2015), among others. Adams and Glück (2015) show that there are spillovers from the S&P 500 to commodity futures. Thus our assumption seems to be plausible. The influence of the S&P 500 on agricultural products might be induced by investors' behavior. Institutional investors link these markets by diversifying their portfolios (Basak and Pavlova, 2016). When the S&P 500 is low, as during the financial crisis, they increase their inflows in agricultural markets through commodity indices such as the GSCI. In so doing, they drive up agricultural prices. Conditionally to our results and interpretation, it makes sense to advise the policymaker to consider fluctuations in agricultural financial markets when formulating agricultural policy. Indeed, if these fluctuations are caused by investors' behaviors, making their investment decision not only on agricultural fundamentals but also according to a commodity index, agricultural policymakers should take the financialization of agricultural commodities into account. To do so, a possibility is to regulate inflows from stock markets to commodity markets. However, the presence of institutional investors in commodity markets introduces a risk-sharing benefit for producers. For this reason, it is important not to over-interpret our results.

Conclusion

Identifying the channel for the financialization of agricultural commodities is essential to understand the dynamics of agricultural prices. Consistent with Tang and Xiong (2012) and Basak and Pavlova (2016), our findings highlight that trading by commodity index investors may act as a channel for equity and agricultural commodity markets integration. In so doing, it causes a process of financialization of agricultural markets.

In an original approach, we estimate equity and agricultural linkages in comparison with earlier studies. First we use an extended sample that covers several agricultural price shocks: the 1995 rise in prices, the 2006-2008 and 2011 periods of booms in commodity prices, as well as the recent dynamic of prices. Second, we econometrically include a channel for equity and agricultural market integration by introducing the GSCI index as the threshold variable in our nonlinear specification. Indeed, using a TQAR specification, we study the relationship between the equity and agricultural commodity markets, conditionally to agricultural returns and the state of the GSCI index. This study highlights a reinforcement of the integration between agricultural commodities and equity indices when agricultural returns are remarkably extreme, as in the recent financial crisis period. In addition, the relationship between agricultural futures dynamics and equity in the 1995-2016 period does not frequently exhibit a process of financialization. Nevertheless, it does in the 2004-2016 sub-sample, which might reflect an investment *style* for stock investors, as highlighted by Adams and Glück (2015).

Public debate on the financialization of commodities and measures to regulate prices intensified after several booms in commodity prices. To give precise recommendations to policymakers about the effect of the financialization of commodities, it is important to evaluate the consequences of commodity indices for society. Future research should therefore concentrate on the investigation of the disentanglement of the social welfare cost for each group of economic agents. Thus, further studies could usefully, for the period we have focused on, explore how the financialization of agricultural commodities impacts the evolution of poverty in developing countries.

Bibliography of Chapter 2

- Abbott, P. C., Hurt, C., Tyner, W. E., 2009. What's Driving Food Prices? March 2009 Update. Issue Reports.
- Adams, Z., Glück, T., 2015. Financialization in commodity markets: A passing trend or the new normal? *Journal of Banking & Finance* 60, 93–111.
- Basak, S., Pavlova, A., Aug. 2016. A Model of Financialization of Commodities. *The Journal of Finance* 71 (4), 1511–1556.
- Black, F., Jan. 1976. The pricing of commodity contracts. *Journal of Financial Economics* 3 (1), 167–179.
- Brown, R. L., Durbin, J., Evans, J. M., 1975. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)* 37 (2), 149–192.
- Bruno, V. G., Büyüksahin, B., Robe, M. A., 2017. The Financialization of Food? *American Journal of Agricultural Economics* 99, 243–264.
- Büyüksahin, B., Robe, M. A., Apr. 2014. Speculators, commodities and cross-market linkages. *Journal of International Money and Finance* 42, 38–70.
- Büyüksahin, B., Haigh, M. S., Robe, M. A., 2010. Commodities and equities: Ever a "Market of One"? *The Journal of Alternative Investments* 12 (3), 76–96.

- Cheng, I.-H., Kirilenko, A., Xiong, W., Aug. 2015. Convective Risk Flows in Commodity Futures Markets. *Review of Finance* 19 (5), 1733–1781.
- Cheng, I.-H., Xiong, W., 2014. Financialization of Commodity Markets. *Annual Review of Financial Economics* 6 (3), 419–441.
- Creti, A., Joëts, M., Mignon, V., May 2013. On the links between stock and commodity markets' volatility. *Energy Economics* 37, 16–28.
- Damette, O., Park, B.-J., Nov. 2015. Tobin Tax and Volatility: A Threshold Quantile Autoregressive Regression Framework: Tobin Tax and Volatility. *Review of International Economics* 23 (5), 996–1022.
- Daskalaki, C., Skiadopoulos, G., Feb. 2011. Should investors include commodities in their portfolios after all? New evidence. *Journal of Banking and Finance* 35 (10), 2606–2626.
- Dickey, D. A., Fuller, W. A., Jun. 1979. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association* 74 (366), 427–431.
- Domanski, D., Heath, A., Mar. 2007. Financial Investors and Commodity Markets. SSRN Scholarly Paper ID 1600058, Social Science Research Network, Rochester, NY.
- Fattouh, B., Kilian, L., Mahadeva, L., 2013. The role of speculation in oil markets: what have we learned so far? *The Energy Journal* (3), 7–33.
- Fishe, R. P. H., Janzen, J. P., Smith, A., Mar. 2014. Hedging and Speculative Trading in Agricultural Futures Markets. *American Journal of Agricultural Economics* 96 (2), 542–556.
- Galvao Jr, A. F., Montes-Rojas, G., Olmo, J., 2011. Threshold quantile autoregressive models. *Journal of Time Series Analysis* 32 (3), 253–267.
- Gorton, G., Rouwenhorst, K. G., 2006. Facts and fantasies about commodity futures. *Financial Analysts Journal* 62 (2), 47–68.
- Hamilton, J. D., 2009. Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007–08. *Brookings Papers on Economic Activity*, 215.

- Jarque, C. M., Bera, A. K., Jan. 1980. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters* 6 (3), 255–259.
- Joëts, M., Nov. 2015. Heterogeneous beliefs, regret, and uncertainty: The role of speculation in energy price dynamics. *European Journal of Operational Research* 247 (1), 204–215.
- Juvenal, L., Petrella, I., 2015. Speculation in the Oil Market. *Journal of Applied Econometrics* (4), 621–649.
- Keynes, J. M., 1930. A treatise on money. JSTOR.
- Koenker, R., Bassett Jr, G., 1978. Regression quantiles. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 33–50.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., Shin, Y., Oct. 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics* 54 (1-3), 159–178.
- Masters, M. W., 2008. Testimony before the committee on homeland security and governmental affairs. US Senate, Washington, May 20.
- Ordu, B. M., Oran, A., Soytaş, U., Jun. 2017. Is food financialized? Yes, but only when liquidity is abundant. *Journal of Banking and Finance* 95 (C), 82–96.
- Phillips, P. C. B., Perron, P., Jun. 1988. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika* 75 (2), 335–346.
- Silvennoinen, A., Thorp, S., 2013. Financialization, crisis and commodity correlation dynamics. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 24, 42–65.
- Singleton, K. J., Feb. 2014. Investor Flows and the 2008 Boom/Bust in Oil Prices. *Management Science* 60 (2), 300–318.
- Sockin, M., Xiong, W., 2015. Informational frictions and commodity markets. *The Journal of Finance* 70 (5), 2063–2098.
- Tang, K., Xiong, W., 2012. Index investment and the financialization of commodities. *Financial Analysts Journal* 68 (5), 54–74.

Zivot, E., Andrews, D. W. K., Jul. 1992. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics* 10 (3), 251–270.

Appendix of Chapter 2

Appendix A

Table 4 – Estimation results of the TQAR model for soybean returns

Quantile	Lower regime				Higher regime				Threshold	Wald-test
	β_{01}	β_{02}	β_{03}	β_{04}	β_{11}	β_{12}	β_{13}	β_{14}		
0.10	-0.0187*** (0.0007)	-0.1695*** (0.0663)	0.1758*** (0.0554)	-0.0167 (0.0278)	-0.0155*** (0.0005)	0.0117 (0.0555)	0.0393 (0.0397)	-0.0592*** (0.0184)	-0.0029***	0.000
0.25	-0.0071*** (0.0029)	-0.1176 (0.0800)	0.2180** (0.1110)	0.0114 (0.0114)	-0.0078*** (0.0002)	-0.0312 (0.0800)	0.0431** (0.0210)	0.0009 (0.0086)	-0.0296	0.657
0.50	0.0024 (0.0033)	-0.1782* (0.0941)	0.2787*** (0.0745)	0.0305 (0.0484)	0.0007*** (0.0002)	-0.0338 (0.0235)	0.0535*** (0.0162)	-0.0033 (0.0089)	-0.0313**	0.021
0.75	-0.0065 (0.0182)	-0.2654 (0.2072)	0.2963*** (0.1122)	-0.1463 (0.2056)	0.0088*** (0.0002)	-0.0638** (0.0263)	0.0519*** (0.0132)	-0.0046 (0.0080)	-0.04967***	0.005
0.90	0.0135*** (0.0016)	-0.0566 (0.1047)	-0.1455 (0.1128)	-0.1302*** (0.0501)	0.0175*** (0.0004)	-0.1235*** (0.0374)	0.1068*** (0.0313)	-0.0018 (0.0206)	-0.0180**	0.039

Note: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, standard error is provided in parentheses. The values in the column of the Wald-test are P-value.

Table 5 – Estimation results of the TQAR model for wheat returns

Quantile	Lower regime				Higher regime				Threshold	Wald-test
	β_{01}	β_{02}	β_{03}	β_{04}	β_{11}	β_{12}	β_{13}	β_{14}		
0.10	-0.0218*** (0.0005)	-0.0485 (0.0557)	0.1014** (0.0428)	0.0258 (0.0227)	-0.0174*** (0.0015)	-0.1705 (0.1684)	0.0323 (0.0989)	-0.2130*** (0.0857)	0.0204***	0.001
0.25	-0.0118*** (0.0003)	-0.0754** (0.0336)	0.1060*** (0.0246)	0.0307* (0.0183)	-0.0155 (0.0015)	-0.2777*** (0.1055)	-0.0155 (0.0862)	-0.1207** (0.0522)	0.0204***	0.008
0.50	-0.0002 (0.0002)	-0.0660*** (0.0268)	0.0718*** (0.0232)	0.0031 (0.0178)	-0.0041 (0.0042)	-0.2668 (0.3641)	0.0051 (0.1815)	-0.2225 (0.1627)	0.0354***	0.008
0.75	0.0112*** (0.0003)	-0.0471 (0.0350)	0.0398 (0.0273)	-0.0041 (0.0199)	0.0225 (0.2312)	-0.4200 (0.2274)	0.8561 (0.3434)	0.2557 (0.1131)	0.0588	0.503
0.90	0.0229*** (0.0092)	0.0536 (0.2963)	0.0268 (0.2244)	-0.0417 (0.2365)	0.0234*** (0.0004)	-0.5651*** (0.0513)	0.2256 (0.0401)	-0.0859 (0.0273)	0.0271	0.105

Note: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, standard error is provided in parentheses. The values in the column of the Wald-test are P-value.

Table 6 – Estimation results of the TQAR model for oats returns

Quantile	Lower regime				Higher regime				Threshold	Wald-test
	β_{01}	β_{02}	β_{03}	β_{04}	β_{11}	β_{12}	β_{13}	β_{14}		
0.10	-0.0232*** (0.0006)	-0.0723 (0.0538)	0.1297*** (0.0417)	0.1026*** (0.0231)	-0.0299*** (0.0069)	0.5626 (0.5228)	-0.5282 (0.3539)	-0.5427* (0.2878)	0.0321**	0.016
0.25	-0.0104*** (0.0003)	-0.0482 (0.0354)	0.0614** (0.0318)	0.0722*** (0.0220)	-0.0109* (0.0063)	-0.1942 (0.4733)	-0.6310* (0.3633)	0.0309 (0.2329)	0.0354**	0.017
0.50	0.0004* (0.0002)	-0.0217 (0.0238)	0.0204 (0.0156)	0.0462*** (0.0186)	-0.0012 (0.0066)	-0.4905* (0.2884)	-0.2204 (0.3082)	-0.0936 (0.2301)	0.0354**	0.034
0.75	0.0110*** (0.0003)	-0.0325 (0.0301)	0.0473** (0.0214)	0.00581*** (0.0140)	0.0188*** (0.0018)	-0.1344 (0.1344)	-0.2645* (0.1503)	-0.0496 (0.0065)	0.0221***	0.004
0.90	0.0247*** (0.0007)	0.0016 (0.0714)	0.1066* (0.0557)	0.0670*** (0.0263)	0.0329*** (0.0042)	-0.0853 (0.2320)	-0.0989 (0.2118)	-0.1566 (0.1145)	0.0204	0.106

Note: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, standard error is provided in parentheses. The values in the column of the Wald-test are P-value.

Table 7 – Estimation results of the TQAR model for cocoa returns

Quantile	Lower regime				Higher regime				Threshold	Wald-test
	β_{01}	β_{02}	β_{03}	β_{04}	β_{11}	β_{12}	β_{13}	β_{14}		
0.10	-0.0182*** (0.0004)	-0.0486 (0.0395)	-0.0173 (0.0270)	0.0161 (0.0206)	-0.0254*** (0.0052)	-0.5671** (0.2834)	-0.1621 (0.2634)	-0.1548 (0.3149)	0.0304	0.247
0.25	-0.0086*** (0.0002)	-0.0766*** (0.0272)	0.0469** (0.0237)	0.0399** (0.0176)	-0.0062 (0.0050)	-0.1439 (0.3369)	-0.4114 (0.3811)	-0.3797 (0.3109)	0.0371	0.179
0.50	0.0000 (0.0001)	-0.0366* (0.0214)	0.0267 (0.0166)	0.0204* (0.0125)	0.0321 (0.0216)	0.5691 (0.7016)	-0.7666 (0.7159)	-0.9620 (0.9601)	0.0471	0.541
0.75	0.0335*** (0.0076)	0.1675 (0.1474)	0.1481 (0.0998)	-0.0079 (0.1516)	0.0088*** (0.0003)	-0.0264 (0.0265)	0.0372* (0.0198)	0.0428** (0.0214)	-0.0430***	0.009
0.90	0.0447*** (0.0078)	0.2782** (0.1440)	0.1923* (0.1021)	-0.0276 (0.1325)	0.0185*** (0.0004)	-0.0419 (0.0473)	0.0484 (0.0400)	0.0383 (0.0280)	-0.0430**	0.016

Note: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, standard error is provided in parentheses. The values in the column of the Wald-test are P-value.

Table 8 – Estimation results of the TQAR model for coffee returns

Quantile	Lower regime				Higher regime				Threshold	Wald-test
	β_{01}	β_{02}	β_{03}	β_{04}	β_{11}	β_{12}	β_{13}	β_{14}		
0.10	-0.0315*** (0.0012)	-0.0441 (0.0774)	0.0820 (0.0579)	-0.0630 (0.0530)	-0.0238*** (0.0007)	-0.1270 (0.0892)	-0.0143 (0.0511)	0.0108 (0.0341)	-0.0063***	0.000
0.25	-0.0161*** (0.0006)	-0.1508*** (0.0391)	0.1920*** (0.0440)	0.0025 (0.0300)	-0.0101*** (0.0005)	-0.0682 (0.0580)	-0.0109 (0.0382)	-0.0213 (0.0268)	-0.0046***	0.000
0.50	-0.0022*** (0.0005)	-0.0573 (0.0375)	0.0528 (0.0330)	-0.0123 (0.0184)	0.0030*** (0.0030)	-0.0424 (0.0366)	0.0536** (0.0230)	-0.0294 (0.0186)	0.0004***	0.000
0.75	0.0110*** (0.0004)	-0.0824*** (0.0301)	0.0774*** (0.0306)	-0.0299 (0.0207)	0.0196*** (0.0014)	0.1026 (0.1261)	0.0077 (0.0961)	0.0793 (0.0793)	0.0137***	0.000
0.90	0.0257*** (0.0078)	-0.1177 (0.1440)	0.1501*** (0.1021)	-0.0816*** (0.1325)	0.0337*** (0.0004)	0.0163 (0.0473)	0.0419 (0.0400)	0.1266 (0.0280)	0.0137***	0.003

Note: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, standard error is provided in parentheses. The values in the column of the Wald-test are P-value.

Table 9 – Estimation results of the TQAR Model for sugar returns

Quantile	Lower regime				Higher regime				Threshold	Wald-test
	β_{01}	β_{02}	β_{03}	β_{04}	β_{11}	β_{12}	β_{13}	β_{14}		
0.10	-0.0281*** (0.0013)	-0.3024*** (0.0988)	0.1731*** (0.0641)	0.0023 (0.0667)	-0.0222*** (0.0005)	-0.0559 (0.0625)	0.0378 (0.0482)	-0.0330 (0.0304)	-0.0096***	0.000
0.25	-0.0121*** (0.0031)	-0.3359*** (0.0944)	0.2661*** (0.0900)	0.1941* (0.1093)	-0.0109*** (0.0004)	-0.0541 (0.0403)	0.0704** (0.0334)	-0.0154 (0.0187)	-0.0280***	0.002
0.50	0.0215 (0.0154)	-0.3724 (0.2902)	0.0750 (0.2529)	0.9515** (0.4401)	-0.0002 (0.0003)	-0.0420 (0.0286)	0.0515* (0.0270)	-0.0294 (0.0163)	-0.0530*	0.082
0.75	0.0150*** (0.0027)	-0.3151*** (0.1294)	0.2196** (0.1104)	0.0692 (0.0877)	0.0113*** (0.0004)	-0.0240 (0.0351)	0.0704** (0.0296)	-0.0036 (0.0222)	-0.0263	0.194
0.90	0.0258*** (0.0017)	-0.4502*** (0.1017)	0.2250 (0.1482)	-0.0862 (0.1234)	0.0246*** (0.0005)	-0.0677 (0.0633)	0.0646* (0.0366)	-0.0117 (0.0276)	-0.0213**	0.037

Note: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, standard error is provided in parentheses. The values in the column of the Wald-test are P-value.

Appendix B

Table 10 – Estimation results of the TQAR for soybean returns (subsample 2004-2016)

Quantile	Lower regime				Higher regime				Threshold	Wald-test
	β_{01}	β_{02}	β_{03}	β_{04}	β_{11}	β_{12}	β_{13}	β_{14}		
0.10	-0.0184*** (0.0006)	-0.0679 (0.0649)	0.1548*** (0.0457)	0.0970*** (0.0322)	-0.0153*** (0.0048)	-0.0170 (0.2951)	-0.1292 (0.1414)	-0.1620 (0.2050)	0.0271*	0.069
0.25	-0.0083*** (0.0004)	-0.1003*** (0.0346)	0.1600*** (0.0331)	0.0506 (0.0336)	-0.0075*** (0.0025)	-0.2122 (0.1679)	0.0409 (0.1010)	0.0146 (0.1225)	0.0221	0.116
0.50	-0.0066 (0.0095)	-0.0759 (0.1551)	0.3001*** (0.1078)	-0.4290 (0.3480)	0.0008*** (0.0003)	-0.0799** (0.0346)	0.1060*** (0.0240)	-0.0079 (0.0216)	-0.0363	0.249
0.75	0.0027 (0.0111)	-0.0088 (0.2625)	0.4336* (0.2423)	-0.8805** (0.4080)	0.0094*** (0.0003)	-0.1216*** (0.0432)	0.1004*** (0.0285)	-0.0118 (0.0316)	-0.0363	0.241
0.90	0.0315*** (0.0110)	0.1867 (0.3164)	0.5227** (0.2576)	-0.8751** (0.3820)	0.0187*** (0.0005)	-0.1655*** (0.0402)	0.1668*** (0.0380)	-0.0086 (0.0345)	-0.0363*	0.060

Note: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, standard error is provided in parentheses. The values in the column of the Wald-test are P-value.

Table 11 – Estimation results of the TQAR for wheat returns (subsample 2004-2016)

Quantile	Lower regime				Higher regime				Threshold	Wald-test
	β_{01}	β_{02}	β_{03}	β_{04}	β_{11}	β_{12}	β_{13}	β_{14}		
0.10	-0.0241*** (0.0007)	-0.2161*** (0.0735)	0.2486*** (0.0651)	0.0283 (0.0289)	-0.0168*** (0.0017)	-0.2584 (0.2238)	-0.0040 (0.1021)	-0.2766** (0.1175)	0.0204***	0.000
0.25	-0.0127*** (0.0005)	-0.1110** (0.0471)	0.1568*** (0.0349)	0.0198 (0.0274)	-0.0107*** (0.0018)	-0.2868* (0.1763)	0.0212 (0.0941)	-0.1255** (0.0613)	0.0204***	0.004
0.50	-0.0004 (0.0005)	-0.0808* (0.0427)	0.1524*** (0.0415)	0.0042 (0.0277)	0.0014 (0.0016)	-0.3852*** (0.1144)	-0.0691 (0.0728)	-0.0542 (0.0581)	0.0204***	0.000
0.75	0.0120*** (0.0005)	-0.0794 (0.0565)	0.0818* (0.0438)	-0.0156 (0.0248)	0.0225 (0.1987)	-0.4200 (1.9780)	0.8561 (29.5040)	0.2557 (9.7324)	0.0588	0.583
0.90	0.0255*** (0.0008)	0.0672 (0.0645)	0.0805 (0.0611)	-0.0221 (0.0381)	0.0270*** (0.0040)	-0.5048*** (0.1611)	-0.0272 (0.2079)	-0.0192 (0.1503)	-0.0254**	0.000

Note: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, standard error is provided in parentheses. The values in the column of the Wald-test are P-value.

Table 12 – Estimation results of the TQAR for oats returns (subsample 2004-2016)

Quantile	Lower regime				Higher regime				Threshold	Wald-test
	β_{01}	β_{02}	β_{03}	β_{04}	β_{11}	β_{12}	β_{13}	β_{14}		
0.10	-0.0241*** (0.0007)	-0.1044* (0.0638)	0.1574*** (0.0434)	0.1152*** (0.0314)	-0.0336*** (0.0076)	0.4333 (0.5121)	-0.4843 (0.3930)	-0.5561 (0.4537)	0.0354***	0.003
0.25	-0.0116*** (0.0005)	-0.0644 (0.0483)	0.0674* (0.0408)	-0.0955*** (0.0270)	-0.0154** (0.0079)	0.2149 (0.5925)	-0.6279 (0.3903)	-0.2051 (0.3756)	0.0354*	0.058
0.50	0.0004 (0.0003)	-0.0581 (0.0435)	0.0575** (0.0299)	0.0578** (0.0247)	0.0086* (0.0048)	-0.2580 (0.2754)	-0.1785 (0.2785)	-0.1164 (0.1567)	0.0321	0.270
0.75	0.0114*** (0.0004)	-0.0039 (0.0417)	0.0686** (0.0319)	0.0828*** (0.0197)	0.0190*** (0.0025)	-0.1220 (0.1659)	-0.2833* (0.1514)	-0.0351 (0.1000)	0.0221***	0.002
0.90	0.0247*** (0.0008)	0.0878 (0.0801)	0.0671 (0.0584)	0.1081*** (0.0425)	0.0382*** (0.0060)	-0.1298 (0.3815)	-0.2378 (0.3391)	-0.2450 (0.1669)	-0.0238**	0.026

Note: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, standard error is provided in parentheses. The values in the column of the Wald-test are P-value.

Table 13 – Estimation results of the TQAR for cocoa returns (subsample 2004-2016)

Quantile	Lower regime				Higher regime				Threshold	Wald-test
	β_{01}	β_{02}	β_{03}	β_{04}	β_{11}	β_{12}	β_{13}	β_{14}		
0.10	-0.0187*** (0.0010)	0.0102 (0.0751)	-0.0197 (0.0630)	0.0215 (0.0530)	-0.0165*** (0.0006)	-0.2963*** (0.1020)	-0.0197 (0.0791)	-0.0230 (0.0424)	-0.0029**	0.028
0.25	-0.0083*** (0.0003)	-0.0880* (0.0531)	0.0526 (0.0329)	0.0451** (0.0223)	-0.0018 (0.0056)	-0.1250 (0.3382)	-0.3433 (0.3567)	-0.5742* (0.3145)	0.0388*	0.076
0.50	0.0002 (0.0002)	-0.0548* (0.0313)	0.0351* (0.0202)	0.0263 (0.0172)	0.0060 (0.0120)	-0.0646 (0.4502)	-0.0459 (0.4795)	-0.6967 (0.6140)	0.0498	0.7479
0.75	0.0335*** (0.0092)	0.1675 (0.1643)	0.1481 (0.1094)	-0.0079 (0.1682)	0.0089*** (0.0003)	-0.0326 (0.0334)	0.0518** (0.0235)	0.0467* (0.0262)	-0.0430**	0.049
0.90	0.0416*** (0.0065)	0.2503 (0.1559)	0.2108** (0.0942)	-0.0889 (0.1282)	0.0180*** (0.0005)	-0.0903* (0.0521)	0.0881*** (0.0329)	0.0602** (0.0293)	-0.04132***	0.002

Note: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, standard error is provided in parentheses. The values in the column of the Wald-test are P-value.

Table 14 – Estimation results of the TQAR for coffee returns (subsample 2004 to 2016)

Quantile	Lower regime				Higher regime				Threshold	Wald-test
	β_{01}	β_{02}	β_{03}	β_{04}	β_{11}	β_{12}	β_{13}	β_{14}		
0.10	-0.0296*** (0.0023)	-0.1012 (0.1150)	0.0810 (0.0801)	-0.0664 (0.0704)	-0.0229*** (0.0006)	-0.2639*** (0.1017)	0.1597*** (0.0650)	-0.0666 (0.0414)	-0.0096**	0.015
0.25	-0.0118*** (0.0004)	-0.1655*** (0.0388)	0.2160*** (0.0411)	-0.0564** (0.0251)	-0.0074*** (0.0027)	-0.1611 (0.1548)	-0.1108 (0.1140)	0.1551* (0.0822)	0.0238***	0.000
0.50	-0.0000 (0.0004)	-0.0744* (0.0430)	0.1153*** (0.0329)	-0.0431* (0.0233)	0.0034*** (0.0013)	-0.1387* (0.0852)	0.0597 (0.0636)	0.0218 (0.0417)	0.0154***	0.013
0.75	0.0107*** (0.0005)	-0.0887** (0.0458)	0.1508*** (0.0286)	0.0606** (0.0264)	0.0139*** (0.0014)	-0.2437** (0.1136)	0.0712 (0.1244)	0.1447* (0.0761)	0.0154**	0.038
0.90	0.0244*** (0.0008)	-0.0600 (0.0977)	0.1436** (0.0624)	-0.1101*** (0.0409)	0.0277*** (0.0016)	-0.2353 (0.1496)	0.0847 (0.1500)	0.1032 (0.0929)	0.0121**	0.025

Note: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, standard error is provided in parentheses. The values in the column of the Wald-test are P-value.

Table 15 – Estimation results of the TQAR for sugar returns (subsample 2004-2016)

Quantile	Lower regime				Higher regime				Threshold	Wald-test
	β_{01}	β_{02}	β_{03}	β_{04}	β_{11}	β_{12}	β_{13}	β_{14}		
0.10	-0.0165*** (0.0005)	-0.1328* (0.0702)	0.2955*** (0.0559)	-0.0222 (0.0335)	-0.0226*** (0.0025)	-0.3407** (0.1437)	-0.1601 (0.1361)	0.0351 (0.1369)	0.0188***	0.000
0.25	-0.0073*** (0.0003)	-0.1316*** (0.0361)	0.2285*** (0.0289)	-0.0297* (0.0169)	-0.0110*** (0.0015)	-0.3995** (0.1650)	0.0375 (0.1373)	0.0083 (0.0655)	0.0171***	0.000
0.50	0.0001 (0.0003)	-0.1476*** (0.0331)	0.2244*** (0.0189)	-0.0187 (0.0119)	-0.0026 (0.0027)	-0.6684*** (0.2402)	0.1386 (0.1798)	-0.0081 (0.1238)	0.0271***	0.000
0.75	0.0079*** (0.0003)	-0.1799*** (0.0344)	0.2358*** (0.0291)	-0.0320** (0.0163)	0.0131 (0.0103)	-0.7925*** (0.2951)	0.1175 (0.2623)	-0.2463 (0.3650)	0.0354	0.114
0.90	0.0202*** (0.0008)	-0.1968* (0.1212)	0.2325*** (0.0756)	0.0444** (0.0216)	0.0162*** (0.0007)	-0.1992*** (0.0718)	0.2717*** (0.0531)	-0.0422 (0.0373)	-0.0063***	0.000

Note: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, standard error is provided in parentheses. The values in the column of the Wald-test are P-value.

Chapter 3

An heterogeneous agent model to deal with the financialization of commodities

Introduction

During the 2006-2008 period, agricultural prices experienced extremely high prices and fluctuations. Those extreme fluctuations might have important consequences for people living in developing countries since agricultural products represent a major item of their consumption. The 2007-2008 food crisis is a clear reminder of this. We have observed, during this period, a substantial increase of undernourished people. This phenomenon gives rise to a debate among academics whose main objective is to identify the factors of such fluctuations (Mayer, 2012; Gilbert, 2010; Abbott et al., 2009). Masters, a market observer, explains the increased trend of commodity prices by the activity of financial investors and specifically institutional investors. Indeed, since the mid-2000s, institutional investors¹ have raised substantially their holdings in commodity markets. Those investors trade on both commodity and stock markets to diversify their portfolio. By doing that, they might influence price volatility, commodity prices, co-movements between commodity prices and co-movements between stock and commodity prices. A political debate emerges because of the rise of commodity prices, since macro-economic factors strongly depend on commodity markets. It leads to articles in financial reports as the Dodd-Frank Act in the US and the Bale III Act at the international level². The aim of those financial regulations is to contain a potential financialization effect, which is defined as a strong influence of the financial activity on commodity markets.

Thus, the financialization of commodity markets literature has known a resurgence in the early 2000s. The literature is decomposed into several strands. The financialization can be characterized by the reinforcement of linkages between financial and commodity markets³. It can also be defined by the impact of the financial activity on the co-movements between commodity prices. The actors of the financialization of commodities is therefore a subject of several papers (Irwin et al., 2009; Fattouh et al., 2013; Singleton, 2014; Büyüksahin and Robe, 2014). In those studies, the role of index investors is not clearly identified, and that is according to us an important limit. That is why, this chapter tries to identify the effects of index traders, as well as fundamentalist and chartist

¹Money managers, pension funds, mutual funds, hedge funds and some private equity investors are institutional investors.

²The Dodd-Frank Wall Street Reform and Consumer Protection Act and the Bale Act III have been adopted in 2010. However, Trump has already announced his willingness to relax the Dodd-Frank Act. The aim of those laws is two reduce the financial markets opacity and to reduce the occurrence of booms and busts.

³For a literature review on the financialization of commodities, see Cheng and Xiong (2014).

trader strategies in agricultural price dynamics.

To do that, we design and simulate agricultural prices using an Heterogeneous Agent Model (HAM) in which agents can switch between investment strategies and can invest in two agricultural markets. In this HAM model, agents are assumed to behave with bounded rationality. They can switch between chartist and fundamentalist strategies⁴ but also trade into two commodity markets as in Westerhoff and Dieci (2006). In a first step, we define a benchmark that is the model without institutional investors. This model achieves to replicate the features of the commodity markets before 2004. In a second step, we introduce institutional investors to represent the 2004 - present period, corresponding to the rise in inflows of institutional investors in commodity markets. Those investors follow a passive strategy, which can impact commodity markets. By comparing this model to the benchmark we capture the effects of index investors' behavior on commodity markets characteristics.

At the light of the simulations, the HAM specification matches the real agricultural price dynamics. The HAM specification, that introduces index investors in agricultural markets, allows to obtain periods of booms and busts in agricultural markets. Those fluctuations depend on the degree of belief of index traders on their own trading rule. Furthermore, as their trading rule is easily anticipated by commodity specialist traders, those specialists change their trading rule conditionally to the index trading rule. Thus, specialists choose a chartist strategy more often than in the benchmark. Through those channels, index investors potentially affect futures price dynamics of commodity markets as during the recent food crisis. Furthermore, in contrast with the benchmark simulation, both prices follow the same evolution. Thus, when two markets are included in a commodity index, they might be linked through the index investors' behavior channel.

The remainder of the chapter is organized as follows. Section 2 presents a review of the literature on the financialization of agricultural commodities. Section 3 describes the theoretical model. Section 4 presents the new design that include index investors. Section 5 analyses the simulations results. Section 6 concludes.

⁴Technical analysis goes with past price trends whereas fundamental analysis predicts a convergence towards fundamentals

3.1 Literature review

This section reviews the literature related to the influence of financial activity on agricultural markets. We specifically focus on the impact of the financial activity on commodity price dynamics. To do that, we detect three strands of the literature.

The increasing influence of financial activity on agricultural markets is known as the financialization of commodity markets. This phenomenon has begun in the early 2000's, as reported by Masters (2008) before the U.S. Senate Committee on homeland and Governmental Affairs. The financialization is generally characterized by a large inflows of financial traders in commodity futures markets. For example, Institutional investors' holdings rose from \$15 billion in 2003 to over \$200 billion in 2008, according to the US Commodity Futures Trading Commission (2008). An other characteristics of this phenomenon is the rise of the volume of transactions in commodity markets. A renewed interest for studying the relationship between financial activity and commodity markets has begun in the early 2000s, as the increasing trend of agricultural prices occurs at the same time as the infatuation of financial agents for commodity markets.

The major issue on this topic is to identify how the financial activity affects commodity markets. Financial investors increase the liquidity in commodity markets, which can facilitate the hedging function⁵ as well as the price discovery function⁶ of agricultural futures markets. However, some of those investors do not have an investment strategy based on the fundamental characteristics of agricultural markets. Index investors have a passive strategy and they follow a commodity index to invest in agricultural markets (Mayer, 2012). Index investors, by diversifying their portfolio, link agricultural futures markets with other financial markets such as equity markets. By doing that, financial investors can disconnect agricultural futures prices from their fundamental prices. Hernandez and Torero (2010) demonstrate that futures and spot prices are linked. Using a Granger causality test on weekly grain returns from 1994 to 2009, they highlight a direction of causality from futures to spot prices. Knowing that, futures markets have a decisive role on the determination of agricultural spot prices. Consequently, futures agricultural prices movements affect the social welfare since agricultural commodities are major items in household consumption (UNCTAD, 2009).

⁵Futures markets were created in order to let commercial traders hedge their physical transactions.

⁶Futures prices are used as a benchmark for spot prices.

Thus, identifying the causes of the financialization of agricultural markets is a central issue for policymakers.

3.1.1 Stock and agricultural markets linkages

Since the early 2000's, several authors investigate the relationship between equity and commodity markets. Using a Dynamic Conditional Correlation-Generalized AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity (DCC-GARCH) model Creti et al. (2013) and Aït-Youcef and Del Lo (2017) show that the co-movements between commodities and equity index returns are significantly higher since the second mid of the 2000's. Creti et al. (2013) study involves 25 commodity spot prices, including agricultural commodities on a daily frequency, and covers the period from January 2001 to November 2011. They find heterogeneous dynamic correlations between the equity index and commodity returns among commodities underlying the complexity of the financialization. Silvennoinen and Thorp (2013) find sensibly similar results using a non-linear specification. These authors use a Double Smooth Transition Conditional Correlation-GARCH (DSTCC-GARCH) on 24 commodity futures returns from May 1990 to July 2009. One of their major results is to show that correlations between commodity and stock returns volatility increased from 0 in the 1990s to 0.5 in the 2000s. Aït-Youcef and Del Lo (2017) study concerns grain and tropical commodity daily spot returns and it covers the period from January 1990 to February 2015. Their results bring to light different co-movements between equity index and agricultural returns conditionally to the state of financial markets. Indeed, during the 2007-2008 financial crisis, the co-movements between equity and commodities were higher, which demonstrate the central role of financial markets on the dynamics of agricultural markets. The authors also use the Cheung and Ng (1996) causality test in variance and find that the direction of causality is from equity index returns volatility to commodity returns volatilities. This result shows the influence of the financial activity on the volatility of agricultural returns.

Adams and Glück (2015) highlight that the relationship between equity and commodity returns exists even during normal times⁷. To find that result, they use a Dependent Sensitivity Value at Risk (SDSVaR) model from 1994 to September 2013. the authors study risk spillovers from stock to commodity markets. Their result brings to light a new style of investment of financial investors

⁷Normal times are approximated by price movements in the mean of the distribution.

that link stock and commodity markets more permanently than only during financial crisis episodes. Büyüksahin and Robe (2014), with an AutoRegressive Distributed Lag (ARDL) model, identify hedge funds as a major agent in the reinforcement linkages between equity and commodity index returns. Indeed hedge funds positions significantly help in predicting the commodity index returns. The authors do not find that index traders impact significantly commodity returns.

Ordu et al. (2018), Pradkhan (2017) and Aït-Youcef (2019), with quantile regressions, exhibit the impact of index traders on commodity returns. Ordu et al. (2018), using a DCC-GARCH, estimate the conditional correlations between commodity and the S&P 500 returns on weekly data for several commodities during the 2006-2016 period. Then, they use quantile regressions to find explanatory variables of the dynamic conditional correlations between commodity and equity returns. The positions of index traders is one of them and its coefficient is significant. Index traders net long position impacts strongly correlations between equity and commodity returns when liquidity is abundant. Aït-Youcef (2019), using a Threshold Quantile Auto-Regressive (TQAR) finds that the relationship between the S&P 500 and several agricultural daily returns is conditional to the commodity index for the 2004-2016 period. The relationship between the equity index and commodity returns is higher for high commodity index returns than for low ones. Index investors follow commodity indices to take positions in agricultural futures markets. By doing that, their financial activity might link equity with commodity returns. Ordu et al. (2018), and Aït-Youcef (2019) results corroborate Basak and Pavlova (2016) theoretical findings. In their multi-asset general equilibrium model, the authors identify the impact of institutional investors on commodity features. They distinguish an economy without institutional investors from an economy with institutional investors. Then, the first economy is compared to the second one. The economy with institutional investors exhibits higher commodity volatility prices, commodity prices and stock than the economy without institutional investors. Those results suggest that financial investors might distort commodity markets' structure, which has already been highlighted by Girardi (2015).

3.1.2 The contagion between commodity markets

The commodity speculation can change the relationship between commodities by distorting their co-movements structure. Pindyck and Rotemberg (1990) and Abbott et al. (2009) findings suggest

commodity price co-movements have a positive trend. They also find an excess of co-movement effect⁸. These studies explain this excess of co-movements by trader operators, who take positions in commodity markets without taking into account the market macro-economic fundamentals. The authors obtain this conclusion by using OLS regressions on commodity returns, that are not highly dependents with respect to fundamentals. Also, commodity returns are not complementary or substitute goods. They compare an OLS regression with only macro-economic fundamentals to an OLS with macro-economic fundamentals and others commodity prices, that are detailed overhead, to explain a commodity price. The second regression has a higher determination coefficient. According to the authors, this result is explained partially by an excess of co-movements.

More recently, Tang and Xiong (2012) analyze correlations between normalized non-energy commodity returns and normalized oil returns from January 1998 to July 2011. They find that correlations between non-energy futures returns, which are included in a commodity index, and oil returns are higher than correlations between oil returns and non-energy commodity returns that are not included in the index. This result shows how index investors, by choosing to only invest in commodity assets included in an index, affect commodity price dynamics. Baumeister and Kilian (2014), using a Vector AutoRegressive model (VAR) on monthly commodity prices from 1973 to 2013, distinguish macro-economic shocks from financial shocks to identify their influences on correlations between oil and agricultural returns. They find that a rise of 1% of the oil price leads to a rise of 0.5% of the corn price in the US since 2006. According to Baumeister and Kilian (2014), several factors are leading to this relationship but it is mostly due to the economic activity.

3.1.3 Heterogeneous agents and price fluctuations

In the literature of financial traders' behavior, the concept of bounded rationality is not named but is present in Keynes (1930) study. Keynes (1930) explains that financial investors do not care about the real investment value. However, they care about the expected market value, which is led by trader groups psychology. The concept of bounded rationality is explicitly exposed by Simon (1957).

Building on this concept, we can suppose that the complex commodity futures price dynamics

⁸The authors define the excess of co-movements by the fact that commodity prices vary in the same direction, but more than if they respond only to a macro-economic environmental shock that link them.

can be driven by heterogeneous agents. These agents have different strategies to invest in commodity markets. Only few papers concentrate on an Heterogeneous Agent Model (HAM)⁹ to study agricultural markets characteristics. Using HAM model, He and Westerhoff (2005) and Westerhoff and Reitz (2007) are among the first to study the determinant of commodity markets. The authors show that the heterogeneous strategies among investors significantly impact agricultural fluctuation prices. Thus, it might explain the extreme fluctuations of prices that have been observed during the 2007-2008 food price crisis. Other studies use HAM specifications to characterize commodity markets. However, the author focuses specifically on energy markets as Ellen and Zwinkels (2010) and Joëts (2015).

3.1.4 Our contribution to the literature

The recent literature is not in accordance with the identification of the financial activity as an explanatory variable of the increasing trend in agricultural prices since the mid-2000s. We extend the literature by using a HAM specification to characterize agricultural futures markets. In contrast with He and Westerhoff (2005) and Reitz and Westerhoff (2007), which specify a unique market, we will design two agricultural markets. By doing that we contribute to the literature of the agricultural markets contagion as we study theoretically how the coexistence of fundamental and noise trader strategies can affect this relationship. Furthermore, we introduce index investors in our HAM specification to investigate their potential impacts on the characteristics of agricultural futures markets. In this way we characterize the channels through which the financialization of agricultural markets occurs.

3.2 The theoretical design

This section introduces the theoretical design by describing the investors' strategies and commodity financial markets' operation before 2004. To do that, we follow Westerhoff and Dieci (2006). In this aim, three subsections make up the section. Subsection 1 details the model. The second establishes the dynamical system that is associated with the framework. Subsection 3 gives the stationary state and analyzes the local stability.

⁹The HAM was introduced by Brock and Hommes (1998)

3.2.1 The framework

For simplicity, we consider only trading activities in two speculative markets that are two commodity markets. The agents can rely on technical or fundamental trading strategies. The technical analysis goes with past price trends. In contrast, the fundamental strategy predicts a convergence towards equilibrium values. The choice to invest in the commodity market 1 or 2 depends on options. These options rely on their performances. The fitness, a function of current and past profits, defines each performance. After agents have decided on a strategy, they submit their orders.

Prices adjust in respect with excess demand through a price impact function. Excess buying drives prices up and selling one drives them down. The next trading round begins when traders know new prices' values. The two following equations give log prices of market 1 and 2 (the agricultural futures of markets) in period $t+1$.

$$P_{t+1}^1 = P_t^1 + a(W_t^{1C} D_t^{1C} + W_t^{1F} D_t^{1F}) + S_t^{P1} \quad (3.1)$$

$$P_{t+1}^2 = P_t^2 + a(W_t^{2C} D_t^{2C} + W_t^{2F} D_t^{2F}) + S_t^{P2} \quad (3.2)$$

a is a positive price adjustment parameter. D_t^{1C} , D_t^{2C} are the orders from chartists in market 1 and 2, D_t^{1F} , D_t^{2F} , are the demand from fundamentalists in market 1 and 2. W_t^{1C} and W_t^{2C} are chartists' market shares in market 1 and 2. W_t^{1F} and W_t^{2F} are fundamentalists' market shares in market 1 and 2. We add S_t^{P1} and S_t^{P2} that are random variables independently and identically distributed with zero mean and constant variance since the model is a simplification of agricultural futures markets.

The technical analysis seeks to filter trading signal out of past price movements. Technical traders expect past price trends to predict prices in the future. Westerhoff and Dieci (2006) formalize technical trading *via* a deterministic and a stochastic component. Accordingly, the following equation gives orders placed by chartists in market 1 and 2.

$$D_t^{iC} = c(P_t^i - P_{t-1}^i) + S_t^{iC} \quad (3.3)$$

where $i = 1,2$ and c is a positive reaction parameter. The first component in the above trading rules implies chartists go with the current futures price trend. S_t^{iC} is a random variable independently

and identically distributed with zero mean and constant variance, that captures deviations from the first deterministic component.

The fundamental analysis recommends buying undervalued assets and selling overvalued assets. \bar{P}^1 and \bar{P}^2 stand for the constant log fundamental values in market 1 and 2. This analysis leads to the order expression below.

$$D_t^{iF} = f(\bar{P}^i - P_t^i) + S_t^{iF} \quad (3.4)$$

Where f is the positive reaction parameter. Random variable S_t^{iF} is independently and identically distributed with zero mean and constant variance.

In each step speculators have to decide which trading rule to follow, as in Westerhoff and Dieci (2006). This choice is based on the performance of each trading rule. We call that performance the fitness. The following equations detail the components of the fitness for each trading rule.

$$A_t^{1C} = (\exp[P_t^1] - \exp[P_{t-1}^1])D_{t-2}^{1C} + bA_{t-1}^{1C} \quad (3.5)$$

$$A_t^{1F} = (\exp[P_t^1] - \exp[P_{t-1}^1])D_{t-2}^{1F} + bA_{t-1}^{1F} \quad (3.6)$$

$$A_t^{2C} = (\exp[P_t^2] - \exp[P_{t-1}^2])D_{t-2}^{2C} + bA_{t-1}^{2C} \quad (3.7)$$

$$A_t^{2F} = (\exp[P_t^2] - \exp[P_{t-1}^2])D_{t-2}^{2F} + bA_{t-1}^{2F} \quad (3.8)$$

The first term of the above equations indicates the most recent performance. We follow the timing used by Westerhoff and Dieci (2006) in their model. Orders submitted in period $t - 2$ are executed at prices in period $t - 1$. Gains then depend on prices in period t . The fitness of the strategies also depends on their past performances. The memory parameter b measures how current fitness depends on past gains for strategy selection.

The market shares of speculators, whose follow technical analysis and fundamental analysis in the market i , depend on their relative attractiveness. Following Brock and Hommes (1998), we use the discrete choice approach to determine these market shares. Their mathematical expressions are

given below.

$$W_t^{ij} = \frac{\exp[rA_t^{ij}]}{V} \quad (3.9)$$

$$W_t^0 = 1 - W_t^{1C} - W_t^{1F} - W_t^{2C} - W_t^{2F} \quad (3.10)$$

Where $V = \exp[rA_t^{1C}] + \exp[rA_t^{2C}] + \exp[rA_t^{1F}] + \exp[rA_t^{2F}] + \exp[0]$, $i = 1, 2$ and $j = C, F$. The parameter r is strictly greater than 0. It measures how the mass of speculators reacts to differences in the trading rules. Parameter r also characterizes the rationality parameter of the trader's group.

The dynamical system

After having described the framework, let's focus on the dynamical system. We use a change of variables to obtain the most simple dynamical system.

$$x_{t+1}^i = P_t^i$$

$$y_{t+1}^i = x_t^i = P_{t-1}^i$$

We rewrite the trading rule of chartists one period ahead as follows.

$$A_{t+1}^{1C} = (\exp[P_{t+1}^1] - \exp[P_t^1])D_{t-1}^{1C} + bA_t^{1C}$$

The change of variables allows us to rewrite the demand of chartists in market 1 at period $t - 1$ as below.

$$D_{t-1}^{1C} = c(x_t^1 - y_t^1)S_{t-1}^{1C}$$

Then we rewrite the trading rule of chartists one period ahead. It is given by the equation below.

$$A_{t+1}^{1C} = (\exp[P_{t+1}^1] - \exp[P_t^1])(c(x_t^1 - y_t^1) + S_{t-1}^{1C}) + bA_t^{1C}$$

We proceed in the same way to obtain the trading rule of chartists in market 2. The assumption of markets symmetry allows us to do that. In the same fashion, we rewrite the demand of

fundamentalists to obtain the trading rule of fundamentalist strategies in $t + 1$ as follows.

$$A_{t+1}^{1F} = (\exp[P_{t+1}^1] - \exp[P_t^1])(f(\bar{P}^1 - x_t^1) + S_{t-1}^{1F}) + bA_t^{1F}$$

$$A_{t+1}^{2F} = (\exp[P_{t+1}^2] - \exp[P_t^2])(f(\bar{P}^2 - x_t^2) + S_{t-1}^{2F}) + bA_t^{2F}$$

Then, we obtain the following ten equations system with the dynamical variables $P_{t+1}^i, x_{t+1}^i, y_{t+1}^i, A_{t+1}^{iC}$ and A_{t+1}^{iF} for $i = 1, 2$.

$$P_{t+1}^1 = P_t^1 + a(W_t^{1C}(c(P_t^1 - x_t^1) + S_t^{1C}) + W_t^{1F}(f(\bar{P}^1 - P_t^1) + S_t^{1F})) + S_t^{P1} \quad (3.11)$$

$$x_{t+1}^1 = P_t^1$$

$$y_{t+1}^1 = x_t^1$$

$$P_{t+1}^2 = P_t^2 + a(W_t^{2C}(c(P_t^2 - x_t^2) + S_t^{2C}) + W_t^{2F}(f(\bar{P}^2 - P_t^2) + S_t^{2F})) + S_t^{P2} \quad (3.12)$$

$$x_{t+1}^2 = P_t^2$$

$$y_{t+1}^2 = x_t^2$$

$$A_{t+1}^{1C} = (\exp[P_{t+1}^1] - \exp[P_t^1])(c(x_t^1 - y_t^1) + S_{t-1}^{1C}) + bA_t^{1C}$$

$$A_{t+1}^{1F} = (\exp[P_{t+1}^1] - \exp[P_t^1])(f(\bar{P}^1 - x_t^1) + S_{t-1}^{1F}) + bA_t^{1F}$$

$$A_{t+1}^{2C} = (\exp[P_{t+1}^2] - \exp[P_t^2])(c(x_t^2 - y_t^2) + S_{t-1}^{2C}) + bA_t^{2C}$$

$$A_{t+1}^{2F} = (\exp[P_{t+1}^2] - \exp[P_t^2])(f(\bar{P}^2 - x_t^2) + S_{t-1}^{2F}) + bA_t^{2F}$$

The dynamical model depends on the ten equations system that gives the state of the model at period $t + 1$. It is a function of the system at time t , i.e. x_t^i, y_t^i, A_t^{iC} and A_t^{iF} . The other variables and quantities $W_t^{iC}, W_t^{iF}, \exp[P_{t+1}^i] - \exp[P_t^i]$ and $\exp[P_{t+1}^i] - \exp[P_t^i]$ are function of the state at time t .

$$W_t^{1C} = \frac{\exp[rA_t^{1C}]}{V}, W_t^{2C} = \frac{\exp[rA_t^{2C}]}{V}, W_t^{1F} = \frac{\exp[rA_t^{1F}]}{V}, W_t^{2F} = \frac{\exp[rA_t^{2F}]}{V}$$

and

$$\begin{aligned} \exp[P_{t+1}^1] - \exp[P_t^1] &= \exp[P_t^1] \{ \exp[a(W_t^{1C}(c(P_t^1 - x_t^1) + S_t^{1C}) + W_t^{1F}(f(\bar{P}^1 - P_t^1) + S_{t-1}^{1F})))] - 1 \} \\ \exp[P_{t+1}^2] - \exp[P_t^2] &= \exp[P_t^2] \{ \exp[a(W_t^{2C}(c(P_t^2 - x_t^2) + S_t^{2C}) + W_t^{2F}(f(\bar{P}^2 - P_t^2) + S_{t-1}^{2F})))] - 1 \} \end{aligned}$$

The stationary state and the local stability analysis

The dynamical system is used to obtain the stationary state. We assume that the reaction parameters a , c , and f are strictly positive and that the memory parameter b is strictly lower than 1. We obtain the unique stationary state of the dynamical model by using the constant solutions of the equations system described in subsection .1.1. The following equations define the dynamical variable at the steady state.

$$P^{1*} = x^{1*} = y^{1*} = \bar{P}^1$$

$$P^{2*} = x^{2*} = y^{2*} = \bar{P}^2$$

and

$$A^{1C*} = A^{1F*} = A^{2C*} = A^{2F*} = 0$$

Prices are at their fundamental levels. The realized profit is null in the long-term for all agents. At the steady state the markets shares are:

$$\bar{W}^{1C} = \bar{W}^{1F} = \bar{W}^{2C} = \bar{W}^{2F} = \bar{W}^0 = 0.20$$

which implies that agents are uniformly distributed among all investment strategies.

The steady state is locally stable under necessary and sufficient conditions on a , c and f parameters which are given in the following proposition.

Proposition 1: Assume that $c < \frac{5}{a}$

- if $0 < 0.2af < 2 + 0.4ac$, then the steady state is locally stable.
- if $f > \frac{10}{a} + 2c$, the steady state is locally unstable.

When $c = \frac{5}{a}$, a limit cycle occur near the steady state through a Hopf bifurcation¹⁰ while when $f = \frac{10}{a} + 2c$, a two-period cycle arises near the steady state through a flip bifurcation¹¹.

Proof: See appendix .1.1.

3.3 The new design with index investors

After having described the benchmark design by following Westerhoff and Dieci (2006), let's introduce index investors in the model. This chapter aims to identify the effect of the index trader's behaviour as an investor group. By comparing the price's dynamics in the HAM benchmark with the one that introduces index investors, we isolate the index traders' effect. We focus on this group of investors as they increased their investment position on commodity markets significantly during the past decade. By doing that, they may create a weight-of-money effect¹². Consequently, futures markets lose on information transmission quality. Thus the price discovery function of futures is not efficient. The model aims to characterize how the introduction of index investors impacts agricultural markets features. Three subsections make up the section. First we describe the framework. Then we detail the new dynamic and give the steady state. Finally we study the values of the Jacobian matrix's eigenvalues.

3.3.1 The framework

In this new model, the two commodity prices form the commodity index. Consequently, index investors invest in both commodity markets when they choose to invest.

I_t , the commodity index, includes both commodities and is defined as follows.

¹⁰A bifurcation of Hopf occurs when two complex conjugate eigenvalues cross the imaginary axe of the complex plan. The Hopf bifurcation is a local bifurcation. It can occur only in dynamical systems of at least two dimensions. When this bifurcation occurs the steady state is not stable.

¹¹A flip bifurcation occurs when one eigenvalue of the Jacobian matrix exits the unit circle. It means that the local steady state is not stable.

¹²The weight-of-money effect characterizes the fact that individual market participants may make position changes that are so large relative to the size of the market, that they move prices

$$I_t = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K P_{kt} + S_t^I \quad (3.13)$$

Where $K = 2$ and S_t^I is independently and identically distributed. This index represents an arithmetic weighted average of commodity futures. To simplify, our index weights all commodities equally. Index traders invest according to the performance of the commodity index. Thus, their orders are:

$$D_t^{iI} = \frac{1}{2} \times d(I_t - I_{t-1}) + S_t^{iI}$$

where d is the positive reaction parameter, and S_t^{iI} is independently and identically distributed. At each step, index investors follow the same trading rule.

$$A_{t+1}^I = (\exp[P_{t+1}^1] - \exp[P_t^1])D_{t-1}^{1I} + (\exp[P_{t+1}^2] - \exp[P_t^2])D_{t-1}^{2I} + bA_t^I$$

Index traders invest in both commodity assets as they form the index. The first terms of the above equation indicate the most recent performance. Furthermore, the profit depends on its past performance. If b tends to 1, we calculate the fitness as the sum over all past profits.

By using a change of variables we can rewrite the index traders trading rule as follows:

$$\begin{aligned} z_{t+1} &= I_t \\ v_{t+1} &= z_t \\ A_{t+1}^I &= (\exp[P_{t+1}^1] - \exp[P_t^1])\frac{1}{2} \times d(z_t - v_t) + S_{t-1}^{1I} \\ &\quad + (\exp[P_{t+1}^2] - \exp[P_t^2])\frac{1}{2} \times d(z_t - v_t) + S_{t-1}^{2I} + bA_t^I \end{aligned}$$

Index traders' market shares in the market i is exogenous and is approximately 15 to 50 % of the agricultural market positions. This share depends on the composition of the commodity index,

in consequence, it changes according to each futures markets. Investors follow their trading rule or choose not to invest in commodity markets. $W_t^I + W_t^{I0}$, the market shares of index investors who choose to invest and who choose not to invest, are fixed exogenously. To find these values, we use empirical studies¹³. In this chapter, $W_t^I + W_t^{I0}$ is equal to 30% . It corresponds to the mean of index investors' passed orders since the 2000s. We define the index investors' markets share as below.

$$W_t^I = 0.3 \times \frac{\exp[rA_t^I]}{V^I} \quad (3.14)$$

with

$$V^I = \exp[rA_t^I] + \exp[0]$$

then,

$$W_t^{I0} = 0.3 - W_t^I$$

Investment from index investors has no direct linkage with the investment from other investors. Thus, we change the equations of chartists and fundamentalists market shares. Indeed these shares represent 70% and no more 100% of the total market shares, as in the benchmark.

$$\begin{aligned} W_t^{1C} &= 0.7 \times \frac{\exp[rA_t^{1C}]}{V^G}, & W_t^{2C} &= 0.7 \times \frac{\exp[rA_t^{2C}]}{V^G}, \\ W_t^{1F} &= 0.7 \times \frac{\exp[rA_t^{1F}]}{V^G}, & W_t^{2F} &= 0.7 \times \frac{\exp[rA_t^{2F}]}{V^G}, \\ V^G &= \exp[rA_t^{1C}] + \exp[rA_t^{2C}] + \exp[rA_t^{1F}] + \exp[rA_t^{2F}] + \exp[0] \\ W_t^0 &= 0.7 - W_t^{1C} - W_t^{2C} - W_t^{1F} - W_t^{2F} \end{aligned}$$

¹³Gilbert (2010) and Mayer (2012)

3.3.2 The new dynamic and steady state with index investors

The new dynamic

We obtain the steady state by using the same methodology as in the benchmark design. The system of equations, which characterizes the dynamic model, is close to the benchmark. The prices depend on their value at the past period $t - 1$, and on all traders' orders. We add equations that characterize index investors behaviour (expressions of the index and the index investors strategy performance). The following eleven equations system describes the dynamical system after we simplify mathematical expressions. Appendix .1.2 exhibits analytical details.

$$\begin{aligned}
 P_{t+1}^1 &= P_t^1 + a(W_t^{1C}(c(P_t^1 - x_t^1) + S_t^{1C}) + W_t^{1F}(f(\bar{P}^1 - P_t^1) + S_t^{1F})) \\
 &\quad + W_t^I \frac{1}{2} d \left(\frac{1}{2}(P_t^1 + P_t^2) + S_t^I - \frac{1}{2}(x_t^1 + x_t^2) + S_{t-1}^I \right) + S_t^{1I} + S_t^{P1}
 \end{aligned} \tag{3.15}$$

$$x_{t+1}^1 = P_t^1$$

$$y_{t+1}^1 = x_t^1$$

$$\begin{aligned}
 P_{t+1}^2 &= P_t^2 + a(W_t^{2C}(c(P_t^2 - x_t^2) + S_t^{2C}) + W_t^{2F}(f(\bar{P}^2 - P_t^2) + S_t^{2F})) \\
 &\quad + W_t^I \frac{1}{2} d \left(\frac{1}{2}(P_t^1 + P_t^2) + S_t^I - \frac{1}{2}(x_t^1 + x_t^2) + S_{t-1}^I \right) + S_t^{2I} + S_t^{P2}
 \end{aligned} \tag{3.16}$$

$$x_{t+1}^2 = P_t^2$$

$$y_{t+1}^2 = x_t^2$$

$$A_{t+1}^{1C} = (\exp[P_{t+1}^1] - \exp[P_t^1])(c(x_t^1 - y_t^1) + S_{t-1}^{1C}) + bA_t^{1C}$$

$$A_{t+1}^{1F} = (\exp[P_{t+1}^1] - \exp[P_t^1])(f(\bar{P}^1 - x_t^1) + S_{t-1}^{1F}) + bA_t^{1F}$$

$$A_{t+1}^{2C} = (\exp[P_{t+1}^2] - \exp[P_t^2])(c(x_t^2 - y_t^2) + S_{t-1}^{2C}) + bA_t^{2C}$$

$$A_{t+1}^{2F} = (\exp[P_{t+1}^2] - \exp[P_t^2])(f(\bar{P}^2 - x_t^2) + S_{t-1}^{2F}) + bA_t^{2F}$$

$$A_{t+1}^I = (\exp[P_{t+1}^1] - \exp[P_t^1]) \left(\frac{1}{2} d \left(\frac{1}{2}(x_t^1 + x_t^2) + S_{t-1}^I - \left(\frac{1}{2}(y_t^1 + y_t^2) - S_{t-1}^I \right) + S_t^{1I} \right) \right)$$

$$+ (\exp[P_{t+1}^2] - \exp[P_t^2]) \left(\frac{1}{2} d \left(\frac{1}{2}(x_t^1 + x_t^2) + S_{t-1}^I - \left(\frac{1}{2}(y_t^1 + y_t^2) - S_{t-1}^I \right) + S_t^{2I} \right) \right) + bA_t^I$$

The new steady state

Assuming that reaction parameters a , c , d and f are strictly positive and the memory parameter b is strictly lower than 1, involve that $0 \leq b < 1$, the dynamical variables at the steady state are

given by

$$P^{1*} = x^{1*} = y^{1*} = \bar{P}^1$$

$$P^{2*} = x^{2*} = y^{2*} = \bar{P}^2$$

$$A^{1C*} = A^{1F*} = A^{2C*} = A^{2F*} = A^{I*} = 0$$

Prices and the index are at their fundamental levels, and the realized profit is null in the long-term for all agents. It is strategy investment rules that measure the realized profit.

At the steady state the market shares are

$$\bar{W}^{1C} = \bar{W}^{1F} = \bar{W}^{2C} = \bar{W}^{2F} = \bar{W}^I = \bar{W}^{I0} = \bar{W}^0 = \frac{1}{7}$$

Details on the variable values at the steady state are given in appendix .1.3.

The local stability of the steady state is studied *via* the localization on the complex plan of the Jacobian's matrix eigenvalues. They are obtained at the steady state, with the map associated to the dynamical system. Then, we represent the Jacobian matrix that includes the dynamical variables in the following order: $P^1, x^1, y^1, P^2, x^2, y^2, A^{1C}, A^{1F}, A^{2C}, A^{2F}$ and A^I .

$$J = \begin{pmatrix} 1 + \frac{1}{7}a(c - f + \frac{d}{4}) & -\frac{1}{7}a(c + \frac{d}{4}) & 0 & \frac{1}{28}ad & -\frac{1}{28}ad & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \frac{1}{28}ad & -\frac{1}{28}ad & 0 & 1 + \frac{1}{7}a(c - f + \frac{d}{4}) & -\frac{1}{7}a(c + \frac{d}{4}) & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b \end{pmatrix}$$

3.3.3 The study of eigen-values

The local stability of the steady state depends on the eigenvalues of the Jacobian matrix. The steady state is locally stable if all eigenvalues are lower than 1 in modulus. In this subsection, we focus on this issue. Precisely, we study how the steady state evolves conditionally to the reaction parameter of index investors d . We can decompose the Jacobian matrix into two sub-matrix. We call these sub-matrix A and B. They are defined as below:

$$A = \begin{pmatrix} 1 + \frac{1}{7}a(c - f + \frac{d}{4}) & -\frac{1}{7}a(c + \frac{d}{4}) & 0 & \frac{1}{28}ad & -\frac{1}{28}ad & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \frac{1}{28}ad & -\frac{1}{28}ad & 0 & 1 + \frac{1}{7}a(c - f + \frac{d}{4}) & -\frac{1}{7}a(c + \frac{d}{4}) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

$$\text{and } B = \begin{pmatrix} b & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b \end{pmatrix}$$

B matrix' eigenvalues are lower than 1 by definition as b is lower than 1. Thus, the local stability of the steady state depends on the A matrix' eigenvalues. λ_3 and λ_4 are lower than 1 in modulus by definition as λ_3 equal b , and b is lower than 1 in modulus. We put conditions on parameters so $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_5$ and λ_6 are in the unit circle. First, we study the conditions under which λ_1 and λ_2 are lower than 1 in modulus. We suppose c is equal to f . By doing that, the expression of eigenvalues is simplified. There is no strong hypothesis on the value of c and f in the experimental literature field of behavioural finance. Empirical studies based on daily data indicate that the price impact of technical and fundamental trading rules range between 0 and 0.1 (see, e.g., Westerhoff and Reitz, 2003). Therefore, c can be equal to f . The assumption concerns c and f values. These are positive parameters. c implies chartists go with the current futures price trend. f characterizes how strongly fundamentalists think prices go back to their equilibrium values. Equations below

give the expression of eigenvalues.

$$\begin{aligned}\lambda_1 &= \frac{1}{2}\left(1 - \frac{1}{7}\sqrt{7}\sqrt{7-4ac}\right) \\ \lambda_2 &= \frac{1}{2}\left(1 + \frac{1}{7}\sqrt{7}\sqrt{7-4ac}\right) \\ \lambda_3 &= b \\ \lambda_4 &= 0 \\ \lambda_5 &= \frac{1}{28}ad - \frac{1}{28}\sqrt{a^2d^2 - 28ad - 112ac + 196} + \frac{1}{2} \\ \lambda_6 &= \frac{1}{28}ad + \frac{1}{28}\sqrt{a^2d^2 - 28ad - 112ac + 196} + \frac{1}{2}\end{aligned}$$

Furthermore, our contribution concerns the impact of index investors' behaviour on prices. Under these hypotheses, λ_1 and λ_2 are lower than 1 in modulus if $\frac{7}{4a} > c$, and the expression under the square roots is strictly positive. Then, we study the behaviour of λ_5 and λ_6 when d^{14} varies. When d tends toward 0, λ_5 and λ_6 are lower than 1 in modulus if $\frac{7}{4a} > c$. The results suggest that when index investors do not believe that their trading rule is efficient, the local steady state is stable under the same hypothesis as in the baseline design. So when index traders do not invest, we find the baseline design which is the Westerhoff and Dieci (2006) framework. Indeed their design is a special case of our model with index investors. On the contrary, if index investors strongly believe in the efficiency of their trading rule ($d \rightarrow \infty$), the steady state is not stable as at least one eigenvalue (λ_6) is greater than 1 in modulus. In addition, a Hopf bifurcation appears for $d = 13.31$ if $a = 1$ and $c = f = 0.05$. Thus, equilibrium prices lose its stability properties depending on d values. These theoretical results highlight the potentially destabilizing effect of index investors' actions. Thus, the price evolves without taking into account new information about the economic environment. Indeed, it is the index investors degree of belief in their own trading rule that may distort the price. Index investors' trading rule corresponds to a passive strategy. It means that index traders do not invest in commodities concerning the factors that affect the demand and the supply. They do not trade on the financial performance of each commodity basis. Then the price does not reflect only information relying on the commodity markets. It also considers index investors beliefs. Thus, the price of the futures contract does not correspond to the expectation of

¹⁴ d is the positive reaction parameter of index investors, indicating how strongly index investors believe that their trading rule is profitable.

the spot price, and the futures market's function of price discovery is not efficient.

3.4 Simulation results

After having analyzed the steady states, and the local stability, it is necessary to understand the global price's features. Numerical simulations give an insight into the price's dynamics. First, this section presents numerical simulations of the baseline model. Then, we expose numerical simulations of the model that introduce index investors. We focus on the comparison of the simulations. It leads to a discussion in sub-section 2.

3.4.1 The benchmark simulation results

The simulation analysis relies on the parameter setting presented in Table 1. Few experimental studies exist on the topic of behavioural finance. In consequences, fixing precisely the price impact parameters of technical and fundamental investing strategies is difficult. Westerhoff and Reitz (2003) and Westerhoff and Reitz (2005) give coefficients that ranges between 0 and 0.1. Following them, we choose a value of 0.05. Besides, the model calibration aims to reflect the real agricultural futures dynamics.

Table 3.1 – Parameter settings

$a = 1$	$c = 0.05$	$f = 0.05$	$b = 0.975$	$\sigma^{P,1} = \sigma^{P,2} = 0.01$
$r = 250$	$\bar{P}^1 = 0$	$\bar{P}^2 = 0$	$\sigma^{C,1} = \sigma^{C,2} = 0.05$	$\sigma^{F,1} = \sigma^{F,2} = 0.05$

We simulate 5000 price observations. It represents 20 years as the model characterizes daily data. We use a Monte Carlo analysis to check whether our simulations match real price features. In this aim, we generate 1000 iterations. Figure 1 and 2 represent prices which standard iterations generate. These series of prices are similar to grain logarithmic futures before the mid-2000s. For some periods, prices are close to their fundamental values while in other periods they disconnect from their equilibrium. However, prices do not move away lastingly from their fundamentals in both markets. Thus, the numerical simulation of the baseline model reproduces the phenomenon of booms and bursts that exists in futures agricultural markets. Indeed, fundamentalists and chartists interaction leads to moderate fluctuations. When prices are close to their fundamental

values, investors prefer chartist strategies. Thus, it leads to extremely high or low prices. When strong fluctuations occur, it becomes more profitable to use fundamentalist strategies than technical trading rules. Therefore, prices go back to their fundamental values. Besides, our results are in contradiction with the efficient market hypothesis (EMH) of Fama (1970). If the EMH were validated, chartists should exit the market since their strategies would not be profitable. In our case, for 20 years, chartists always invest in financial commodity markets. This result shows that Simon's hypothesis of bounded rationality leads to reproduce the financial agricultural price dynamics.

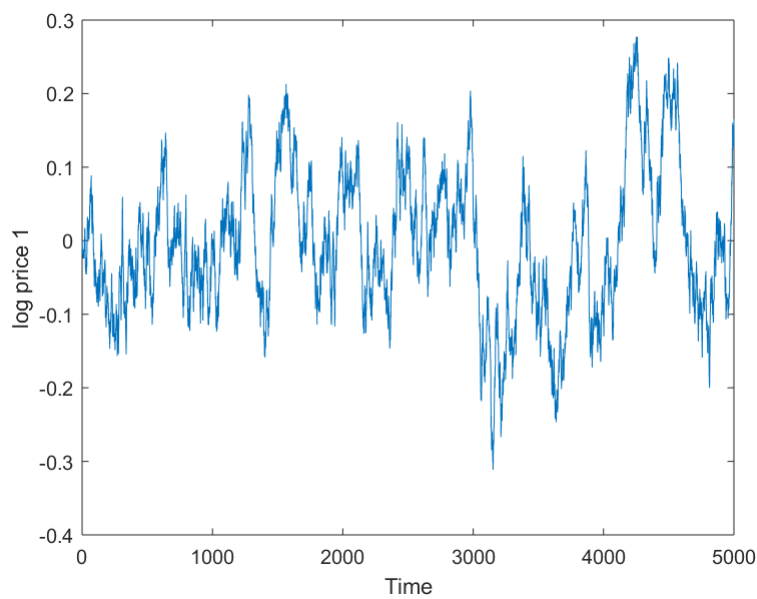


Figure 3.1 – Agricultural prices in market 1

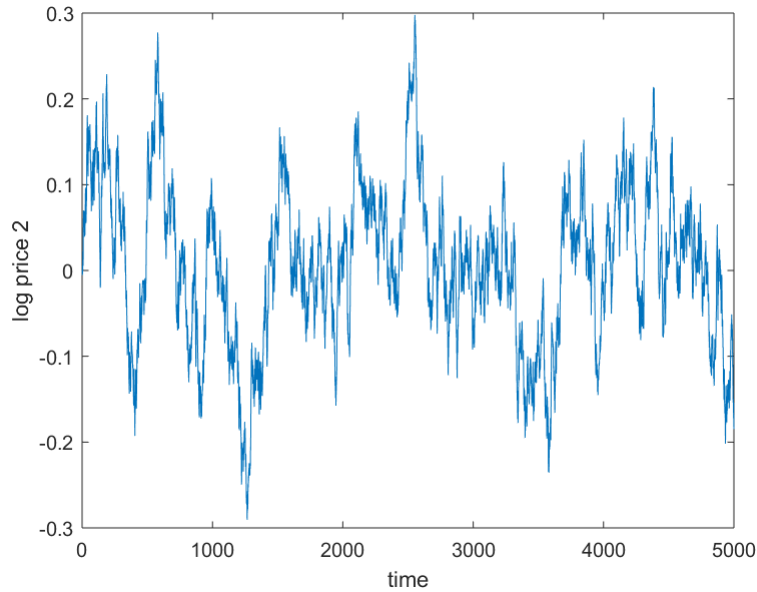


Figure 3.2 – Agricultural prices in market 2

We also mobilize an analysis of quantiles to study the statistics of our simulated prices. Table 2 presents the estimation of the statistics of the agricultural futures in market 1. We do not show the table of results for market 2's futures as markets are similar. The statistics are defined following Westerhoff and Dieci (2006). The analyzed statistics are the minimal and maximal daily returns, the volatility, the distortion and the kurtosis. We judge the power of the model by comparing these statistics to the real futures ones. Table 3 gives some insights into the correlation coefficients estimation for returns, absolute returns and logarithmic prices.

Minimum daily returns range between -6.77 and -4.99 per cent. Maximum daily returns lie between 4.98 and 6.68 per cent. The volatility is 1.23 on average. The distortion of prices is 10.98 at the 95 per cent quantile. The kurtosis exceeds 3 on average. Thus, our simulated log prices series are leptokurtic. Simulations reproduce several features of futures before the 2000s such as the leptokurtic nature of the prices, the volatility and the distortion values. The futures log prices, returns and absolute returns are not correlated at the 0.5 quantile. We could fit better the real futures, but the theoretical model will be more complicated. The equilibrium will not be obvious to find, and the model results will not be easily understood. Besides, keep in mind that this chapter aims to capture how index investors affect futures features.

Table 3.2 – Market 1 descriptive statistics

Quantile	r_{min}	r_{max}	V	D	K
0.05	-6.77	4.98	1.20	7.67	2.52
0.25	-6.00	5.32	1.21	8.50	2.87
0.50	-5.65	5.62	1.23	9.16	3.22
0.75	-5.35	5.98	1.24	9.94	3.71
0.95	-4.99	6.68	1.25	10.98	5.40
Quantile	ac_r^1	ac_r^2	ac_r^3	ac_r^4	ac_r^5
0.05	-0.01	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03
0.25	0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01
0.50	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00
0.75	0.03	0.01	0.01	0.01	0.00
0.95	0.04	0.02	0.02	0.02	0.02
Quantile	$ac_{ r }^1$	$ac_{ r }^2$	$ac_{ r }^3$	$ac_{ r }^4$	$ac_{ r }^5$
0.05	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02
0.25	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
0.50	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
0.75	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02
0.95	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03

r_{min} and r_{max} are respectively the minimum and maximum daily returns. V is the volatility. D is the distortion coefficient. It represents the deviation of observed log prices from its fundamental value. ac_r^i with $i = 1, \dots, 5$ are the autocorrelation coefficients of absolute daily returns from lag 1 to lag 5. $ac_{|r|}^i$ with $i = 1, \dots, 5$ are the autocorrelation coefficients from lag 1 to lag 5

Table 3.3 – Correlation coefficients

Quantile	$P1/P2$	r_1/r_2	$ r_1 / r_2 $
0.05	-0.22	-0.02	-0.15
0.25	-0.10	-0.01	-0.06
0.50	0.00	0.00	0.00
0.75	0.09	0.01	0.07
0.95	0.24	0.02	0.17

3.4.2 The financialization scenario simulation results

We simulate the HAM with index investors. Index investors, as said previously, care about a commodity index to invest in commodity markets. The simulation relies on the same parameter setting presented in the baseline model, excepting r . We add the coefficients that characterize index investors' behaviour. Table 4 presents The parameter settings.

Table 3.4 – Parameter settings

$a = 1$	$c = 0.05$	$f = 0.05$	$\sigma^{P,1} = \sigma^{P,2} = 0.01$
$r = 60$	$\bar{P}^1 = 0$	$\bar{P}^2 = 0$	$\sigma^{C,1} = \sigma^{C,2} = 0.05$
$b = 0.975$	$\sigma^{F,1} = \sigma^{F,2} = 0.05$	$d = 0.05$	$\sigma^{I,1} = \sigma^{I,2} = 0.05$

Table 3.5 – Market 1 descriptive statistics

Quantile	r_{min}	r_{max}	V	D	K
0.05	-14.89	4.42	0.97	18.77	2.02
0.25	-13.15	9.57	1.23	26.03	2.92
0.50	-11.88	11.76	1.72	38.34	4.34
0.75	-9.88	13.06	2.32	72.44	6.71
0.95	-4.37	14.86	2.85	160.63	12.81

Quantile	ac_r^1	ac_r^2	ac_r^3	ac_r^4	ac_r^5
0.05	0.00	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03
0.25	0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01
0.50	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00
0.75	0.04	0.01	0.01	0.01	0.01
0.95	0.07	0.03	0.03	0.03	0.03

Quantile	$ac_{ r }^1$	$ac_{ r }^2$	$ac_{ r }^3$	$ac_{ r }^4$	$ac_{ r }^5$
0.05	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00
0.25	0.05	0.05	0.05	0.05	0.04
0.50	0.18	0.17	0.18	0.18	0.18
0.75	0.24	0.23	0.24	0.23	0.24
0.95	0.29	0.29	0.28	0.28	0.28

r_{min} and r_{max} are respectively the minimum and maximum daily returns. V is the volatility. D is the distortion coefficient. It represents the deviation of observed log prices from its fundamental value. ac_r^i with $i = 1, \dots, 5$ are the autocorrelation coefficients of absolute daily returns from lag 1 to lag 5. $ac_{|r|}^i$ with $i = 1, \dots, 5$ are the autocorrelation coefficients from lag 1 to lag 5

Table 3.6 – Correlation coefficients

Quantile	$P1/P2$	r_1/r_2	$ r_1 / r_2 $
0.05	-0.69	-0.02	-0.31
0.25	-0.36	-0.01	-0.08
0.50	-0.09	0.00	0.13
0.75	0.21	0.01	0.42
0.95	0.67	0.02	0.73

The analysis of our TMII (theoretical model with index investors) simulation results is done by comparing them to the simulation results of our benchmark. We observe that minimal returns are lower in the TMII and for each quantile. Maximal returns are higher for each quantile in the TMII. Agricultural returns range increases when we add index investors in the model. The introduction of index investors in the framework amplifies price's fluctuations. This numerical simulation result is in line with our major theoretical result. Indeed, the introduction of index investors can cause a Hopf bifurcation. If this bifurcation occurs, the steady state is not stable, and prices disconnect from their fundamental values. In this case, price's fluctuations are high. Also, the kurtosis is higher in the financialization of commodities scenario for both futures. It means that extreme prices occur more frequently in the financialization scenario than in the benchmark. Indeed, it is what we observe by comparing real futures' before the 2000s to the 2000s ones (see table 7). The introduction of index investors, in our case, changes the dynamics of futures. We also find that commodity returns are more correlated in the financialization scenario. This result is in line with Tang and Xiong (2012) that highlight index trading induces a rise in commodity prices' correlation.

We also study what happens when the parameter d varies. Appendix .3 presents the result tables. As a reminder, this parameter inquires about the index investors' degree of belief in their strategy. As d increases, the index investors' confidence reinforces. Simulations highlight that as d increases, minimal and maximal returns increase, as well as the distortion, the kurtosis and the volatility. Thus, as index traders confidence in their strategy rises, the futures dynamics change to become less stable. It makes sense as a Hopf bifurcation appears when d is close to 13.33.

The adding of this chapter lies in the explanation of the financialization causes. We identify that

the investors' behaviour is one channel by which financialization occurs. Price dynamics changes as we introduce index investors in the model. By comparing TMII to benchmark statistics, we find several results. In the TMII framework, prices are more volatile, extreme prices occur more frequently, and returns move away from their fundamental values with a wider range than in the benchmark. When returns strongly fluctuate, we observe a change in classic investors strategy. Indeed, in the TMII, the chartist strategy is preferred to the fundamentalist strategy. Thus, index investors, by changing classical investors preferences of strategy (on average), alter agricultural market characteristics. The unexpected result is that index investors do not directly change the price dynamics. Indeed, classical investors, by observing index investors strategy change their own. It is these interactions that affect price features. The result is that the investors interaction affects the efficiency of commodity markets.

Table 3.7 – Returns descriptive statistics from 2000 to 2018

Agricultural returns	r_{min}	r_{max}	V	D	K
Corn	-26.86	12.75	2.20	–	12.41
Oats	-14.68	11.32	2.21	–	3.82
Soybeans	-23.41	20.32	1.84	–	22.09
Wheat	-19.92	18.28	2.22	–	9.98
Cocoa	-17.09	7.81	1.72	–	7.40
Coffee	-11.09	8.19	1.82	–	1.79
Sugar	-12.37	13.06	2.32	–	3.10
Agricultural returns	ac_r^1	ac_r^2	ac_r^3	ac_r^4	ac_r^5
Corn	0.02	-0.01	0.01	0.01	-0.01
Oats	0.10	0.01	0.00	0.00	-0.02
Soybeans	-0.02	-0.04	0.04	-0.03	-0.06
Wheat	-0.06	0.00	-0.03	0.02	-0.01
Cocoa	0.06	0.00	-0.03	-0.03	0.00
Coffee	-0.04	0.00	0.02	0.00	0.01
Sugar	0.00	-0.01	0.05	-0.02	-0.05
Agricultural returns	$ac_{ r }^1$	$ac_{ r }^2$	$ac_{ r }^3$	$ac_{ r }^4$	$ac_{ r }^5$
Corn	0.11	0.08	0.06	0.09	0.08
Oats	0.10	0.08	0.07	0.01	0.04
Soybeans	0.25	0.13	0.09	0.12	0.17
Wheat	0.18	0.08	0.08	0.07	0.10
Cocoa	0.11	0.06	0.03	0.07	0.05
Coffee	0.02	0.04	0.03	0.01	0.03
Sugar	0.14	0.12	0.11	0.12	0.16

3.4.3 Extending the financialization framework

In this subsection, we extend the model by adding a third commodity market, and we specify three scenarios. We specifically focus on the correlation statistics and compare them to the correlation coefficients of the benchmark. The aim is to analyze whether index investors, through their investment style, affect the relationship between commodities.

The theoretical design with three commodity markets and with index investors without restrictions

In this first extension, all traders can invest in all markets. We assume that classical investors are specialists in these markets. That is why we suppose that all markets are agricultural commodity markets. Furthermore, the index includes all these futures. It means that index investors and classical investors do not have any restriction when they choose to invest. Appendix .2.1 gives details on the theoretical framework.

Table 3.8 – Parameter settings

$a = 1$	$c = 0.05$	$f = 0.05$	$\sigma^{P,1} = \sigma^{P,2} = \sigma^{P,3} = 0.01$
$r = 60$	$\bar{P}^1 = \bar{P}^2 = \bar{P}^3 = 0$	$\sigma^{C,1} = \sigma^{C,2} = \sigma^{C,3} = 0.05$	
$b = 0.975$	$\sigma^{F,1} = \sigma^{F,2} = \sigma^{F,3} = 0.05$	$d = 0.05$	$\sigma^{I,1} = \sigma^{I,2} = \sigma^{I,3} = 0.05$

Table 3.9 – Market 1 descriptive statistics

Quantile	r_{min}	r_{max}	V	D	K
0.05	-13.98	3.90	0.88	12.69	1.90
0.25	-11.97	4.71	0.93	18.32	2.54
0.50	-10.14	9.56	1.15	25.78	3.53
0.75	-4.91	12.10	1.64	45.07	6.04
0.95	-3.88	14.08	2.51	134.72	12.15

Quantile	ac_r^1	ac_r^2	ac_r^3	ac_r^4	ac_r^5
0.05	-0.01	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03
0.25	0.00	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01
0.50	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00
0.75	0.04	0.01	0.01	0.01	0.01
0.95	0.06	0.03	0.03	0.03	0.03

Quantile	$ac_{ r }^1$	$ac_{ r }^2$	$ac_{ r }^3$	$ac_{ r }^4$	$ac_{ r }^5$
0.05	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.00
0.25	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03
0.50	0.17	0.17	0.17	0.16	0.17
0.75	0.25	0.25	0.25	0.25	0.25
0.95	0.31	0.31	0.31	0.31	0.31

Table 3.10 – Correlation coefficients

Quantile	$P1/P2$	r_1/r_2	$ r_1 / r_2 $
0.05	-0.69	-0.02	-0.28
0.25	-0.32	-0.01	-0.06
0.50	-0.02	0.00	0.16
0.75	0.28	0.01	0.43
0.95	0.71	0.02	0.74

The theoretical design with three commodity markets and with restrictions on classical investors

In this case, classical traders (chartists and fundamentalists) invest in the first two markets, and index investors invest in all markets. The index includes all commodities, as index traders invest in all markets. Furthermore, we assume that classical investors are agricultural market specialists. Therefore, the third market is not agricultural. We suppose that the third market is an energy commodity, industrial metal or precious metal as the index comprises these commodities and agricultural commodities. Appendix .2.2 gives details on the theoretical framework.

Table 3.11 – Parameter settings

$a = 1$	$c = 0.05$	$f = 0.05$	$\sigma^{P,1} = \sigma^{P,2} = \sigma^{P,3} = 0.01$
$r = 60$	$\bar{P}^1 = \bar{P}^2 = \bar{P}^3 = 0$	$\sigma^{C,1} = \sigma^{C,2} = \sigma^{C,3} = 0.05$	
$b = 0.975$	$\sigma^{F,1} = \sigma^{F,2} = \sigma^{F,3} = 0.05$	$d = 0.5$	$\sigma^{I,1} = \sigma^{I,2} = \sigma^{I,3} = 0.05$

Table 3.12 – Market 1 descriptive statistics

Quantile	r_{min}	r_{max}	V	D	K
0.05	-14.33	4.55	0.92	12.27	4.71
0.25	-12.35	7.94	1.16	16.21	6.05
0.50	-10.87	10.51	1.45	22.67	6.36
0.75	-8.40	12.29	1.88	46.19	8.00
0.95	-4.49	14.14	2.60	137.86	16.73

Quantile	ac_r^1	ac_r^2	ac_r^3	ac_r^4	ac_r^5
0.05	0.01	-0.02	-0.03	-0.03	-0.03
0.25	0.03	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01
0.50	0.05	0.00	0.00	0.00	0.00
0.75	0.06	0.01	0.01	0.01	0.01
0.95	0.08	0.03	0.03	0.03	0.03

Quantile	$ac_{ r }^1$	$ac_{ r }^2$	$ac_{ r }^3$	$ac_{ r }^4$	$ac_{ r }^5$
0.05	0.02	0.01	0.02	0.02	0.02
0.25	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
0.50	0.17	0.17	0.17	0.17	0.17
0.75	0.22	0.22	0.22	0.22	0.22
0.95	0.28	0.27	0.27	0.27	0.27

Table 3.13 – Correlation coefficients

Quantile	$P1/P2$	$P1/P3$	r_1/r_2	r_1/r_3	$ r_1 / r_2 $	$ r_1 / r_3 $
0.05	-0.64	-0.67	-0.01	-0.01	-0.24	-0.32
0.25	-0.26	-0.26	0.00	0.00	-0.07	-0.11
0.50	0.02	0.04	0.01	0.01	0.11	0.09
0.75	0.30	0.33	0.02	0.02	0.38	0.33
0.95	0.71	0.66	0.03	0.03	0.74	0.69

The theoretical design with three commodity markets and with restrictions on index investors

In this last extension, all assets are agricultural derivative products. The commodity index is composed of the two first assets. In this case, classical traders (chartists and fundamentalists) invest in all assets, and index traders invest in the two first assets. Appendix .2.3 gives details on the theoretical framework.

Table 3.14 – Parameter settings

$a = 1$	$c = 0.05$	$f = 0.05$	$\sigma^{P,1} = \sigma^{P,2} = \sigma^{P,3} = 0.01$
$r = 45$	$\bar{P}^1 = \bar{P}^2 = \bar{P}^3 = 0$	$\sigma^{C,1} = \sigma^{C,2} = \sigma^{C,3} = 0.05$	
$b = 0.975$	$\sigma^{F,1} = \sigma^{F,2} = \sigma^{F,3} = 0.05$	$d = 0.05$	$\sigma^{I,1} = \sigma^{I,2} = \sigma^{I,3} = 0.05$

Table 3.15 – Market 1 descriptive statistics

Quantile	r_{min}	r_{max}	V	D	K
0.05	-13.01	4.37	1.01	10.02	2.26
0.25	-9.17	4.87	1.04	11.79	2.77
0.50	-5.85	5.60	1.09	14.09	3.33
0.75	-4.99	9.69	1.18	18.98	5.28
0.95	-4.43	13.01	1.94	76.79	11.56

Quantile	ac_r^1	ac_r^2	ac_r^3	ac_r^4	ac_r^5
0.05	0.03	-0.02	-0.03	-0.03	-0.03
0.25	0.05	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01
0.50	0.06	0.01	0.00	0.00	0.00
0.75	0.07	0.02	0.01	0.01	0.01
0.95	0.10	0.04	0.03	0.03	0.02

Quantile	$ac_{ r }^1$	$ac_{ r }^2$	$ac_{ r }^3$	$ac_{ r }^4$	$ac_{ r }^5$
0.05	0.00	-0.01	0.00	0.00	-0.01
0.25	0.02	0.02	0.01	0.01	0.01
0.50	0.04	0.04	0.04	0.03	0.04
0.75	0.14	0.13	0.13	0.13	0.13
0.95	0.26	0.26	0.26	0.26	0.25

Table 3.16 – Market 3 descriptive statistics

Quantile	r_{min}	r_{max}	V	D	K
0.05	-12.08	3.87	0.86	8.55	2.17
0.25	-7.09	4.35	0.93	10.31	2.63
0.50	-4.94	4.85	0.96	12.20	3.06
0.75	-4.38	6.67	1.02	15.53	4.05
0.95	-3.91	11.82	1.47	40.99	9.92

Quantile	ac_r^1	ac_r^2	ac_r^3	ac_r^4	ac_r^5
0.05	-0.02	-0.03	-0.03	-0.02	-0.03
0.25	0.00	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01
0.50	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00
0.75	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01
0.95	0.04	0.03	0.03	0.02	0.02

Quantile	$ac_{ r }^1$	$ac_{ r }^2$	$ac_{ r }^3$	$ac_{ r }^4$	$ac_{ r }^5$
0.05	0.00	0.00	-0.01	0.00	0.00
0.25	0.01	0.02	0.01	0.02	0.02
0.50	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03
0.75	0.09	0.10	0.09	0.09	0.09
0.95	0.28	0.27	0.27	0.27	0.27

Table 3.17 – Correlation coefficients

Quantile	$P1/P2$	$P1/P3$	r_1/r_2	r_1/r_3	$ r_1 / r_2 $	$ r_1 / r_3 $
0.05	-0.44	-0.52	-0.01	-0.02	-0.19	-0.21
0.25	-0.09	-0.21	0.01	-0.01	-0.06	-0.06
0.50	0.01	-0.01	0.02	0.00	0.07	0.06
0.75	0.28	0.19	0.03	0.01	0.25	0.22
0.95	0.66	0.55	0.04	0.02	0.67	0.63

3.4.4 Comparing the benchmark with extensions

By comparing our benchmark to extensions, we observe similar characteristics. Minimal returns, maximal returns, and distortion range much more in all extensions. The kurtosis is always higher in extensions than in the benchmark on average. All these results are in line with our financialization scenario. We also analyse the correlation coefficients. We find that log prices $P1$ and $P2$ are much more correlated in all scenario than in the benchmark. $P1$ and $P3$ are also more closely correlated in extensions than $P1$ and $P2$ in the benchmark. We find same results for absolute returns $r1$ and $r2$ and $r1$ and $r3$. Our findings are in line with Tang and Xiong (2012). Indeed, futures that compose the commodity index are more closely tied than when the index does not comprise these assets. Besides, even when one futures composes the index and the other futures does not, these assets are more closely linked than when index traders do not trade in commodity markets. Thus, the impact of index traders on commodity markets also affects assets that are not included in the index. In the case of our simulations, the index traders activity affect the relationship between agricultural commodities but also the relationship between different commodity sectors. These findings corroborate the theory of the financialization of commodities. More importantly, it allows giving a potential channel for this phenomenon.

Conclusion

This chapter aims to contribute to the financialization of commodities literature. To do that, we choose to use a HAM with two commodity markets and three investors strategies. The methodology

consists in comparing a benchmark design, with classical investors (fundamentalists and chartists), with a model that introduces index investors but also contains classical investors.

Our results are in line with the strand of the literature that finds an effect of the financial activity on commodity markets characteristics. We highlight a channel by which the financialization of commodities occurs. It is the interaction between classical and index investors behaviours that affect agricultural asset dynamics. Our findings also highlight how the introduction of index investors reinforces the relationship between futures. It is the case for futures that compose the index but also if one futures is included in the index and the other one is not. By affecting the features of the futures, investors jointly impact the price discovery of commodities.

To improve our work, experimental studies on the behaviour of index investors is necessary. Indeed, it will improve the calibration of parameters relying on the investors believes. To our knowledge, this kind of study does not exist in the case of commodity investors.

Bibliography of Chapter 3

- Abbott, P. C., Hurt, C., Tyner, W. E., 2009. What's Driving Food Prices? March 2009 Update. Issue Reports.
- Adams, Z., Glück, T., 2015. Financialization in commodity markets: A passing trend or the new normal? *Journal of Banking & Finance* 60, 93–111.
URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0378426615002022>
- Aït-Youcef, C., 2019. How index investment impacts commodities: A story about the financialization of agricultural commodities. *Economic Modelling* 80, 23–33.
- Aït-Youcef, C., Del Lo, G., Mar. 2017. L'influence de l'activité financière sur la volatilité des prix des denrées alimentaires. (French). *The Influence of Financial Activity on the Volatility of Food Prices.* (English) 45 (3), 45–66.
- Basak, S., Pavlova, A., Aug. 2016. A Model of Financialization of Commodities. *The Journal of Finance* 71 (4), 1511–1556.
URL <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/jofi.12408/abstract>
- Baumeister, C., Kilian, L., Oct. 2014. Do Oil Price Increases Cause Higher Food Prices? *Economic Policy* (80), 691–737.
- Brock, W. A., Hommes, C. H., 1998. Heterogeneous beliefs and routes to chaos in a simple asset pricing model. *Journal of Economic dynamics and Control* 22 (8), 1235–1274.
URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165188998000116>

- Büyükşahin, B., Robe, M. A., Apr. 2014. Speculators, commodities and cross-market linkages. *Journal of International Money and Finance* 42, 38–70.
- Cheng, I.-H., Xiong, W., 2014. Financialization of Commodity Markets. *Annual Review of Financial Economics* 6 (1), 419–441.
URL <http://dx.doi.org/10.1146/annurev-financial-110613-034432>
- Cheung, Y.-W., Ng, L. K., 1996. A causality-in-variance test and its application to financial market prices. *Journal of econometrics* 72 (1-2), 33–48.
- Commission, C. F. T., 2008. Staff report on commodity swap dealers & index traders with commission recommendations. Tech. rep.
- Creti, A., Joëts, M., Mignon, V., May 2013. On the links between stock and commodity markets' volatility. *Energy Economics* 37, 16–28.
- Fama, E. F., 1970. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The journal of Finance* 25 (2), 383–417.
- Fattouh, B., Kilian, L., Mahadeva, L., 2013. The role of speculation in oil markets: What have we learned so far? *The Energy Journal*, 7–33.
- Gilbert, C. L., 2010. How to understand high food prices. *Journal of agricultural economics* 61 (2), 398–425.
- Girardi, D., Jul. 2015. Financialization of Food: Modelling the Time-Varying Relation between Agricultural Prices and Stock Market Dynamics. *International Review of Applied Economics* 29 (4), 482–505.
- He, X.-Z., Westerhoff, F. H., Sep. 2005. Commodity markets, price limiters and speculative price dynamics. *Journal of Economic Dynamics and Control* 29 (9), 1577–1596.
URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165188904001137>
- Hernandez, M., Torero, M., 2010. Examining the dynamic relationship between spot and future prices of agricultural commodities. Tech. rep., International Food Policy Research Institute (IFPRI).

- Irwin, S. H., Sanders, D. R., Merrin, R. P., 2009. Devil or angel? The role of speculation in the recent commodity price boom (and bust). *Journal of agricultural and applied economics* 41 (2), 377–391.
- Keynes, J. M., 1930. A treatise on money. JSTOR.
URL <http://www.jstor.org/stable/30094697>
- Masters, M. W., 2008. Testimony before the committee on homeland security and governmental affairs. US Senate, Washington, May 20.
- Mayer, J., Jun. 2012. The Growing Financialisation of Commodity Markets: Divergences between Index Investors and Money Managers. *Journal of Development Studies* 48 (6), 751–767.
- Ordu, B. M., Oran, A., Soytaş, U., Jun. 2018. Is food financialized? Yes, but only when liquidity is abundant. *Journal of Banking and Finance* 95, 82–96.
- Pindyck, R., Rotemberg, J., 1990. The Excess Co-Movement of Commodity Prices. *The Economic Journal* 100 (403), 1173–1189.
- Pradkhan, E., Oct. 2017. Financial activity in agricultural futures markets: evidence from quantile regressions. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 61 (4), 610–625.
URL <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/1467-8489.12222/abstract>
- Reitz, S., Westerhoff, F., Sep. 2007. Commodity price cycles and heterogeneous speculators: a STAR–GARCH model. *Empirical Economics* 33 (2), 231–244.
- Silvennoinen, A., Thorp, S., 2013. Financialization, crisis and commodity correlation dynamics. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 24, 42–65.
URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1042443112001059>
- Simon, H. A., 1957. Models of man; social and rational: Mathematical essays on rational human behavior in a social setting. Wiley, New York.
- Singleton, K. J., Feb. 2014. Investor Flows and the 2008 Boom/Bust in Oil Prices. *Management Science* 60 (2), 300–318.

Tang, K., Xiong, W., 2012. Index investment and the financialization of commodities. *Financial Analysts Journal* 68 (5), 54–74.

URL <http://www.cfapubs.org/doi/abs/10.2469/faj.v68.n6.5>

Westerhoff, F., Reitz, S., 2005. Commodity price dynamics and the nonlinear market impact of technical traders: empirical evidence for the US corn market. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* 349 (3-4), 641–648.

Westerhoff, F. H., Dieci, R., 2006. The effectiveness of Keynes–Tobin transaction taxes when heterogeneous agents can trade in different markets: a behavioral finance approach. *Journal of Economic Dynamics and Control* 30 (2), 293–322.

Westerhoff, F. H., Reitz, S., 2003. Nonlinearities and cyclical behavior: the role of chartists and fundamentalists. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics* 7 (4), 1–15.

Appendix of Chapter 3

.1 The analysis of the local stability

.1.1 The local stability analysis of the benchmark framework

The local stability of the steady state is studied *via* the localization on the complex plan, of the Jacobian's matrix eigen-values obtained at the steady state, of the map associated to the dynamical system. A necessary and sufficient condition for the local stability of the steady state is that all eigenvalues are smaller than one in modulus.

$$P^{1'} = P^1 + a(W^{1C}c(P^1 - x^1) + W^{1F}f(\bar{P}^1 - P^1))$$

$$x^{1'} = P^1$$

$$y^{1'} = x^1$$

$$P^{2'} = P^2 + a(W^{2C}c(P^2 - x^2) + W^{2F}f(\bar{P}^2 - P^2))$$

$$x^{2'} = P^2$$

$$y^{2'} = x^2$$

$$A^{1C'} = U^1c(x^1 - y^1) + bA^{1C}$$

$$A^{1F'} = U^1f(\bar{P}^1 - x^1) + bA^{1F}$$

$$A^{2C'} = U^2c(x^2 - y^2) + bA^{2C}$$

$$A^{2F'} = U^2f(\bar{P}^2 - x^2) + bA^{2F}$$

with

$$\begin{aligned}
W_t^{1C} &= \frac{\exp[rA_t^{1C}]}{V}, W_t^{2C} = \frac{\exp[rA_t^{2C}]}{V}, W_t^{1F} = \frac{\exp[rA_t^{1F}]}{V}, W_t^{2F} = \frac{\exp[rA_t^{2F}]}{V}, \\
W_t^0 &= 1 - W_t^{1C} - W_t^{2C} - W_t^{1F} - W_t^{2F} \\
V &= \exp[rA_t^{1C}] + \exp[rA_t^{2C}] + \exp[rA_t^{1F}] + \exp[rA_t^{2F}] + \exp[0] \\
U^1 &= (\exp[P^{1'}] - \exp[P^1]) = \exp[P^1]\{W^{1C}c(P^1 - x^1) + W^{1F}f(\bar{P}^1 - P^1)\} - 1\}, \\
U^2 &= (\exp[P^{2'}] - \exp[P^2]) = \exp[P^2]\{\exp[a(W^{2C}c(P^2 - x^2) + W^{2F}f(\bar{P}^2 - P^2))]\} - 1\}
\end{aligned}$$

' represents the time $t + 1$.

We then consider the $P^{i'}$ partial derivatives, $i = 1, 2$ with respect to P^i , x^i and y^i

$$\begin{aligned}
\frac{\partial P^{1'}}{\partial P^1} &= 1 + a(W^{1C}c - W^{1F}f) \\
\frac{\partial P^{1'}}{\partial x^1} &= -a(W^{1C}c)
\end{aligned}$$

which gives at the steady state

$$\left. \frac{\partial P^{1'}}{\partial P^1} \right|_{s.s.} = 1 + 0.2a(c - f), \quad \left. \frac{\partial P^{1'}}{\partial x^1} \right|_{s.s.} = -0.2ac$$

while

$$\frac{\partial P^{1'}}{\partial P^2} = \frac{\partial P^{1'}}{\partial x^2} = \frac{\partial P^{1'}}{\partial y^1} = \frac{\partial P^{1'}}{\partial y^2} = 0$$

In the same way, at the steady state

$$\left. \frac{\partial P^{2'}}{\partial P^2} \right|_{s.s.} = 1 + a0.2(c - f), \quad \left. \frac{\partial P^{2'}}{\partial x^2} \right|_{s.s.} = -0.2ac$$

and

$$\frac{\partial P^{2'}}{\partial P^1} = \frac{\partial P^{2'}}{\partial x^1} = \frac{\partial P^{2'}}{\partial y^1} = \frac{\partial P^{2'}}{\partial y^2} = 0$$

then we consider the partial derivatives of P^{i*} for $i = 1, 2$ with respect to A^{Kj} , with $K = 1, 2$ and

$j \in \{C, F\}$.

$$\frac{\partial P^{i'}}{\partial A^{Kj}} = a \left[c(P^i - x^i) \frac{\partial W^{iC}}{\partial A^{Kj}} + f(\bar{P}^i - P^i) \frac{\partial W^{iF}}{\partial A^{Kj}} \right]$$

However, at the steady state $P^i = x^i = \bar{P}^i$, so all those partial derivatives are null $\frac{\partial P^{i'}}{\partial A^{ijk}} = 0$.

Considering the partial derivatives of $A^{Kj'}$, with $i = 1, 2$, $j = C, F$ and $K = 1, 2$ with respect to P^l , x^l and y^l , with $l = 1, 2$, and the variable $U^i \equiv (\exp[P^{i'}] - \exp[P^i]) = 0$ at the steady state (with $P^{i'} = P^i$) with $i = 1, 2$ we find the following results.

$$\begin{aligned} \frac{\partial A^{iC'}}{\partial P^i} &= c(x^i - y^i) \frac{\partial U^i}{\partial P^i} = 0, & \frac{\partial A^{iF'}}{\partial P^i} &= f(\bar{P}^i - x^i) \frac{\partial U^i}{\partial P^i} = 0, \\ \frac{\partial A^{iC'}}{\partial x^i} &= c \left((x^i - y^i) \frac{\partial U^i}{\partial x^i} + U^i \right) = 0, & \frac{\partial A^{iF'}}{\partial x^i} &= f \left((\bar{P}^i - x^i) \frac{\partial U^i}{\partial x^i} - U^i \right) = 0, \\ \frac{\partial A^{iC'}}{\partial y^i} &= -cU^i = 0, & \frac{\partial A^{iF'}}{\partial y^i} &= 0 \end{aligned}$$

For $j = 1, 2$, $i = 1, 2$ and $i \neq j$

$$\frac{\partial A^{iC'}}{\partial P^j} = \frac{\partial A^{iF'}}{\partial P^j} = \frac{\partial A^{iC'}}{\partial x^j} = \frac{\partial A^{iF'}}{\partial x^j} = \frac{\partial A^{iC'}}{\partial y^j} = \frac{\partial A^{iF'}}{\partial y^j} = 0$$

We make similar remarks for $\frac{\partial A^{ij'}}{\partial A^{om}}$ partial derivatives with $j, m = C, F$ and $i, o = 1, 2$. Partial derivatives are null due to coefficients such as $(x^i - y^i)$ or $(\bar{P}^i - x^i)$, except for:

$$\frac{\partial A^{1C'}}{\partial A^{1C}} = \frac{\partial A^{1F'}}{\partial A^{1F}} = \frac{\partial A^{2C'}}{\partial A^{2C}} = \frac{\partial A^{2F'}}{\partial A^{2F}} = 0$$

We represent the Jacobian matrix by considering the dynamic variables in the following order: $P^1, x^1, y^1, P^2, x^2, y^2, A^{1C}, A^{1F}, A^{2C}$ and A^{2F} .

$$J = \begin{pmatrix} 1 + 0.2a(c - f) & -0.2ac & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 + 0.2a(c - f) & -0.2ac & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b \end{pmatrix}$$

$$J = \begin{pmatrix} H_1 & 0_{(3,3)} & 0_{(3,4)} \\ 0_{(3,3)} & H_2 & 0_{(3,4)} \\ 0_{(4,3)} & 0_{(4,3)} & bI_4 \end{pmatrix}$$

$$\text{where } H_1 = H_2 = \begin{pmatrix} 1 + 0.20a(c - f) & -0.2ac & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \text{ and } bI_4 = \begin{pmatrix} b & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b \end{pmatrix}$$

The eigenvalues of the Jacobian matrix can be obtained by calculating the eigenvalues of each bloc matrix H_1 , H_2 and bI_4 , due to the particular structure of J . So four of the tenth eigen-values are reals and equal to b . These eigenvalues are necessarily lower than one in modulus since $0 \leq b < 1$. Three eigenvalues are these of the H_1 bloc and the three others are these of the H_2 bloc, with $H_2 = H_1$. H_1 and H_2 are bloc triangular with one eigenvalue equal to 0 (and so lower than one in modulus). The following 2×2 matrix contains the two other eigenvalues.

$$Q = \begin{pmatrix} 1 + 0.2a(c - f) & -0.2ac \\ 1 & 0 \end{pmatrix}$$

with $Tr(Q) = 1 + 0.2a(c - f)$ and $Det(Q) = 0.2ac$. In the special case of a 2×2 matrix, eigenvalues can be calculated as

$$det(Q - \lambda I) = P(\lambda) = \lambda^2 - Tr(Q)\lambda + Det(Q) = \lambda^2 - (1 + 0.2a(c - f))\lambda + 0.2ac = 0$$

We study the stability of the steady state through the eigenvalues' analysis.

- $|\lambda_i| < 1, \quad \forall i = 1, 2$

- $det(Q) = \underbrace{\prod_{i=1}^n \lambda_i}_{\textcircled{1}} < 1$ and $\underbrace{\sum_{i=1}^n \lambda_i}_{\textcircled{2}} = Tr(Q)$

We use the geometrical approach to analyze the stability of the steady state as it is defined by a two-dimensional system. We summarize this approach by the following conditions:

- $det(Q) < 1$
- $det(Q) > Tr(Q) - 1$
- $det(Q) > -Tr(Q) - 1$

That leads to the following conditions

- $Det(Q) < 1 \Leftrightarrow 0.2ac < 1 \Leftrightarrow \boxed{c < \frac{5}{a}}$
- $det(Q) > Tr(Q) - 1 \Leftrightarrow \boxed{0.2af > 0}$
- $det(Q) > -Tr(Q) - 1 \Rightarrow \boxed{f < \frac{10}{a} + 2c}$

The local region is stable if a , f and c , the reaction parameters and the price adjustment are strictly positive and if the over-head conditions are respected.

After having determine the stability at the steady state, we focus on the study of bifurcations near the steady state. Two kinds of bifurcations can exist with our dynamical system: The Hopf bifurcation and the Flip. The saddle-node bifurcation can not happen as the steady state is unique. Hopf bifurcations occur when complex conjugate roots have a unit modulus. Hopf bifurcations depend on the following property

$$\begin{aligned} P(\lambda) &= \lambda^2 - Tr(Q)\lambda + det(Q) \\ &= \lambda^2 - a_1\lambda + a_2 \end{aligned}$$

with $a_1 = 1 + 0.2a(c - f)$ and $a_2 = 0.2ac$. Thus:

$$\begin{aligned} a_1^2 - 4a_2 &< 0 \\ \underbrace{(1 + 0.2a(c - f))^2}_{> 0} - \underbrace{4(0.2ac)}_{> 0} &< 0 \end{aligned}$$

with the given signs of the partial derivatives, $a_2 > 0$. We assume that a_1^2 is sufficiently low that the roots are complex. The modulus of a complex root is equal to $+\sqrt{a_2}$, so the unit modulus condition is $a_2 = 1$, which gives the critical value of the parameter as below.

$$\begin{aligned} 0.2ac &= 1 \\ c_0 &= \frac{5}{a} \end{aligned}$$

Then we calculate the derivative of the modulo with respect to c which must be > 0

$$\frac{\partial a_2^{1/2}}{\partial c} = \frac{\partial 0.2ac^{1/2}}{\partial c} = \frac{1}{2}(0.2ac)^{-1/2} > 0$$

The Hopf bifurcation appears if $c = \frac{5}{a}$. Furthermore, the flip happens when $f = \frac{10}{a} + 2c$, since in this case, one eigenvalue becomes lower than -1 .

.1.2 The new design: details about the system simplifications

$$P_{t+1}^1 = P_t^1 + a(W_t^{1C}(c(P_t^1 - x_t^1) + S_t^{1C}) + W_t^{1F}(f(\bar{P}^1 - P_t^1) + S_t^{1F}) + W_t^I \frac{1}{2}d(I_t - z_t) + S_t^{1I}) + S_t^{P1} \quad (17)$$

$$x_{t+1}^1 = P_t^1$$

$$y_{t+1}^1 = x_t^1$$

$$P_{t+1}^2 = P_t^2 + a(W_t^{2C}(c(P_t^2 - x_t^2) + S_t^{2C}) + W_t^{2F}(f(\bar{P}^2 - P_t^2)S_t^{2F}) + W_t^I(\frac{1}{2}d(I_t - z_t) + S_t^{2I})) + S_t^{P2} \quad (18)$$

$$x_{t+1}^2 = P_t^2$$

$$y_{t+1}^2 = x_t^2$$

$$z_{t+1} = I_t = \frac{1}{2}(P_t^1 + P_t^2) + S_t^I \quad (19)$$

$$v_{t+1} = z_t = \frac{1}{2}(x_t^1 + x_t^2) + S_{t-1}^I \quad (20)$$

$$A_{t+1}^{1C} = (\exp[P_{t+1}^1] - \exp[P_t^1])(c(x_t^1 - y_t^1) + S_{t-1}^{1C}) + bA_t^{1C}$$

$$A_{t+1}^{1F} = (\exp[P_{t+1}^1] - \exp[P_t^1])(f(\bar{P}^1 - x_t^1) + S_{t-1}^{1F}) + bA_t^{1F}$$

$$A_{t+1}^{2C} = (\exp[P_{t+1}^2] - \exp[P_t^2])(c(x_t^2 - y_t^2) + S_{t-1}^{2C}) + bA_t^{2C}$$

$$A_{t+1}^{2F} = (\exp[P_{t+1}^2] - \exp[P_t^2])(f(\bar{P}^2 - x_t^2) + S_{t-1}^{2F}) + bA_t^{2F}$$

$$A_{t+1}^I = (\exp[P_{t+1}^1] - \exp[P_t^1])(\frac{1}{2}.d(z_t - v_t) + S_t^{1I}) + (\exp[P_{t+1}^2] - \exp[P_t^2])(\frac{1}{2}.d(z_t - v_t) + S_t^{2I}) + bA_t^I$$

By replacing I_t and I_{t-1} by its expression in (19) and (20) we obtain the following system.

$$\begin{aligned}
P_{t+1}^1 &= P_t^1 + a(W_t^{1C}(c(P_t^1 - x_t^1) + S_t^{1C}) + W_t^{1F}(f(\bar{P}^1 - P_t^1) + S_t^{1F}) \\
&\quad + W_t^I \frac{1}{2} d(\frac{1}{2}(P_t^1 + P_t^2) + S_t^I - \frac{1}{2}(x_t^1 + x_t^2) + S_{t-1}^I) + S_t^{1I}) + S_t^{P1} \\
x_{t+1}^1 &= P_t^1 \\
y_{t+1}^1 &= x_t^1 \\
P_{t+1}^2 &= P_t^2 + a(W_t^{2C}(c(P_t^2 - x_t^2) + S_t^{2C}) + W_t^{2F}(f(\bar{P}^2 - P_t^2) + S_t^{2F}) \\
&\quad + W_t^I \frac{1}{2} d(\frac{1}{2}(P_t^1 + P_t^2) + S_t^I - \frac{1}{2}(x_t^1 + x_t^2) + S_{t-1}^I) + S_t^{2I}) + S_t^{P2} \\
x_{t+1}^2 &= P_t^2 \\
y_{t+1}^2 &= x_t^2 \\
z_{t+1} &= I_t = \frac{1}{2}(P_t^1 + P_t^2) + S_t^I \tag{21} \\
v_{t+1} &= z_t = \frac{1}{2}(x_t^1 + x_t^2) + S_{t-1}^I \tag{22} \\
A_{t+1}^{1C} &= (\exp[P_{t+1}^1] - \exp[P_t^1])(c(x_t^1 - y_t^1) + S_{t-1}^{1C}) + bA_t^{1C} \\
A_{t+1}^{1F} &= (\exp[P_{t+1}^1] - \exp[P_t^1])(f(\bar{P}^1 - x_t^1) + S_{t-1}^{1F}) + bA_t^{1F} \\
A_{t+1}^{2C} &= (\exp[P_{t+1}^2] - \exp[P_t^2])(c(x_t^2 - y_t^2) + S_{t-1}^{2C}) + bA_t^{2C} \\
A_{t+1}^{2F} &= (\exp[P_{t+1}^2] - \exp[P_t^2])(f(\bar{P}^2 - x_t^2) + S_{t-1}^{2F}) + bA_t^{2F} \\
A_{t+1}^I &= (\exp[P_{t+1}^1] - \exp[P_t^1])(\frac{1}{2}.d(z_t - v_t) + S_t^{1I}) + (\exp[P_{t+1}^2] - \exp[P_t^2])(\frac{1}{2}.d(z_t - v_t) + S_t^{2I}) + bA_t^I
\end{aligned}$$

By replacing z_t and v_{t-1} by its expression in (21) and (22) we obtain the system in the manuscript.

.1.3 Description of the steady state with index investors

Details on variables values at the steady state are given in this appendix.

We consider the $P^{i'}$ partial derivatives, $i = 1, 2$ with respect to P^i , x^i and y^i . $'$ represents the

$t + 1$ period.

$$\begin{aligned}\frac{\partial P^{1'}}{\partial P^1} &= 1 + a(W^{1C}c - W^{1F}f + \frac{1}{4}W^I d) \\ \frac{\partial P^{1'}}{\partial x^1} &= -a(W^{1C}c + \frac{1}{4}W^I d)\end{aligned}$$

which gives at the steady state

$$\left. \frac{\partial P^{1'}}{\partial P^1} \right|_{s.s.} = 1 + \frac{1}{7}a(c - f + \frac{1}{4}), \quad \left. \frac{\partial P^{1'}}{\partial x^1} \right|_{s.s.} = -\frac{1}{7}a(c + \frac{d}{4})$$

while

$$\begin{aligned}\frac{\partial P^{1'}}{\partial P^2} &= -\frac{\partial P^{1'}}{\partial x^2} = \frac{1}{28}ad \\ \frac{\partial P^{1'}}{\partial y^1} &= \frac{\partial P^{1'}}{\partial y^2} = 0\end{aligned}$$

In the same way, at the steady state

$$\left. \frac{\partial P^{2'}}{\partial P^2} \right|_{s.s.} = 1 + \frac{1}{7}a(c - f + \frac{1}{4}), \quad \left. \frac{\partial P^{2'}}{\partial x^2} \right|_{s.s.} = -\frac{1}{7}a(c + \frac{d}{4})$$

and

$$\begin{aligned}\frac{\partial P^{2'}}{\partial P^1} &= -\frac{\partial P^{2'}}{\partial x^1} = \frac{1}{28}ad \\ \frac{\partial P^{2'}}{\partial y^1} &= \frac{\partial P^{2'}}{\partial y^2} = 0\end{aligned}$$

Then, we consider the partial derivatives of P^{i*} for $i = 1, 2$ with respect to A^{Kj} and A^I , with $K = 1, 2$ and $j = C, F$.

$$\frac{\partial P^{i'}}{\partial A^{Kj}} = a \left[c(P^i - x^i) \frac{\partial W^{iC}}{\partial A^{Kj}} + f(\bar{P}^i - P^i) \frac{\partial W^{iF}}{\partial A^{Kj}} + \frac{1}{2}d \left(\frac{1}{2}(P_t^1 + P_t^2) - \frac{1}{2}(x_t^1 + x_t^2) \right) \frac{\partial W^I}{\partial A^I} \right]$$

However, at the steady state $P^i = x^i = \bar{P}^i$, so all these partial derivatives are null $\frac{\partial P^{i'}}{\partial A^{ijk}} = 0$.

Considering the partial derivatives of $A^{Kj'}$, with $i = 1, 2$, $j = C, F$ and $K = 1, 2$ with respect to

P^l , x^l and y^l , with $l = 1, 2$, and the variable $U^i \equiv (\exp [P^{i'}] - \exp [P^i]) = 0$ at the steady state (with $P^{i'} = P^i$) with $i = 1, 2$, we find the following results.

$$\begin{aligned}\frac{\partial A^{iC'}}{\partial P^i} &= c(x^i - y^i) \frac{\partial U^i}{\partial P^i} = 0, & \frac{\partial A^{iF'}}{\partial P^i} &= f(\bar{P}^i - x^i) \frac{\partial U^i}{\partial P^i} = 0, \\ \frac{\partial A^{iC'}}{\partial x^i} &= c \left((x^i - y^i) \frac{\partial U^i}{\partial x^i} + U^i \right) = 0, & \frac{\partial A^{iF'}}{\partial x^i} &= f \left((\bar{P}^i - x^i) \frac{\partial U^i}{\partial x^i} - U^i \right) = 0, \\ \frac{\partial A^{iC'}}{\partial y^i} &= -cU^i = 0, & \frac{\partial A^{iF'}}{\partial y^i} &= 0\end{aligned}$$

For $j = 1, 2$, $i = 1, 2$ and $i \neq j$

$$\frac{\partial A^{iC'}}{\partial P^j} = \frac{\partial A^{iF'}}{\partial P^j} = \frac{\partial A^{iC'}}{\partial x^j} = \frac{\partial A^{iF'}}{\partial x^j} = \frac{\partial A^{iC'}}{\partial y^j} = \frac{\partial A^{iF'}}{\partial y^j} = 0$$

Similar remarks can be done for $\frac{\partial A^{ij'}}{\partial A^{om}}$ partial derivatives, with $j, m = C, F$ and $i, o = 1, 2$. Partial derivatives are null due to coefficients such as $(x^i - y^i)$ or $(\bar{P}^i - x^i)$, except for

$$\frac{\partial A^{1C'}}{\partial A^{1C}} = \frac{\partial A^{1F'}}{\partial A^{1F}} = \frac{\partial A^{2C'}}{\partial A^{2C}} = \frac{\partial A^{2F'}}{\partial A^{2F}} = b$$

Considering the partial derivatives of $A^{I'}$, with respect to P^i , x^i and y^i , with $i = 1, 2$, and the variable $U^i \equiv (\exp [P^{i'}] - \exp [P^i]) = 0$ at the steady state (with $P^{i'} = P^i$) with $i = 1, 2$, we find that:

$$\frac{\partial A^{I'}}{\partial P^i} = \frac{\partial A^{I'}}{\partial x^i} = \frac{\partial A^{I'}}{\partial y^i} = \frac{\partial A^{I'}}{\partial A^{i,K}} = 0, \quad \frac{\partial A^{I'}}{\partial A^I} = b$$

(23)

.2 Details on the extensions of the financial framework

.2.1 The theoretical design with three commodity markets and with index investors

This appendix contains the dynamical system of the theoretical design for three markets without market restriction for investors. In other words, index investors can invest in all markets and

classical investors are specialists of the three markets.

$$\begin{aligned}
P_{t+1}^1 &= P_t^1 + a(W_t^{1C}(c(P_t^1 - x_t^1) + S_t^{1C}) + W_t^{1F}(f(\bar{P}^1 - P_t^1) + S_t^{1F}) \\
&\quad + W_t^I \frac{1}{3} d(\frac{1}{3}(P_t^1 + P_t^2 + P_t^3) + S_t^I - \frac{1}{3}(x_t^1 + x_t^2 + x_t^3) + S_{t-1}^I) + S_t^{1I}) + S_t^{P1} \\
x_{t+1}^1 &= P_t^1 \\
y_{t+1}^1 &= x_t^1 \\
P_{t+1}^2 &= P_t^2 + a(W_t^{2C}(c(P_t^2 - x_t^2) + S_t^{2C}) + W_t^{2F}(f(\bar{P}^2 - P_t^2) + S_t^{2F}) \\
&\quad + W_t^I \frac{1}{3} d(\frac{1}{3}(P_t^1 + P_t^2 + P_t^3) + S_t^I - \frac{1}{3}(x_t^1 + x_t^2 + x_t^3) + S_{t-1}^I) + S_t^{2I}) + S_t^{P2} \\
x_{t+1}^2 &= P_t^2 \\
y_{t+1}^2 &= x_t^2 \\
P_{t+1}^3 &= P_t^3 + a(W_t^{3C}(c(P_t^3 - x_t^3) + S_t^{3C}) + W_t^{3F}(f(\bar{P}^3 - P_t^3) + S_t^{3F}) \\
&\quad + W_t^I \frac{1}{3} d(\frac{1}{3}(P_t^1 + P_t^2 + P_t^3) + S_t^I - \frac{1}{3}(x_t^1 + x_t^2 + x_t^3) + S_{t-1}^I) + S_t^{3I}) + S_t^{P3} \\
x_{t+1}^3 &= P_t^3 \\
y_{t+1}^3 &= x_t^3 \\
z_{t+1} &= I_t = \frac{1}{3}(P_t^1 + P_t^2 + P_t^3) + S_t^I \\
v_{t+1} &= z_t = \frac{1}{3}(x_t^1 + x_t^2 + x_t^3) + S_{t-1}^I \\
A_{t+1}^{1C} &= (\exp[P_{t+1}^1] - \exp[P_t^1])(c(x_t^1 - y_t^1) + S_{t-1}^{1C}) + bA_t^{1C} \\
A_{t+1}^{1F} &= (\exp[P_{t+1}^1] - \exp[P_t^1])(f(\bar{P}^1 - x_t^1) + S_{t-1}^{1F}) + bA_t^{1F} \\
A_{t+1}^{2C} &= (\exp[P_{t+1}^2] - \exp[P_t^2])(c(x_t^2 - y_t^2) + S_{t-1}^{2C}) + bA_t^{2C} \\
A_{t+1}^{2F} &= (\exp[P_{t+1}^2] - \exp[P_t^2])(f(\bar{P}^2 - x_t^2) + S_{t-1}^{2F}) + bA_t^{2F} \\
A_{t+1}^{3C} &= (\exp[P_{t+1}^3] - \exp[P_t^3])(c(x_t^3 - y_t^3) + S_{t-1}^{3C}) + bA_t^{3C} \\
A_{t+1}^{3F} &= (\exp[P_{t+1}^3] - \exp[P_t^3])(f(\bar{P}^3 - x_t^3) + S_{t-1}^{3F}) + bA_t^{3F} \\
A_{t+1}^I &= \left(\sum_{i=1}^3 (\exp[P_{t+1}^i] - \exp[P_t^i])\right) \left(\frac{1}{3} \cdot d(z_t - v_t) + S_{t-1}^{1I} + S_{t-1}^{2I} + S_{t-1}^{3I}\right) + bA_t^I
\end{aligned}$$

With

$$D_{t-1}^{iI} = \frac{1}{3}(z_t - v_t) + S_{t-1}^{1I} + S_{t-1}^{2I} + S_{t-1}^{3I}$$

$$D_t^{iC} = c(P_t^i - P_{t-1}^i) + S_t^{iC}$$

$$D_t^{iF} = c(\bar{P}_t^i - P_t^i) + S_t^{iF}$$

.2.2 The theoretical design with three commodity markets and with restrictions on classical investors

This appendix contains the dynamical system of the theoretical design for three markets with restrictions on trading rules of classical investors. Indeed, they are specialists of agricultural commodity markets. The third asset is not an agricultural one, so classical investors only invest in the two first markets. The dynamical system, after mathematical simplification, is given below.

$$\begin{aligned}
P_{t+1}^1 &= P_t^1 + a(W_t^{1C}(c(P_t^1 - x_t^1) + S_t^{1C}) + W_t^{1F}(f(\bar{P}^1 - P_t^1) + S_t^{1F})) \\
&\quad + W_t^I \frac{1}{3} d(\frac{1}{3}(P_t^1 + P_t^2 + P_t^3) + S_t^I - \frac{1}{3}(x_t^1 + x_t^2 + x_t^3) + S_{t-1}^I + S_t^{1I}) + S_t^{P1} \\
x_{t+1}^1 &= P_t^1 \\
y_{t+1}^1 &= x_t^1 \\
P_{t+1}^2 &= P_t^2 + a(W_t^{2C}(c(P_t^2 - x_t^2) + S_t^{2C}) + W_t^{2F}(f(\bar{P}^2 - P_t^2) + S_t^{2F})) \\
&\quad + W_t^I \frac{1}{3} d(\frac{1}{3}(P_t^1 + P_t^2 + P_t^3) + S_t^I - \frac{1}{3}(x_t^1 + x_t^2 + x_t^3) + S_{t-1}^I + S_t^{2I}) + S_t^{P2} \\
x_{t+1}^2 &= P_t^2 \\
y_{t+1}^2 &= x_t^2 \\
P_{t+1}^3 &= P_t^3 + W_t^I \frac{1}{3} d(\frac{1}{3}(P_t^1 + P_t^2 + P_t^3) + S_t^I - \frac{1}{3}(x_t^1 + x_t^2 + x_t^3) + S_{t-1}^I + S_t^{3I}) + S_t^{P3} \\
x_{t+1}^3 &= P_t^3 \\
y_{t+1}^3 &= x_t^3 \\
z_{t+1} &= I_t = \frac{1}{3}(P_t^1 + P_t^2 + P_t^3) + S_t^I \tag{24}
\end{aligned}$$

$$v_{t+1} = z_t = \frac{1}{3}(x_t^1 + x_t^2 + x_t^3) + S_{t-1}^I \tag{25}$$

$$A_{t+1}^{1C} = (\exp[P_{t+1}^1] - \exp[P_t^1])(c(x_t^1 - y_t^1) + S_{t-1}^{1C}) + bA_t^{1C}$$

$$A_{t+1}^{1F} = (\exp[P_{t+1}^1] - \exp[P_t^1])(f(\bar{P}^1 - x_t^1) + S_{t-1}^{1F}) + bA_t^{1F}$$

$$A_{t+1}^{2C} = (\exp[P_{t+1}^2] - \exp[P_t^2])(c(x_t^2 - y_t^2) + S_{t-1}^{2C}) + bA_t^{2C}$$

$$A_{t+1}^{2F} = (\exp[P_{t+1}^2] - \exp[P_t^2])(f(\bar{P}^2 - x_t^2) + S_{t-1}^{2F}) + bA_t^{2F}$$

$$A_{t+1}^{3C} = (\exp[P_{t+1}^3] - \exp[P_t^3])(c(x_t^3 - y_t^3) + S_{t-1}^{3C}) + bA_t^{3C}$$

$$A_{t+1}^{3F} = (\exp[P_{t+1}^3] - \exp[P_t^3])(f(\bar{P}^3 - x_t^3) + S_{t-1}^{3F}) + bA_t^{3F}$$

$$A_{t+1}^I = \left(\sum_{i=1}^3 (\exp[P_{t+1}^i] - \exp[P_t^i]) \right) \left(\frac{1}{3} d(z_t - v_t) + S_{t-1}^I + S_{t-1}^{2I} + S_{t-1}^{3I} \right) + bA_t^I$$

With

$$D_{t-1}^{iI} = \frac{1}{2}(z_t - v_t) + S_{t-1}^{1I} + S_{t-1}^{2I}$$

$$D_t^{iC} = c(P_t^i - P_{t-1}^i) + S_t^{iC}$$

$$D_t^{iF} = c(\bar{P}_t^i - P_t^i) + S_t^{iF}$$

.2.3 The theoretical design with three commodity markets and with restrictions on index investors

This appendix contains the dynamical system of the theoretical design for three markets with constraints on the index investors trading rule. The dynamical system, after mathematical simplifications, is given below.

$$\begin{aligned}
P_{t+1}^1 &= P_t^1 + a(W_t^{1C}(c(P_t^1 - x_t^1) + S_t^{1C}) + W_t^{1F}(f(\bar{P}^1 - P_t^1) + S_t^{1F})) \\
&\quad + W_t^I \frac{1}{2} d(\frac{1}{2}(P_t^1 + P_t^2) + S_t^I - \frac{1}{2}(x_t^1 + x_t^2) + S_{t-1}^I) + S_t^{P1} \\
x_{t+1}^1 &= P_t^1 \\
y_{t+1}^1 &= x_t^1 \\
P_{t+1}^2 &= P_t^2 + a(W_t^{2C}(c(P_t^2 - x_t^2) + S_t^{2C}) + W_t^{2F}(f(\bar{P}^2 - P_t^2) + S_t^{2F})) \\
&\quad + W_t^I \frac{1}{2} d(\frac{1}{2}(P_t^1 + P_t^2) + S_t^I - \frac{1}{2}(x_t^1 + x_t^2) + S_{t-1}^I + S_t^{2I}) + S_t^{P2} \\
x_{t+1}^2 &= P_t^2 \\
y_{t+1}^2 &= x_t^2 \\
P_{t+1}^3 &= P_t^3 + W_t^I \frac{1}{2} d(\frac{1}{2}(P_t^1 + P_t^2) + S_t^I - \frac{1}{2}(x_t^1 + x_t^2) + S_{t-1}^I) + S_t^{P3} \\
x_{t+1}^3 &= P_t^3 \\
y_{t+1}^3 &= x_t^3 \\
z_{t+1} &= I_t = \frac{1}{2}(P_t^1 + P_t^2) + S_t^I \\
v_{t+1} &= z_t = \frac{1}{2}(x_t^1 + x_t^2) + S_{t-1}^I \\
A_{t+1}^{1C} &= (\exp[P_{t+1}^1] - \exp[P_t^1])(c(x_t^1 - y_t^1) + S_{t-1}^{1C}) + bA_t^{1C} \\
A_{t+1}^{1F} &= (\exp[P_{t+1}^1] - \exp[P_t^1])(f(\bar{P}^1 - x_t^1) + S_{t-1}^{1F}) + bA_t^{1F} \\
A_{t+1}^{2C} &= (\exp[P_{t+1}^2] - \exp[P_t^2])(c(x_t^2 - y_t^2) + S_{t-1}^{2C}) + bA_t^{2C} \\
A_{t+1}^{2F} &= (\exp[P_{t+1}^2] - \exp[P_t^2])(f(\bar{P}^2 - x_t^2) + S_{t-1}^{2F}) + bA_t^{2F} \\
A_{t+1}^I &= (\sum_{i=1}^3 (\exp[P_{t+1}^i] - \exp[P_t^i])) (\frac{1}{3} \cdot d(z_t - v_t) + S_{t-1}^{1I} + S_{t-1}^{2I}) + bA_t^I
\end{aligned}$$

With

$$\begin{aligned}
D_{t-1}^{iI} &= \frac{1}{3}(z_t - v_t) + S_{t-1}^{1I} + S_{t-1}^{2I} + S_{t-1}^{3I} \\
D_t^{iC} &= c(P_t^i - P_{t-1}^i) + S_t^{iC} \\
D_t^{iF} &= c(\bar{P}_t^i - P_t^i) + S_t^{iF}
\end{aligned}$$

.3 More details about the numerical simulations

This appendix presents some insights of the numerical simulations, when d moves between 0.01 and 5. Our intuition is that as index traders reinforce their believes on the success of their trading rule, their impact increases on the features of commodity markets.

Table 18 – Parameter setting

$a = 1$	$c = 0.05$	$f = 0.05$	$\sigma^{P,1} = \sigma^{P,2} = 0.01$
$r = 60$	$\bar{P}^1 = 0$	$\bar{P}^2 = 0$	$\sigma^{C,1} = \sigma^{C,2} = 0.05$
$b = 0.975$	$\sigma^{F,1} = \sigma^{F,2} = 0.05$	$d = 0.01$	$\sigma^{I,1} = \sigma^{I,2} = 0.05$

Table 19 – Market 1 descriptive statistics

Quantile	r_{min}	r_{max}	V	D	K
0.05	-15.22	4.36	0.97	17.78	2.06
0.25	-13.03	9.26	1.20	25.50	2.92
0.50	-11.76	11.64	1.68	37.22	4.12
0.75	-9.59	12.95	2.34	70.05	6.31
0.95	-4.36	14.82	2.83	153.48	12.31

Quantile	ac_r^1	ac_r^2	ac_r^3	ac_r^4	ac_r^5
0.05	-0.01	-0.02	-0.03	-0.03	-0.03
0.25	0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01
0.50	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00
0.75	0.04	0.01	0.01	0.01	0.01
0.95	0.06	0.03	0.03	0.03	0.03

Quantile	$ac_{ r }^1$	$ac_{ r }^2$	$ac_{ r }^3$	$ac_{ r }^4$	$ac_{ r }^5$
0.05	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
0.25	0.04	0.05	0.04	0.04	0.05
0.50	0.17	0.17	0.17	0.16	0.16
0.75	0.24	0.24	0.24	0.24	0.24
0.95	0.29	0.29	0.29	0.29	0.29

Table 20 – correlation coefficients

Quantile	$P1/P2$	r_1/r_2	$ r_1 / r_2 $
0.05	-0.71	-0.02	-0.33
0.25	-0.38	-0.01	-0.11
0.50	-0.09	0.00	0.12
0.75	0.23	0.01	0.41
0.95	0.65	0.02	0.75

Table 21 – Parameter setting

$a = 1$	$c = 0.05$	$f = 0.05$	$\sigma^{P,1} = \sigma^{P,2} = 0.01$
$r = 60$	$\bar{P}^1 = 0$	$\bar{P}^2 = 0$	$\sigma^{C,1} = \sigma^{C,2} = 0.05$
$b = 0.975$	$\sigma^{F,1} = \sigma^{F,2} = 0.05$	$d = 1$	$\sigma^{I,1} = \sigma^{I,2} = 0.05$

Table 22 – Market 1 descriptive statistics

Quantile	r_{min}	r_{max}	V	D	K
0.05	-15.22	4.57	1.00	18.98	2.05
0.25	-13.19	9.31	1.25	26.49	2.97
0.50	-11.98	11.65	1.72	38.54	4.49
0.75	-9.76	12.96	2.29	68.12	7.44
0.95	-4.60	14.67	2.81	158.11	14.43

Quantile	ac_r^1	ac_r^2	ac_r^3	ac_r^4	ac_r^5
0.05	0.05	-0.02	-0.03	-0.03	-0.03
0.25	0.07	0.00	-0.01	-0.01	-0.01
0.50	0.09	0.01	0.00	0.00	0.00
0.75	0.10	0.03	0.02	0.02	0.02
0.95	0.13	0.05	0.04	0.04	0.03

Quantile	$ac_{ r }^1$	$ac_{ r }^2$	$ac_{ r }^3$	$ac_{ r }^4$	$ac_{ r }^5$
0.05	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
0.25	0.08	0.07	0.08	0.07	0.07
0.50	0.18	0.18	0.17	0.17	0.17
0.75	0.24	0.23	0.23	0.23	0.23
0.95	0.28	0.28	0.28	0.28	0.28

Table 23 – correlation coefficients

Quantile	$P1/P2$	r_1/r_2	$ r_1 / r_2 $
0.05	-0.56	0.00	-0.33
0.25	-0.20	0.01	-0.11
0.50	0.10	0.02	0.08
0.75	0.42	0.03	0.36
0.95	0.77	0.05	0.72

Table 24 – Parameter setting

$a = 1$	$c = 0.05$	$f = 0.05$	$\sigma^{P,1} = \sigma^{P,2} = 0.01$
$r = 60$	$\bar{P}^1 = 0$	$\bar{P}^2 = 0$	$\sigma^{C,1} = \sigma^{C,2} = 0.05$
$b = 0.975$	$\sigma^{F,1} = \sigma^{F,2} = 0.05$	$d = 2$	$\sigma^{I,1} = \sigma^{I,2} = 0.05$

Table 25 – Market 1 descriptive statistics

Quantile	r_{min}	r_{max}	V	D	K
0.05	-16.09	5.06	1.01	20.35	2.20
0.25	-13.39	9.76	1.35	29.36	3.25
0.50	-12.12	12.00	1.78	42.64	5.18
0.75	-10.22	13.12	2.36	72.85	8.61
0.95	-5.17	14.85	2.85	144.86	15.56

Quantile	ac_r^1	ac_r^2	ac_r^3	ac_r^4	ac_r^5
0.05	0.11	0.01	-0.02	-0.02	-0.03
0.25	0.13	0.03	0.00	-0.01	-0.01
0.50	0.15	0.04	0.02	0.01	0.00
0.75	0.17	0.06	0.03	0.02	0.02
0.95	0.20	0.058	0.06	0.05	0.04

Quantile	$ac_{ r }^1$	$ac_{ r }^2$	$ac_{ r }^3$	$ac_{ r }^4$	$ac_{ r }^5$
0.05	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01
0.25	0.10	0.08	0.07	0.07	0.07
0.50	0.18	0.17	0.17	0.17	0.17
0.75	0.24	0.23	0.22	0.23	0.22
0.95	0.28	0.27	0.26	0.26	0.26

Table 26 – correlation coefficients

Quantile	$P1/P2$	r_1/r_2	$ r_1 / r_2 $
0.05	-0.40	0.04	-0.30
0.25	-0.01	0.06	-0.09
0.50	0.27	0.07	0.10
0.75	0.58	0.09	0.42
0.95	0.82	0.11	0.75

Table 27 – Parameter setting

$a = 1$	$c = 0.05$	$f = 0.05$	$\sigma^{P,1} = \sigma^{P,2} = 0.01$
$r = 60$	$\bar{P}^1 = 0$	$\bar{P}^2 = 0$	$\sigma^{C,1} = \sigma^{C,2} = 0.05$
$b = 0.975$	$\sigma^{F,1} = \sigma^{F,2} = 0.05$	$d = 3$	$\sigma^{I,1} = \sigma^{I,2} = 0.05$

Table 28 – Market 1 descriptive statistics

Quantile	r_{min}	r_{max}	V	D	K
0.05	-18.42	5.87	1.25	24.02	2.41
0.25	-14.02	10.25	1.52	31.49	4.01
0.50	-12.53	12.24	1.88	45.67	6.43
0.75	-10.76	13.47	2.36	76.04	4.29
0.95	-5.88	15.33	2.82	132.11	20.90

Quantile	ac_r^1	ac_r^2	ac_r^3	ac_r^4	ac_r^5
0.05	0.19	0.06	0.01	-0.01	-0.02
0.25	0.22	0.09	0.03	0.01	0.00
0.50	0.24	0.10	0.05	0.02	0.01
0.75	0.26	0.12	0.06	0.04	0.03
0.95	0.29	0.16	0.10	0.08	0.07

Quantile	$ac_{ r }^1$	$ac_{ r }^2$	$ac_{ r }^3$	$ac_{ r }^4$	$ac_{ r }^5$
0.05	0.06	0.03	0.01	0.01	0.01
0.25	0.14	0.10	0.09	0.09	0.08
0.50	0.20	0.18	0.17	0.17	0.16
0.75	0.24	0.22	0.21	0.21	0.21
0.95	0.30	0.26	0.26	0.25	0.25

Table 29 – correlation coefficients

Quantile	$P1/P2$	r_1/r_2	$ r_1 / r_2 $
0.05	-0.09	0.11	-0.24
0.25	0.24	0.13	-0.00
0.50	0.50	0.15	0.25
0.75	0.73	0.17	0.61
0.95	0.88	0.21	0.85

Table 30 – Parameter setting

$a = 1$	$c = 0.05$	$f = 0.05$	$\sigma^{P,1} = \sigma^{P,2} = 0.01$
$r = 60$	$\bar{P}^1 = 0$	$\bar{P}^2 = 0$	$\sigma^{C,1} = \sigma^{C,2} = 0.05$
$b = 0.975$	$\sigma^{F,1} = \sigma^{F,2} = 0.05$	$d = 4$	$\sigma^{I,1} = \sigma^{I,2} = 0.05$

Table 31 – Market 1 descriptive statistics

Quantile	r_{min}	r_{max}	V	D	K
0.05	-21.52	6.89	1.54	30.42	3.23
0.25	-15.60	10.82	1.76	41.43	6.02
0.50	-13.66	12.86	2.08	54.66	10.17
0.75	-11.63	14.08	2.40	75.37	16.27
0.95	-7.63	16.08	2.85	106.95	33.93

Quantile	ac_r^1	ac_r^2	ac_r^3	ac_r^4	ac_r^5
0.05	0.30	0.17	0.09	0.04	0.01
0.25	0.33	0.19	0.11	0.06	0.04
0.50	0.36	0.21	0.13	0.09	0.06
0.75	0.38	0.24	0.16	0.11	0.08
0.95	0.42	0.28	0.20	0.16	0.12

Quantile	$ac_{ r }^1$	$ac_{ r }^2$	$ac_{ r }^3$	$ac_{ r }^4$	$ac_{ r }^5$
0.05	0.15	0.07	0.04	0.03	0.03
0.25	0.20	0.14	0.11	0.10	0.10
0.50	0.24	0.18	0.16	0.15	0.15
0.75	0.28	0.22	0.20	0.19	0.19
0.95	0.35	0.29	0.27	0.25	0.25

Table 32 – correlation coefficients

Quantile	$P1/P2$	r_1/r_2	$ r_1 / r_2 $
0.05	0.21	0.23	-0.10
0.25	0.53	0.26	0.22
0.50	0.69	0.28	0.51
0.75	0.82	0.30	0.75
0.95	0.92	0.35	0.89

Table 33 – Parameter setting

$a = 1$	$c = 0.05$	$f = 0.05$	$\sigma^{P,1} = \sigma^{P,2} = 0.01$
$r = 45$	$\bar{P}^1 = 0$	$\bar{P}^2 = 0$	$\sigma^{C,1} = \sigma^{C,2} = 0.05$
$b = 0.975$	$\sigma^{F,1} = \sigma^{F,2} = 0.05$	$d = 5$	$\sigma^{I,1} = \sigma^{I,2} = 0.05$

Table 34 – Market 1 descriptive statistics

Quantile	r_{min}	r_{max}	V	D	K
0.05	-26.68	8.32	2.03	40.96	4.83
0.25	-18.97	11.78	2.23	51.09	9.08
0.50	-14.65	13.68	2.43	61.50	15.07
0.75	-12.46	15.07	2.63	72.55	25.78
0.95	-9.07	17.33	2.97	95.95	53.42

Quantile	ac_r^1	ac_r^2	ac_r^3	ac_r^4	ac_r^5
0.05	0.46	0.34	0.24	0.17	0.12
0.25	0.50	0.38	0.29	0.22	0.16
0.50	0.53	0.41	0.32	0.25	0.20
0.75	0.57	0.44	0.35	0.28	0.23
0.95	0.61	0.48	0.39	0.32	0.27

Quantile	$ac_{ r }^1$	$ac_{ r }^2$	$ac_{ r }^3$	$ac_{ r }^4$	$ac_{ r }^5$
0.05	0.27	0.18	0.12	0.08	0.05
0.25	0.32	0.23	0.17	0.14	0.11
0.50	0.36	0.26	0.21	0.18	0.16
0.75	0.41	0.32	0.26	0.22	0.20
0.95	0.48	0.39	0.34	0.30	0.27

Table 35 – correlation coefficients

Quantile	$P1/P2$	r_1/r_2	$ r_1 / r_2 $
0.05	0.55	0.43	0.24
0.25	0.74	0.45	0.56
0.50	0.82	0.47	0.71
0.75	0.88	0.49	0.81
0.95	0.93	0.53	0.90

Chapter 4

The impact of the international commodity volatility on cereal markets of developing countries

Introduction

Since the early 2000s agricultural prices have undergone significant increases, with unprecedentedly high prices during the recent financial crisis period. The consequences may be dramatic for developing countries, whose populations devote a large part of their income to the consumption of agricultural commodities. During the 2007-2008 food crisis, which led to a sharp rise in agricultural prices, an increasing number of undernourished people was observed. Over the same period, inflows of institutional investors rose in commodity markets. Their holdings increased from \$15 billion in 2003 to over \$200 billion in 2008, according to the US Commodity Futures Trading Commission (CFTC) staff report. For several policymakers and market observers, such as Masters (Masters, 2008), this new interest in commodity futures contracts among institutional investors is a key driver of the recent surge in commodity prices (Domanski and Heath, 2007; Singleton, 2014). After the equity market collapse in 2000, institutional investors traded either directly in agricultural futures contracts or through commodity indices such as the S&P Goldman Sachs Commodity Index (S&P GSCI). By doing so, they were able to invest in commodity markets without taking commodity fundamentals into account, leading to price distortions.

While financial commodity markets always attract new investors, we observe that commodity price fluctuations were higher during the 2004-2011 period than during the 1995-2003 period. As mentioned before, these price movements might have had significant impacts on the purchasing power of households of developing countries. In this study, we seek to identify the influence of international commodity markets on the transmission of returns from international to domestic markets. Specifically, we focus on the contribution of financial commodity index (S&P GSCI) volatility on the relationship between international and national returns for developing countries. In doing so, we identify whether developing countries are impacted by global activity in agricultural commodity markets. Then we analyze to what extent the international commodity climate influences commodities and through which channel. Is the financialization of commodities one of these channels?

Several authors have studied commodity price transmission from international to national markets (Meyer and von Cramon-Taubadel, 2004; Baquedano and Liefert, 2014; Bekkers et al., 2017; Ceballos et al., 2017) to identify the impact of international commodity activity on the local com-

modity market. These papers provide an insight into market integration and the transmission of commodity prices from international to national level. Other papers (Kalkuhl, 2014) focus more on how an increase in global food prices is likely to influence household welfare. In doing so, the authors do not take into account the effect of international markets on households, as they use the commodity prices of the national market. Additionally, from a methodological point of view, almost all studies use time series, so they do not include a broad panel of countries. In this chapter, we study the effect of global international commodity activity on the relationship between the international and national returns for two agricultural commodities with a nonlinear panel framework.

For this purpose, we use a nonlinear panel methodology, namely the Panel Smooth Transition Regression (PSTR) model. In doing so we study the transmission of returns from international to domestic markets for a panel of developing countries, conditionally to our transition variable, which is S&P GSCI volatility.

Applying our empirical methodology to a panel of developing countries over the 2000-2017 period, we find evidence of the influence of financial commodity volatility on the transmission of returns from the international to the national level. Indeed, the relationship between international and national returns is strengthened when S&P GSCI volatility is high for wheat returns but not for maize returns.¹ We also apply the PSTR estimation with International Monetary Fund (IMF) commodity index volatility as the transition variable, where we find a negative pass-through effect. Thus, not all commodity indices are the same. The main difference between the two indices is that one is an underlying financial product, the S&P GSCI, and the other one is not. By comparing the results of these two regressions, we highlight a potential financialization effect of the transmission of price movements from the international to the national level. In doing so we enhance the literature on both the financialization of commodities and the transmission from international to domestic commodity markets.

The rest of the chapter is organized as follows. Section 2 presents a review of the literature on the financialization of commodities and the transmission of price fluctuations. Section 3 describes the empirical methodology. Section 4 presents the data. Section 5 sets out our findings and introduces a discussion in the light of these results. Section 6 concludes.

¹We explain why we focus on wheat and maize markets in section 4.

4.1 Literature review

At international level, agricultural markets are driven by many factors. A non-exhaustive list of them includes classical determinants such as growing demand for cereals, climate conditions, the production of biofuels - but also financial activity. Indeed, since 1848, agricultural markets have had their own financial markets. Recently, transactions in those markets have increased strongly. For example, flows into commodity investments rose from \$ 15 billion in 2003 to more than \$ 200 billion in 2009 (Irwin and Sanders, 2011). This phenomenon stems from a profound change in the way that investor types take positions in commodity markets. Institutional investors have increased their investments as part of a diversification portfolio strategy, whereas hedgers have reduced them (Cheng et al., 2015). At the same time, the volatility of agricultural commodity prices increased. Cereal prices rose sharply during the 2008 food crisis and also in 2011. Several authors show that financial activity is a driver of the rising volatility in commodity markets (Tang and Xiong, 2012; Singleton, 2014; Adams and Glück, 2015). We call this effect the *financialization of commodities*. This paper aims to analyze the effect of this financialization of commodities on developing countries. Therefore a good understanding of how financial activity impacts commodity markets is necessary.

First, we identify a financialization process whereby linkages between stock and commodity markets are reinforced. The results of Aït-Youcef and Lo (2017); Creti et al. (2013); Silvennoinen and Thorp (2013) show that when the conditional correlations between S&P 500 returns and several commodity returns are high, the volatility and the returns of these commodities are also at their highest levels. The financialization of commodities can also be characterized by stronger linkages between commodities which are not explained by physical factors. This might be due to financial investors' strategy of diversification, which can be performed by investing through commodity indices (Singleton, 2014; Tang and Xiong, 2012). Commodity indices are composed of several commodity futures, so commodity markets may be linked through this channel. For this reason, we use S&P GSCI volatility as the threshold variable in our regression to identify whether the transmission from the international to the national commodity markets depends on financial activity in commodity markets. Some studies also focus on the behavior of financial investors by analyzing their investment flows. This methodology is problematic, as there is not yet enough disaggregated data by investor type to come to any conclusions. However, a few theoretical papers

(Joëts, 2015; Basak and Pavlova, 2016) take the heterogeneity of agents' investment strategies into account to identify the actors of financialization.

Now that we have specified how to identify financialization, we characterize the channels through which international commodity prices can affect developing economies. The literature on the transmission of prices from international to local level has found mechanisms that lead to this effect. The transmission of prices, but also commodity market volatilities, are of prime importance for developing countries. If these countries are net importers, a rise in prices and/or volatility has consequences on macroeconomic aggregates but also increases the risk of food shortages (Bellemare, 2015). When they are net exporters, the volatility of commodities is also an important factor. If volatility rises, production costs can increase for farmers as their holding costs rise. Therefore, we choose to concentrate our study on a panel of developing countries. A portion of the literature deals with the asymmetric effect of the transmission of prices from international to local level. Indeed, this transmission differs depending on whether prices are rising or decreasing (Meyer and von Cramon-Taubadel, 2004). Market power is one of the main drivers of this asymmetry. Market power in agricultural markets is held by a handful of transnational companies (FAO, 2004). This might induce a distortion of commodity prices. Baquedano and Liefert (2014) focus on the transmission of international grain price movements (wheat, rice, maize and sorghum) in developing countries during the 2000s with a cointegration panel framework. The results show a long-run cointegrated relationship between consumer food prices and world prices for all foodstuffs studied. However, the estimated long-run transmission elasticities of consumer prices from international to domestic markets are low on average for all commodities. Ceballos et al. (2017) find that food price volatility in international grain markets was transmitted to national markets in 27 developing countries during the 2000s. To obtain this finding, the authors used a BEKK-GARCH specification. Wheat markets are the most strongly affected by international volatility, attesting to the dependence of developing countries on international markets for this particular foodstuff. Some studies also analyze the international-local price transmission using food indices or commodity indices rather than single commodities, such as Kalkuhl (2014) and Bekkers et al. (2017). Kalkuhl (2014), using an ADL specification over the 2000-2012 period, highlights that poor consumers and farmers in developing countries are negatively affected by global price changes. This author uses his self-constructed indicator of global prices and vulnerability to obtain his findings. In line with

those results, Bekkers et al. (2017) find that one driver of the transmission of global international prices to local prices in the 2000s was income growth. Thus, developing countries should be more strongly affected than other countries. Additionally, these authors show that global price increases negatively impact low-income consumers in comparison with individuals who are financially better off.

To our knowledge, no study as yet has focused on the impact of the financialization of commodities on the international-local transmission of price movements. Therefore, our research aims to link the literature on the financialization of commodities with that on the international-local transmission of shocks. In our study, we seek to identify the effect of the financialization of commodities on domestic returns of wheat and maize for a panel of countries. In doing so we enhance knowledge on the transmission of shocks to developing countries.

4.2 Econometric methodology

To investigate how the international commodity market affects the transmission of cereal price fluctuations from the international to the national level, we use a nonlinear econometric specification. To do so, we use the Panel Smooth Transition Regression (PSTR) model (González et al., 2005) which allows the cereal returns dynamics to vary from one regime to another depending on the value of a transition variable. We follow Damette and Seghir (2018) in explaining the PSTR methodology. The following model represents the simplest case, which is characterized by two regimes and one transition function.

$$\begin{aligned}
 r_{i,t}^j &= \alpha_i + \beta_1 rInt_{i,t-1}^j + \beta_2 oil_{i,t-1} + \beta_3 rDom_{i,t-1}^j & (4.1) \\
 &+ (\beta_1' rInt_{i,t-1}^j + \beta_2' oil_{i,t-1} + \beta_3' rDom_{i,t-1}^j)G(s_{i,t-1}, \gamma, c) + \epsilon_{i,t} \\
 i &= 1, \dots, N \\
 t &= 1, \dots, T \\
 j &= \textit{wheat, maize}
 \end{aligned}$$

N and T represent the cross section and time dimensions of the panel. r is the dependent variable of wheat or maize domestic returns, α_i is a vector of individual fixed effects. $rInt$ (the cereal international return), oil (the oil international return), and $rDom$ (the lagged cereal domestic return) are the time varying explanatory variables (their coefficients change according to the regime). $\epsilon_{i,t}$ is the independently and identically distributed error term for all i and t . $s_{i,t-1}$ is the transition variable and is represented by the value of S&P GSCI volatility.² The transition function $G(s_{i,t-1}, \gamma, c)$ is a continuous function of the observable transition variable and is normalized to be bounded between 0 and 1. This transition function is given by:

$$G(s_{i,t-1}, \gamma, c) = [1 + \exp(-\gamma \prod_{k=1}^m (s_{i,t-1} - c_k))]^{-1} \quad (4.2)$$

$$\gamma > 0$$

$$c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m$$

γ is the slope parameter and c_k ($k = 1, \dots, m$) are the threshold parameters. β is the coefficient when the transition function tends towards 0 and the sum of $\beta + \beta'$ is the coefficient when the transition function tends toward 1. González et al. (2005) explain that it is usually sufficient to consider $m = 1$ and $m = 2$. For $m = 1$, the dynamics are asymmetric, implying that the two regimes are associated with low and high values of the transition variable, where the change is centred around c_1 . For $m = 2$, the transition function has its minimum at $\frac{c_1+c_2}{2}$ and attains the value of 1 at both low and high values of the transition variable.

Using a nonlinear model such as the PSTR requires a step-by-step procedure. The first step consists in testing homogeneity. If we reject this hypothesis it means that the nonlinear specification is a better specification than the linear one. To choose the transition variable, we test several candidates and the one that most rejects the linearity test is retained. We only consider variables representing the international commodity markets, given the research question of this chapter. Indeed, we are looking to analyze how financial commodity markets impact the transmission of prices from the international to national level. Thus, the dynamics of the commodity financial index seem to be good candidates. If we reject the linearity test, the next step is to identify the

²The S&P GSCI volatility variable is calculated as the absolute value of the S&P 500 returns.

appropriate form of the transition function.

According to González et al. (2005), testing $\beta' = 0$ or $\gamma = 0$ to test the linearity hypothesis is not standard. Indeed, γ and c are unidentified under the null hypothesis. To address this issue, González et al. (2005) propose replacing the transition function by its first-order Taylor expansion around $\gamma = 0$ in Eq.(1). This leads to the following regression:

$$r_{i,t}^j = \alpha_i + \beta_0^* X_{i,t-1} S_{i,t-1} + \dots + \beta_m^* X_{i,t-1} S_{i,t-1}^m + \epsilon_{i,t}^* \quad (4.3)$$

where the parameter vectors $\beta_1^*, \dots, \beta_m^*$ are multiples of γ , and $\epsilon_{i,t}^* = \epsilon_{i,t} + R_m \beta_1' X_{i,t-1}$, where R_m is the remainder of the Taylor expansion. Thus, the linearity test of $H_0 : \gamma = 0$ in Eq.(1) is equivalent to testing $H_0 : \beta_1^* = \dots = \beta_m^*$ in the overhead equation. We apply the Lagrange Multiplier-based test (LM) and the Fisher test (F), as it is common in the literature to test the null hypothesis of linearity. Then we select the m by using the sequential test proposed by González et al. (2005). First, we test $H_0^* : \beta_0^* = \dots = \beta_m^* = 0$. If it is rejected, the next step consists in testing $H_{03}^* : \beta_3^* = 0$, $H_{02}^* : \beta_2^* = 0 | \beta_3^* = 0$ and $H_{01}^* : \beta_1^* = 0 | \beta_3^* = \beta_2^* = 0$. We select $m = 2$ if the rejection of H_{02}^* is the strongest one. Otherwise we select $m = 1$.

In a second step, we proceed to the PSTR estimation using the nonlinear least squares (NLLS) procedure. To do so we begin by eliminating the individual fixed effects α_i using a within transformation. The last stage consists in checking the robustness of the PSTR specification. For this purpose, we test the no remaining heterogeneity assumption.

4.3 Data

This chapter investigates the transmission of cereal prices from international to national markets in developing countries conditionally upon financial commodity market volatility. Thus, frequency is an issue in this respect. Financial commodity prices are available at a daily frequency whereas domestic prices are available at best at a monthly frequency for developing countries. As Ceballos et al. (2017) recall, data frequency has implications on results and their interpretations in empirical studies. Frequency affects price volatility but it also influences the measure of price and volatility transmission. Indeed, transmission depends on the transmission speed of international prices and

volatility which affect local markets (Gardebroeck et al., 2016). However, the absence of a unique measure of volatility and the slowness of transmission of international prices to developing nations justify the use of a monthly frequency. Developed countries have higher financial integration than developing countries on average. Besides, monthly data are better to evaluate shocks that affect developing nations. Producers choose the sowing date several months before the sale and consumers receive monthly incomes.

This chapter studies two cereal products, namely wheat and maize. Cereals are the agricultural commodities that fluctuated the most during the 2000s and developing countries crucially depend on those raw products. In the 2000s several countries implemented commercial policies to stabilize the price of rice. As a consequence, it is difficult to isolate the effect of financial commodity markets on this good. Moreover, this commodity is not included in the commodity index that represents the effect of financialization in our analysis. The soybean price is available on international markets, but in almost all developing countries it is not available at a monthly frequency. Thus, if we choose annual data we lose the volatility effect of financial markets. That is why this study focuses on the wheat and maize markets.

At a national level, wheat and maize prices are available for 6 and 12 countries from 2000 to 2018 and from 2001 to 2018 respectively. More details about these series are available in Appendix .1 The data come from the Global Information and Early Warning Systems (GIEWS) database of the Food and Agriculture Organization (FAO). This database gives agricultural commodity prices for several local marketplaces for 190 countries. We use domestic prices in the biggest marketplaces for each country retained in our panel, or the average national price among local markets. All prices are in American dollars and are obtained using the monthly average exchange rate of the International Financial Statistics database of the IMF.

This study also includes international commodity data such as maize and wheat spot prices from the Chicago Mercantile Exchange place, the international average oil price and the S&P GSCI volatility index. All these data have a monthly frequency and correspond to the average of their daily observations. We test the stationarity of wheat and maize prices with panel unit root tests and time series unit root tests. The Maddala and Wu unit root test indicates that wheat prices are $I(1)$ but the Pesaran's CIPS test concludes that wheat prices are $I(0)$. The Maddala and Wu and the Pesaran's CIPS unit root tests conclude that maize prices are $I(0)$. However, these

first and second panel unit root tests do not take into account breaks, which might bias results. Therefore we also use time series unit root tests for each country and commodity. All wheat series are $I(1)$ when we use ADF, Zivot and Andrews and Lee Strazicich tests³. Almost all maize series are also $I(1)$ according to these same tests. The Lee Strazicich test take into account the presence of breaks. In most cases series are $I(1)$. Thus we assume that all variables are $I(1)$ except for S&P GSCI volatility, which is $I(0)$ (see Appendix .1). Therefore, we study the transmission of commodity returns from international to national markets, as well as the returns of oil in our empirical framework.

4.4 Results

To investigate the relationship between international and domestic markets, we start by analyzing their correlation coefficients. Table 1 presents the correlation coefficients between international and domestic wheat prices and returns. The international wheat market is strongly correlated with domestic markets when we focus on prices and on returns. This gives us some insights into a positive relationship between international and national markets. Then we focus on the evolution of this relationship. In other words, is this relationship stable over the 2000-2018 period? The relationship between domestic and international returns for wheat and maize may allow a nonlinear dynamic for several countries. Figure 1 shows the rolling correlations between international and India wheat returns (the other rolling correlations are available in Appendix .4). We observe that the rolling correlation strongly fluctuates. We identify periods of high correlations during the two recent food crises (2007-2008 and 2011) while other periods are characterized by low correlations. The high correlation periods also correspond to high volatility periods of the S&P GSCI, as shown in Figure 2. That is why we use a nonlinear specification to analyze the transmission of price dynamics from international to national markets. All our variables are $I(1)$. Therefore, we study the transmission of price variations with price returns instead of price levels. Table 2 represents the panel with fixed-effect results for wheat and maize return regressions. Model 6 includes the GSCI volatility and the cross term of the GSCI volatility variable, and wheat international returns. In this way, we introduce nonlinearity in a panel with a fixed-effect estimation. The cross term

³except for India

is significant, denoting that the effect of international wheat returns on national returns increases with S&P GSCI volatility. This consolidates our choice to use PSTR regressions to characterize the relationship between international and domestic returns. Concerning maize, the result does not exhibit a nonlinear effect. Furthermore, the international maize coefficient is not significant. Thus we do not expect to find a transmission of returns for maize markets when applying PSTR specifications.

Table 4.1 – Correlation coefficients of wheat domestic/international wheat

Afghanistan	Brazil	India1	India2	Peru	South Africa
Prices					
0.727	0.840	0.759	0.782	0.713	0.912
Returns					
0.213	0.100	0.204	0.243	0.156	0.258

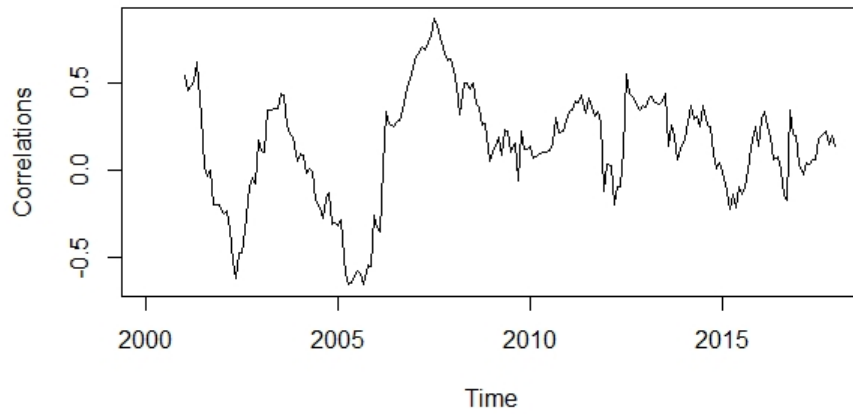


Figure 4.1 – International/national wheat return correlations over a 12-month moving window: India 1

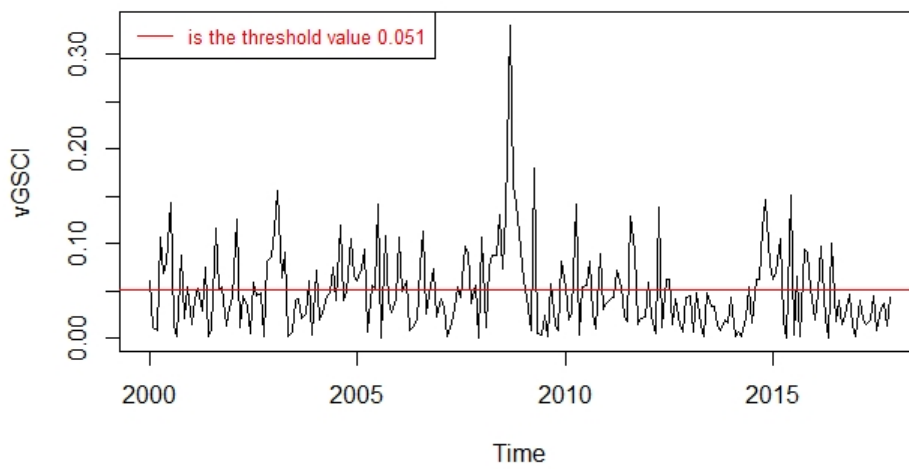


Figure 4.2 – VGSCI values

Table 4.2 – Panel with fixed-effect results for wheat and maize

Variables	Wheat		Maize	
	Model 4	Model 5	Model 4	Model 5
WheatInt	0.120*** (3.847)	0.099*** (2.866)	-0.875 (1.587)	-0.159 (-0.595)
Oil	0.012 (1.283)	0.011 (0.860)	0.135* (1.767)	0.122 (1.457)
r_{t-1}^{wheat}	0.147*** (2.721)	0.141*** (2.790)	-0.500*** (-9.293)	-0.500*** (-9.384)
VGSCI		-0.0329 (-1.101)		0.019 (0.090)
WheatInt*VGSCI		0.321* (1.712)		1.0342 (0.756)

Note: t statistics are reported in parentheses and all explanatory variables are lagged. Significance at the ten, five and one percent level is denoted by *, **, ***, respectively.

To investigate how the commodity index affects the relationship between international and national returns, we use a nonlinear panel methodology, the PSTR model. The PSTR regression requires first testing the null hypothesis of linearity against the PSTR alternative using LM and F statistics, as González et al. (2005); Gonzalez et al. (2017) explain. According to these authors, the PSTR model defined by Eqs. (1) and (2) can be reduced to a homogeneous model under the null hypothesis, as follows: $H_0 : \gamma = 0$ or $H'_0 : \beta_1 = 0$. The presence of nuisance parameters that are unidentified under the null hypothesis is taken into account by González et al. (2005) by replacing

the transition function in Eq.(1) by its first-order Taylor expansion around $\gamma = 0$. This leads to the following equation:

$$r_{i,t}^j = \alpha_i + \beta_0^i X_{i,t-1} S_{i,t-1} + \dots + \beta_m^i X_{i,t-1} S_{i,t-1}^m + \epsilon_{i,t}^* \quad (4.4)$$

where the parameter vectors $\beta_1^i, \dots, \beta_m^i$ are multiples of γ , and $\epsilon_{i,t}^* = \epsilon_{i,t} + R_m \beta_1^i X_{i,t-1}$, where R_m is the remainder of the Taylor expansion. Thus, the linearity test of $H_0 : \gamma = 0$ in Eq.(1) is equivalent to testing $H_0 : \beta_1^i = \dots = \beta_m^i$ in the overhead equation. In our study, the transition variable that is used to test the linearity hypothesis is S&P GSCI volatility, as we analyze how financial commodity market instability affects the transmission of international-local returns. If we reject this hypothesis, then international returns impact national returns differently depending on the low or high level of S&P GSCI volatility. Table 3 details the results of the nonlinearity test.

Table 4.3 – Linearity test

	r_{wheat}	p-value	r_{maize}	p-value
<hr/>				
$r = 0$				
LM	12.43	0.006	27.30	0.000
F	4.105	0.007	9.034	0.000
<hr/>				
$r = 1$				
LM	1.587	0.811	6.843	0.336
F	0.392	0.814	1.129	0.342
<hr/>				

Note: LM and F are the Lagrange Multiplier and F tests for linearity. $r = 0$ denotes the null hypothesis of linearity against the PSTR alternative model with 2 regimes. $r = 1$ refers to the null hypothesis of a PSTR model with 2 regimes against the alternative of a PSTR model with 3 regimes.

The results given in table 3 indicate the rejection of the linearity hypothesis for both tests. They highlight that index volatility influences the international to national transmission of prices for wheat and maize returns. In addition, the two-regime specification allows us to take all the nonlinearity into account. Then we compare our results to a panel with a fixed-effect estimation

Table 4.4 – PSTR results for wheat

Variables	Model 1	
	Regime 1	Regime 2
WheatInt	0.096*** (2.599)	0.140*** (3.837)
Oil	0.020 (0.820)	0.006 (0.374)
r_{t-1}^{wheat}	0.035 (0.364)	0.246*** (6.347)
Transition variable	GSCI Volatility	
γ	187.645	
c	0.051	

Note: t statistics are reported in parentheses and all explanatory variables are lagged. Significance at the ten, five and one percent level is denoted by *, **, ***, respectively.

for wheat and maize returns. Our findings show that the effect of GSCI volatility is heterogeneous among agricultural commodities. More precisely, in the group of cereals its impact differs according to the type of market considered.

We then proceed to the estimation of our PSTR regression for both commodity returns. The PSTR regression characterizes the relationship between international and national price dynamics conditionally upon S&P GSCI volatility,⁴ which is our threshold variable. The first regime corresponds to a low level of S&P GSCI volatility, while the second regime represents a high level of volatility. Tables 4 and 5 present the PSTR estimation results.

For wheat returns, we find that the wheat international return coefficient is always significantly different from zero. Thus, international price variations are likely to affect national fluctuations. Indeed it is unlikely that net wheat-importing developing countries would affect international agricultural commodity markets⁵. The wheat international return coefficient is higher than the coefficient of the PSTR in the low regime, but it is lower than the coefficient in the high regime when we compare the coefficients from model 5 (panel with fixed effect) to those of model 1. The PSTR

⁴S&P GSCI volatility corresponds to the absolute value of S&P 500 returns

⁵Unless if we consider countries that increased drastically their importation volume as China.

estimation, with GSCI volatility as the transition variable, contributes to a better understanding of international to national shocks in agricultural commodities.

Furthermore, this chapter aims to identify the effect of international commodity markets on the transmission of returns. Concerning wheat returns, international commodity markets are likely to play an important role. The wheat international return coefficient rises significantly in our three specifications in the second regime (2 other models are available in Appendix .2), corresponding to periods of high GSCI volatility. The threshold value is near 5% and it represents 84 data items for each country in our panel. We then identify whether it corresponds to one period in particular. Figure 2 represents S&P GSCI volatility during the 2000-2017 period. For our sample, volatility ranges between 0% and 30%. We observe that for several periods, S&P GSCI volatility exceeded 5%, which is the threshold value of our PSTR specification. However, half of these values were reached during the 2005-2009 period. During this same period, the S&P GSCI reached extremely high values, with a positive trend. This suggests that the GSCI volatility arising from a positive trend of the S&P GSCI has a greater effect on the transmission of wheat returns from international to national markets.

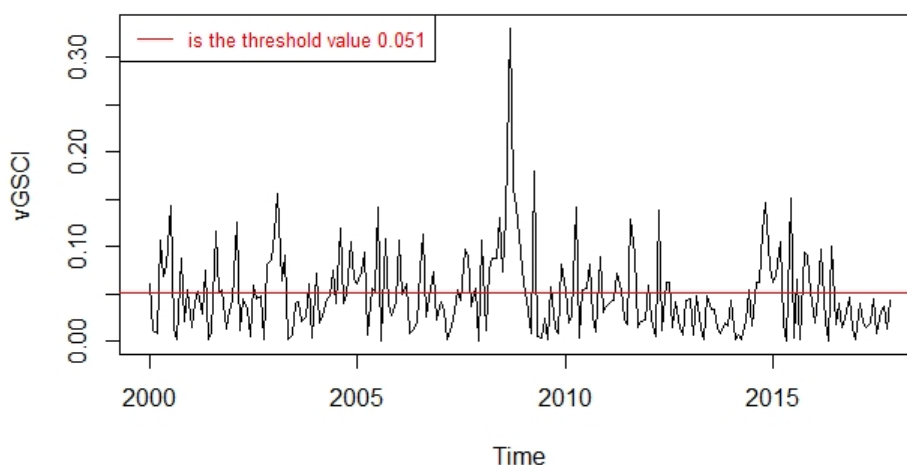


Figure 4.3 – VGSCI values

During this period of international commodity market transformation, more than two thirds

of the VGSCI was higher than 5%. If we focus on the first food crisis period in our sample (2007-2008), almost all VGSCI observations are higher than 5%. These results highlight that during the 2007-2008 period, international commodity volatility influenced the transmission of high international returns to domestic returns. Furthermore, S&P GSCI volatility reached high values in 2011, coinciding with the second food crisis in our sample. To summarize, when S&P GSCI volatility is high it coincides with high domestic returns. The other determinants of wheat returns are significant or not, depending on the model that we specify. In model 1 the oil return coefficient is not significantly different from zero. Thus, our estimations do not find a relationship between domestic wheat returns and oil returns. The lagged wheat domestic return coefficient is only significant in the second regime. This result highlights the impact of S&P GSCI volatility on domestic wheat fluctuations. We also use regressions that include a proxy of the effect of climate conditions on domestic returns, but the coefficient is not significant for all our estimations.

Once we have identified an effect of S&P GSCI volatility on the transmission of prices from international to national markets, we then try to explain through which channel this occurs. Given that the S&P GSCI is an international commodity index, the effect of S&P GSCI volatility may be due to the economic climate of commodities. Through this channel, classical fundamentals explain the effect of S&P GSCI volatility. As oil is an input in wheat production and is strongly weighted in the S&P GSCI index, it might explain the effect that we identify. However, the oil coefficient is not significant in our PSTR regression. The other explanation is the financialization of commodities: the S&P GSCI is a financial index. For this reason, the S&P GSCI is the underlying good for several financial derivatives such as futures. Thus, index volatility may affect the wheat futures market (Tang and Xiong, 2012). Futures returns may disconnect from their fundamentals in the presence of bubbles in these markets, as well as due to investor behaviors (Basak and Pavlova, 2016). The futures market serves the price discovery function for the spot market. Through this channel, financial activity in commodity markets may affect the transmission from international to domestic markets. To check whether both explanations are plausible, we use the volatility of the IMF commodity index, which is not a financial index, as the threshold variable. We reject the null hypothesis of linearity against the PSTR alternative. Then we estimate the PSTR specification. Table 5 presents the PSTR estimation results. The international wheat return coefficients are significant and positive in both regimes. However, the pass-through is negative. As the IMF

index volatility increases, the transmission of international to national returns declines from 14.1% to 11.3% even if the coefficient is still positive. This result highlights that the two indices are different. First, The IMF index includes more commodities than the S&P GSCI. Secondly, the IMF index is not a financial index. The positive pass-through in our estimation with the S&P GSCI volatility as the threshold variable allows two explanations. Fundamentals of commodity markets affect the transmission of returns from international to national markets, and financial activity linked with the S&P GSCI also impacts this relationship. Thus, financial activity in commodity markets affects domestic wheat returns; the price of this commodity is one of the prices that increased the most during the two recent food crises. As we detect an influence of financial activity on wheat price movements, we recommend that specific regulation should be implemented in wheat financial markets. The recommendations of the Dodd-Frank Act on derivative markets contribute to stabilizing commodity volatility. Indeed, Basak and Pavlova (2016) show that the behavior of index investors affects commodity volatility. The Dodd Frank Act recommends reducing the number of positions for investors. This may control the effect of index investors on commodity volatility.

Table 4.5 – PSTR results for wheat

Variables	Model 1	
	Regime 1	Regime 2
WheatInt	0.141*** (3.138)	0.113*** (4.309)
Oil	-0.001 (-0.023)	0.018 (0.471)
r_{t-1}^{wheat}	0.068*** (2.623)	0.120* (1.680)
Transition variable	IMF commodity index	Volatility
γ		293.08
c		0.024

Note: t statistics are reported in parentheses and all explanatory variables are lagged. Significance at the ten, five and one percent level is denoted by *, **, ***, respectively.

Next, we analyze the results of PSTR estimations for maize; they are presented in table 6. The results of the maize regressions are very different: the non-linear specification is not retained in models 2 and 3. Even when we reject the null hypothesis of linearity, in model 1 we do not identify any relationship between national and international returns in the two regimes. Nonetheless, we are not surprised by this result. The countries forming our panel are self-sufficient or import a small proportion of maize relatively to what they produce. Columbia is the only country that imports a significant volume of maize (64% more than domestic production on average). Our results are in line with Ceballos et al. (2017) who find a transmission of prices only in rare cases.

Table 4.6 – PSTR results for maize

Variables	Model 1	
	Regime 1	Regime 2
MaizeInt	-0.163 (-0.403)	-0.001 (0.000)
Oil	0.152* (1.825)	0.106 (1.374)
r_{t-1}^{maize}	-0.221*** (-9.729)	-0.689*** (-26.173)
Transition variable	GSCI Volatility	
γ	1387.8	
c	0.041	

Note: t statistics are reported in parentheses and all explanatory variables are lagged. Significance at the ten, five and one percent level is denoted by *, **, ***, respectively.

To check the robustness of the PSTR specification we test other potential transition variables that represent the characteristics of international commodity markets. Table 7 presents the robustness results. The *proxy* of volatility (VGSCI) that we choose to focus on in this chapter is the variable that most rejects the linearity hypothesis.

Table 4.7 – Testing several threshold variables for wheat returns regression

	Change	r_{GSCI}	volatGSCI	vIMF
<hr/>				
$r = 0$				
<hr/>				
LM	3.857	4.026	8.032	7.844
	(0.277)	(0.259)	(0.045)	(0.049)
F	1.274	1.332	2.652	2.59
	(0.282)	(0.263)	(0.05)	(0.051)

¹ Note: LM and F are the Lagrange Multiplier and F tests for linearity. $r = 0$ denotes the null hypothesis of linearity against the PSTR alternative model with 2 regimes.

² Note: Change represents the variation between two successive months of the S&P GSCI. volatGSCI is another proxy of the S&P GSCI. It is calculated as the square of S&P GSCI returns. vIMF is IMF commodity index volatility. It is calculated as the absolute value of the IMF index returns.

Conclusion

This chapter analyzes the transmission of price movements from international to local markets conditionally upon the international commodity market volatility of two commodities, wheat and maize. Our findings highlight that international-local transmission differs according to the commodity under study. We do not identify this relationship between international and domestic markets for maize in our panel of developing countries. However, such a relationship exists for wheat returns. This result also depends on the volatility level of the financial commodity index. The transmission of returns from international to domestic markets is strengthened when index volatility increases. This volatility is high during periods when the volume of transactions in commodity markets increases. Thus, the financialization of commodity markets is a plausible explanation for stronger international-local relationships in the case of wheat returns.

This chapter is a preliminary work. It therefore contains several limitations and points to new avenues of research. To identify the effect of the financialization of commodities in developing countries, it is not sufficient to study the transmission of price movements. We should also investigate how this relationship affects several macroeconomic aggregates, such as the poverty index and the development index, but also the trade balance and the growth rate for developing countries. It will also be of interest to study the financialization of commodities by type of agent. In doing so, we will analyze the influence of the financialization of commodities on producer surpluses (firms that stock agricultural commodities to disentangle themselves from farmers) and on consumer surpluses.

Bibliography of chapter 4

- Adams, Z., Glück, T., 2015. Financialization in commodity markets: A passing trend or the new normal? *Journal of Banking & Finance* 60, 93–111.
URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0378426615002022>
- Aït-Youcef, C., Lo, G. D., Oct. 2017. L'influence de l'activité financière sur la volatilité des prix des denrées alimentaires. *Mondes en developpement* 179 (3), 45–66.
URL <https://www.cairn.info/revue-mondes-en-developpement-2017-3-page-45.htm>
- Baquedano, F. G., Liefert, W. M., Feb. 2014. Market integration and price transmission in consumer markets of developing countries. *Food Policy* 44, 103–114.
- Basak, S., Pavlova, A., Aug. 2016. A Model of Financialization of Commodities. *The Journal of Finance* 71 (4), 1511–1556.
URL <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/jofi.12408/abstract>
- Bekkers, E., Brockmeier, M., Francois, J., Yang, F., Aug. 2017. Local Food Prices and International Price Transmission. *World Development* 96, 216–230.
- Bellemare, M. F., Jan. 2015. Rising Food Prices, Food Price Volatility, and Social Unrest. *American Journal of Agricultural Economics* 97 (1), 1–21.
- Ceballos, F., Hernandez, M. A., Minot, N., Robles, M., Jun. 2017. Grain Price and Volatility Transmission from International to Domestic Markets in Developing Countries. *World Development* 94, 305–320.
URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0305750X17300293>

- Cheng, I.-H., Kirilenko, A., Xiong, W., Aug. 2015. Convective Risk Flows in Commodity Futures Markets. *Review of Finance* 19 (5), 1733–1781.
URL <http://rof.oxfordjournals.org/lookup/doi/10.1093/rof/rfu043>
- Creti, A., Joëts, M., Mignon, V., May 2013. On the links between stock and commodity markets' volatility. *Energy Economics* 37, 16–28.
- Damette, O., Seghir, M., 2018. Natural resource curse in oil exporting countries: A nonlinear approach. *International economics* 156, 231–246.
- Domanski, D., Heath, A., Mar. 2007. Financial Investors and Commodity Markets. SSRN Scholarly Paper ID 1600058, Social Science Research Network, Rochester, NY.
URL <https://papers.ssrn.com/abstract=1600058>
- FAO, 2004. La situation des marchés des produits agricoles. FAO, Rome, oCLC: 929549392.
- Gardebroek, C., Hernandez, M. A., Robles, M., 2016. Market interdependence and volatility transmission among major crops. *Agricultural Economics* 47 (2), 141–155.
- Gonzalez, A., Teräsvirta, T., Van Dijk, D., Yang, Y., 2017. Panel smooth transition regression models.
- González, A., Teräsvirta, T., van Dijk, D., 2005. Panel Smooth Transition Regression Models.
- Irwin, S. H., Sanders, D. R., 2011. Index funds, financialization, and commodity futures markets. *Applied Economic Perspectives and Policy* 33 (1), 1–31.
- Joëts, M., Nov. 2015. Heterogeneous beliefs, regret, and uncertainty: The role of speculation in energy price dynamics. *European Journal of Operational Research* 247 (1), 204–215.
URL <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0377221715004725>
- Kalkuhl, M., 2014. How strong do global commodity prices influence domestic food prices? A global price transmission analysis. Tech. rep.
- Masters, M. W., 2008. Testimony before the committee on homeland security and governmental affairs. US Senate, Washington, May 20.

- Meyer, J., von Cramon-Taubadel, S., Nov. 2004. Asymmetric Price Transmission: A Survey. *Journal of Agricultural Economics* 55 (3), 581–611.
- Silvennoinen, A., Thorp, S., 2013. Financialization, crisis and commodity correlation dynamics. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 24, 42–65.
URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1042443112001059>
- Singleton, K. J., Feb. 2014. Investor Flows and the 2008 Boom/Bust in Oil Prices. *Management Science* 60 (2), 300–318.
- Tang, K., Xiong, W., 2012. Index investment and the financialization of commodities. *Financial Analysts Journal* 68 (5), 54–74.
URL <http://www.cfapubs.org/doi/abs/10.2469/faj.v68.n6.5>

Appendix of chapter 4

.1 Supplementary data

Table 8 – domestic prices

Commodity	Country	Market	Start	End	Unit	Source
Wheat	Afghanistan	Kabul	2000-M1	2018-M1	\$/Tonne	GIEWS
Wheat	Brazil	Sao Paulo	2000-M1	2018-M1	\$/Tonne	GIEWS
Wheat	India	Mumbai	2000-M1	2018-M1	\$/Tonne	GIEWS
Wheat	India	New Delhi	2000-M1	2018-M1	\$/Tonne	GIEWS
Wheat	Peru	Lima	2000-M1	2018-M1	\$/Tonne	GIEWS
Wheat	South Africa	Randfontein	2000-M1	2018-M1	\$/Tonne	GIEWS
Maize	Colombia	Bogota	2001-M1	2018-M1	\$/Tonne	GIEWS
Maize	Costa Rica	National average	2001-M1	2018-M1	\$/Tonne	GIEWS
Maize	Ethiopia	Bahirdar	2001-M1	2018-M1	\$/Tonne	GIEWS
Maize	Ethiopia	Mekele	2001-M1	2018-M1	\$/Tonne	GIEWS
Maize	Guatemala	Guatemala City	2001-M1	2018-M1	\$/Tonne	GIEWS
Maize	Honduras	National Average	2001-M1	2018-M1	\$/Tonne	GIEWS
Maize	Mozambique	National Average	2001-M1	2018-M1	\$/Tonne	GIEWS
Maize	Nicaragua	Managua	2001-M1	2018-M1	\$/Tonne	GIEWS
Maize	Peru	Lima	2001-M1	2018-M1	\$/Tonne	GIEWS
Maize	Philippines	National Average	2001-M1	2018-M1	\$/Tonne	GIEWS
Maize	South Africa	Randfontein	2001-M1	2018-M1	\$/Tonne	GIEWS
Maize	Togo	Lome	2001-M1	2018-M1	\$/Tonne	GIEWS

Table 9 – Stationarity tests

Commodity	Country	ADF	Zivot and Andrews	Lee Strazicich	
				model 1	model 2
Wheat	Afghanistan	-3.03	-4.01	Non stationary	Non stationary
Wheat	Brazil	-2.34	-4.74	Non stationary	Non stationary
Wheat	India	-2.49	-5.65***	Stationary	Non stationary
Wheat	India	-3.143	-4.19	Non stationary	Non stationary
Wheat	Peru	-1.31	-4.52	Non stationary	Non stationary
Wheat	South Africa	-1.86	-3.32	Non stationary	Non stationary
Maize	Colombia	-1.58	-4.80	Non stationary	Non stationary
Maize	Costa Rica	-2.50	-3.73	Non stationary	Non stationary
Maize	Ethiopia	-2.93	-4.81	Non stationary	Non stationary
Maize	Ethiopia	-3.43**	-4.06	Non stationary	Non stationary
Maize	Guatemala	-1.84	-4.42	Stationary	Stationary
Maize	Honduras	-4.57***	-4.18	Stationary	Non stationary
Maize	Mozambique	-3.71**	-5.66**	Non stationary	Non stationary
Maize	Nicaragua	-5.68***	-4.40	Stationary	non stationary
Maize	Peru	-2.14	-3.09	Non stationary	Non stationary
Maize	Philippines	-2.07	-4.81	Non stationary	Non stationary
Maize	South Africa	-2.82	-3.97	Non stationary	Non stationary
Maize	Togo	3.03	-6.07***	Non stationary	Non stationary
GSCI	International	-2.24	-4.28	Non stationary	Non stationary
Maize	International	-1.64	-4.62	Non stationary	Non stationary
Wheat	International	-2.34	-4.20	Non stationary	Non stationary
Oil	International	-2.36	-3.97	Non stationary	Non stationary

Note: Significance at the ten, five and one percent level is denoted by *, **, ***, respectively.

Table 10 – The Maddala-Wu unit root test

Commodity	Lags	Specification without trend		Specification with trend	
		Chi square	p-value	Chi square	p-value
Wheat	0	8.01	0.785	9.13	0.691
Wheat	1	12.95	0.373	19.02*	0.088
Wheat	2	10.55	0.568	15.23	0.229
Wheat	3	11.34	0.500	16.16	0.184
Wheat	4	11.16	0.515	14.94	0.245
Wheat	5	12.71	0.390	17.13	0.145
Wheat	6	11.80	0.462	13.47	0.336
Maize	0	143.41***	0.000	-7.20***	0.000
Maize	1	99.29***	0.000	-8.92***	0.000
Maize	2	79.43***	0.000	-8.24***	0.000
Maize	3	62.11***	0.000	-7.70***	0.000
Maize	4	56.13***	0.000	-7.29***	0.000
Maize	5	52.77***	0.000	-7.39***	0.000
Maize	6	47.79***	0.000	-7.67***	0.000

Note: Significance at the ten, five and one percent level is denoted by *, **, ***, respectively.
The unit root is the null hypothesis.

Table 11 – The CIPS unit root test

Commodity	Lags	Specification without trend		Specification with trend	
		Z	p-value	Z	p-value
Wheat	0	-2.375***	0.009	-2.74***	0.003
Wheat	1	-4.63***	0.00	-5.28***	0.000
Wheat	2	-3.17***	0.001	-3.78***	0.000
Wheat	3	-2.93***	0.002	-3.59***	0.000
Wheat	4	-2.40***	0.008	-3.03***	0.001
Wheat	5	-2.67***	0.004	-3.41***	0.000
Wheat	6	-2.10**	0.018	-2.83***	0.002
Maize	0	-7.20***	0.000	-6.14***	0.000
Maize	1	-8.92***	0.000	-7.76***	0.000
Maize	2	-8.24***	0.000	-6.78***	0.000
Maize	3	-7.70***	0.000	-6.10***	0.000
Maize	4	-7.29***	0.000	-5.67***	0.000
Maize	5	-7.39***	0.000	-5.87***	0.000
Maize	6	-7.67***	0.000	-6.09***	0.000

Note: Significance at the ten, five and one percent level is denoted by *, **, ***, respectively.

The unit root is the null hypothesis.

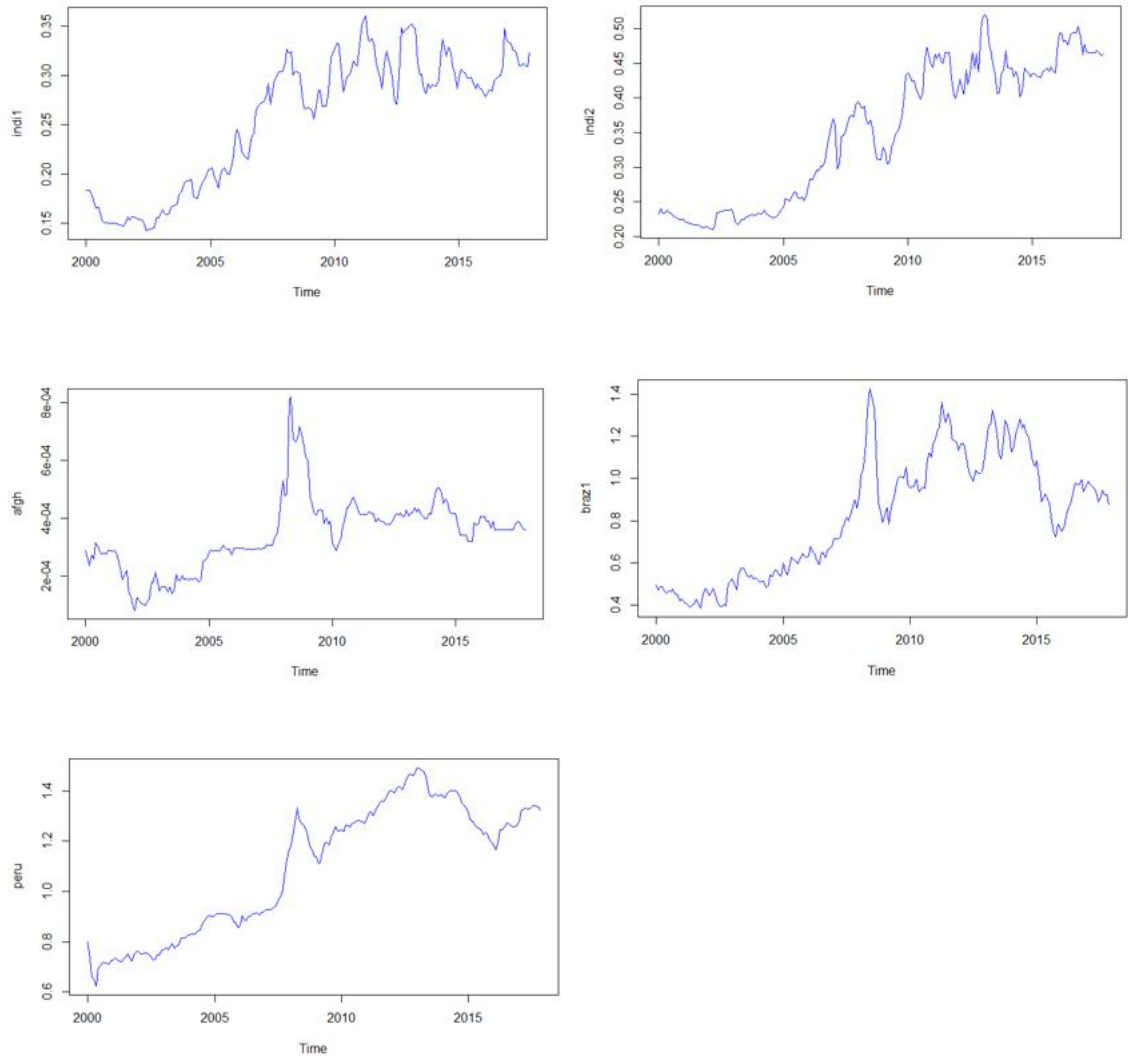


Figure 4 – Wheat domestic prices

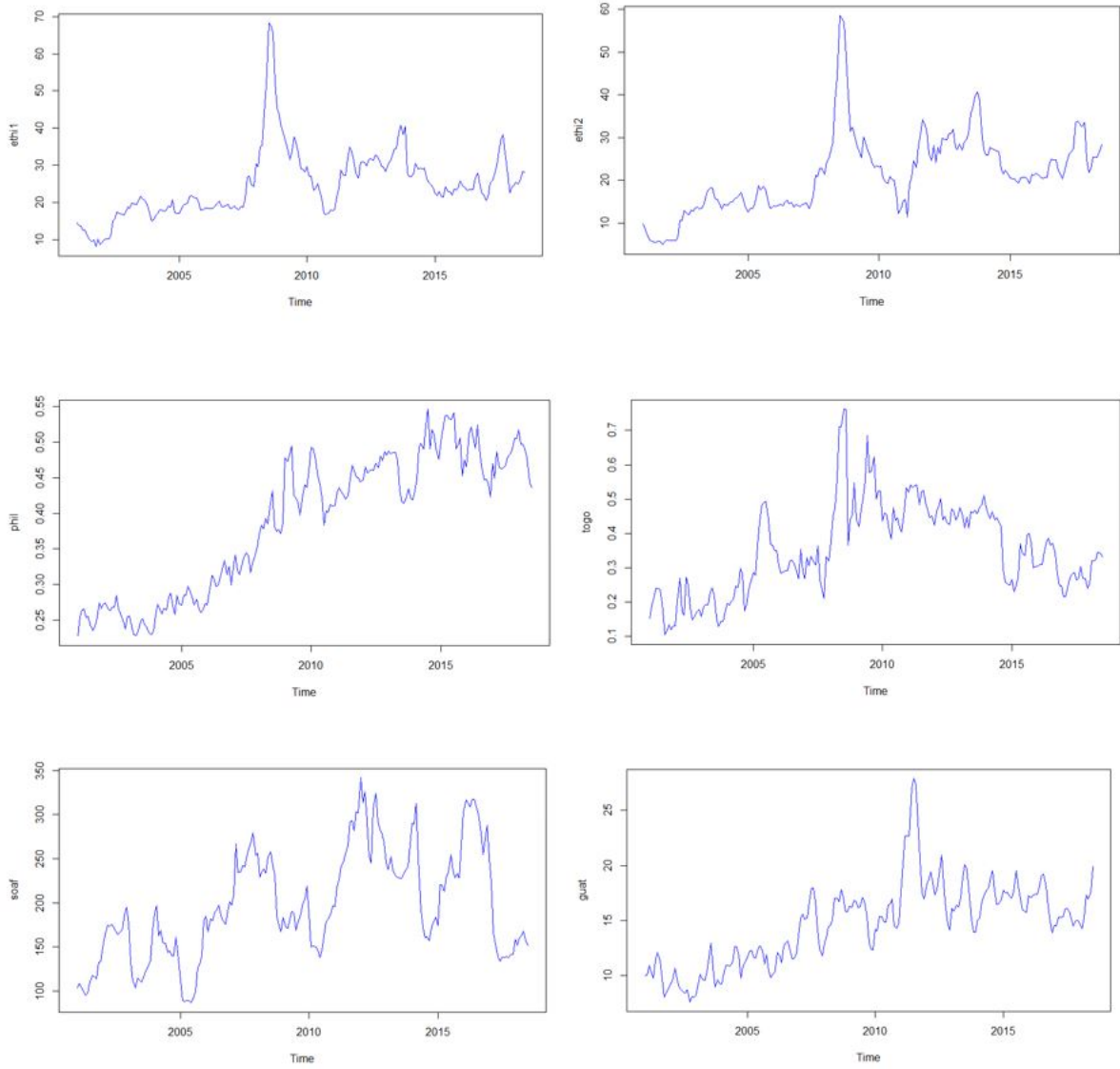


Figure 5 – Maize domestic prices

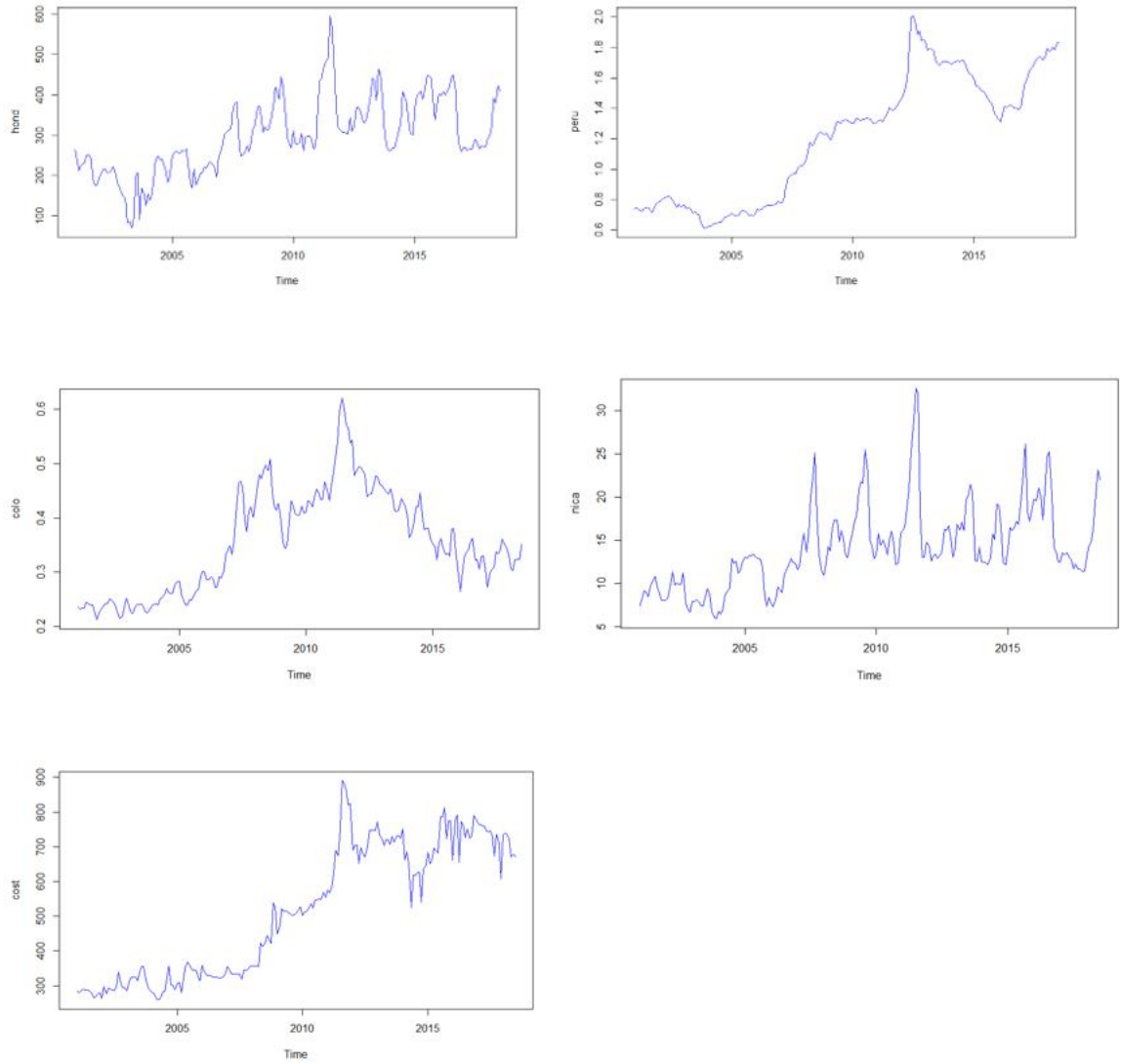


Figure 6 – Maize domestic prices

.2 Details of the PSTR estimation: the case of wheat

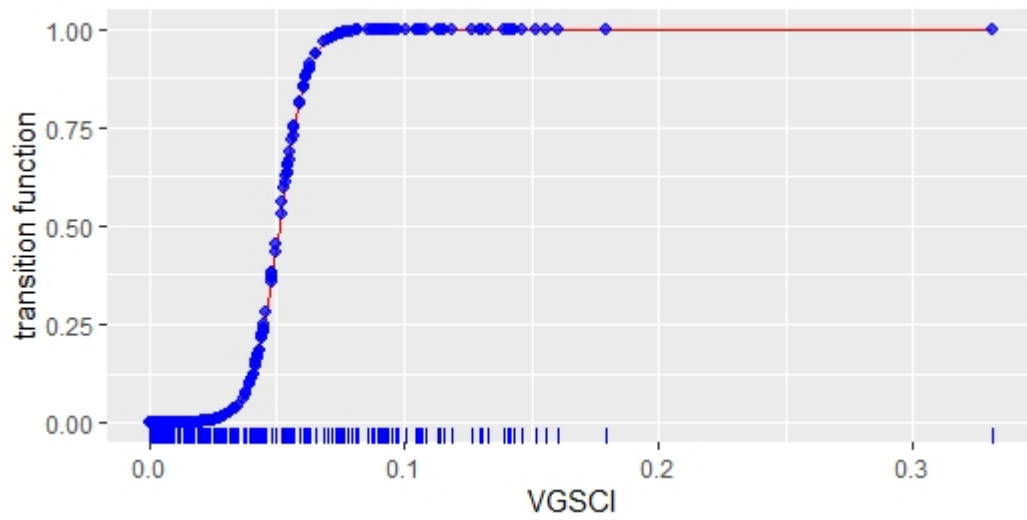


Figure 7 – Wheat: Representation of the transition function

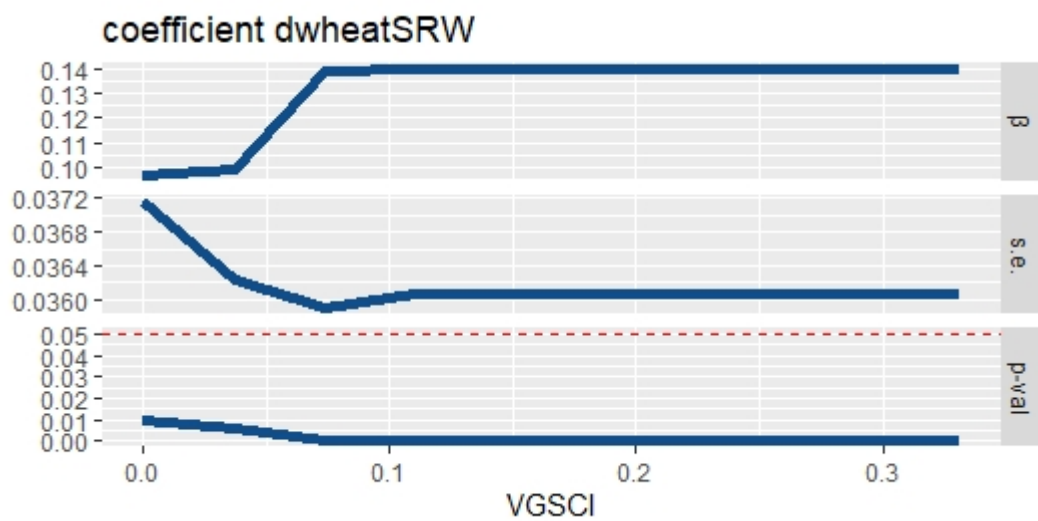


Figure 8 – Wheat: Evolution of the wheat international return coefficient

Table 12 – PSTR results for wheat

Variables	Model 2		Model 3	
	Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2
WheatInt	0.085 (1.303)	0.355** (2.520)	0.101*** (2.558)	0.159 (5.925)
Oil	0.025*** (2.729)	0.140*** (3.454)	0.020 (0.829)	0.031 (1.307)
Transition variable	GSCI Volatility			
γ	1386.87		187.719	
c	0.128		0.048	

Note: t statistics are reported in parentheses and all explanatory variables are lagged in the second model. Significance at the ten, five and one percent level is denoted by *, **, ***, respectively.

.3 Details of the PSTR estimation: the case of maize

Table 13 – PSTR results for maize

Variables	Model 2		Model 3	
	Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2
MaizetInt	-0.158 (-0.858)	0.126* (1.753)		
Oil	0.182 (1.168)	-0.020 (-0.155)		
Transition variable	GSCI Volatility			
γ	1386.87		187.719	
c	0.128		0.048	

Note: t statistics are reported in parentheses and all explanatory variables are lagged in the second model. Significance at the ten, five and one percent level is denoted by *, **, ***, respectively.

.4 Correlation coefficients

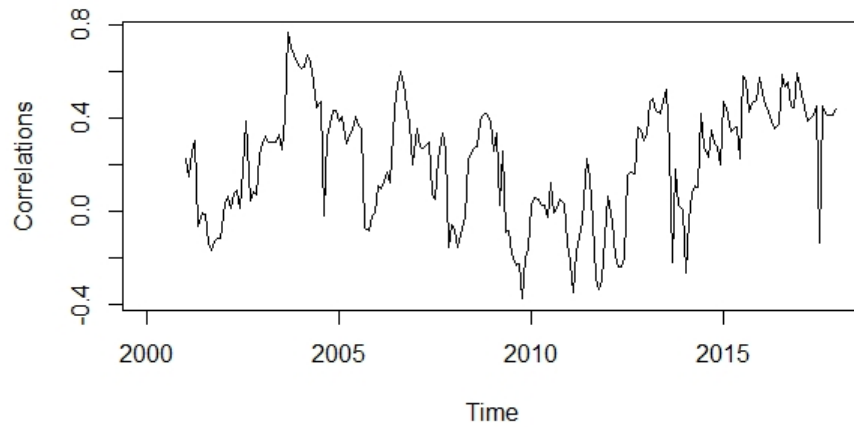


Figure 9 – International/national wheat return correlations over a 12-month moving window: Afghanistan

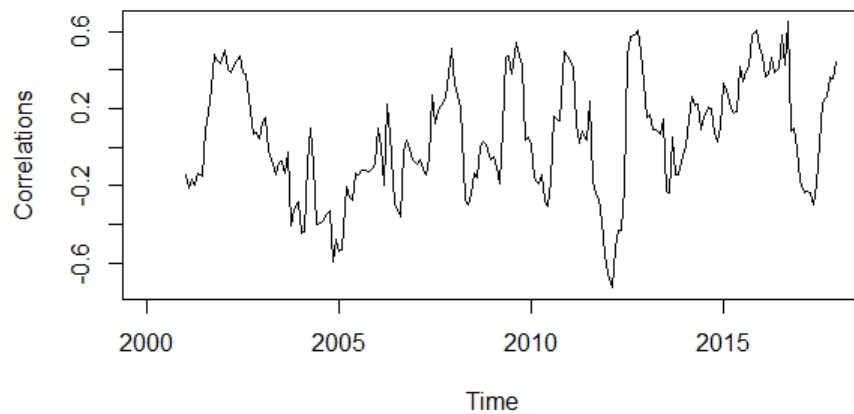


Figure 10 – International/national wheat return correlations over a 12-month moving window: Brazil

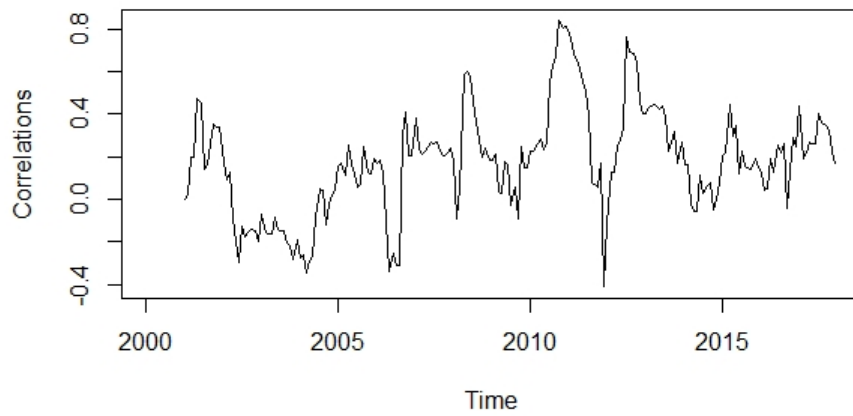


Figure 11 – International/national wheat return correlations over a 12-month moving window: India 2

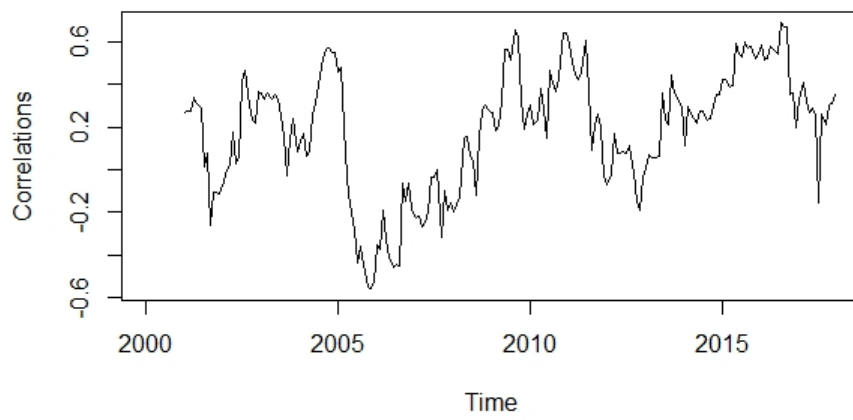


Figure 12 – International/national wheat return correlations over a 12-month moving window: South Africa

Conclusion générale

La tendance haussière des prix des produits agricoles constatée dans les années 2000 et au début des années 2010 est une des causes principales des crises alimentaires survenues concomitamment dans les pays en développement. Dès lors, les économistes et les organismes internationaux ont cherché à identifier les variables qui sous-tendent les mouvements de prix des matières premières agricoles. Les déterminants classiques des marchés agricoles ne permettent pas d'expliquer totalement la récente dynamique des prix. Les changements structurels des marchés financiers agricoles sont potentiellement le chaînon manquant dans l'explication logique de la nouvelle dynamique des commodités agricoles. Dans ce contexte, nous proposons d'apporter un éclairage sur les relations qui lient les marchés financiers et les marchés des matières premières. Cette thèse conduit à s'interroger sur les caractéristiques des marchés financiers agricoles, les dépendances entre marchés agricoles et marchés financiers, la manière dont la financiarisation des marchés des matières premières est susceptible d'affecter les relations entre les marchés des commodités, les acteurs du phénomène de financiarisation mais aussi les conséquences de ce phénomène pour les pays en développement.

Pour ce faire, la thèse s'articule autour de quatre chapitres. Les trois premiers chapitres sont consacrés à l'étude fine des caractéristiques des marchés des produits agricoles et à la manière dont ces derniers sont liés aux marchés boursiers. Ainsi, nous montrons que cette relation est dynamique. Elle s'intensifie en période de crise financière puis devient moins importante pendant les périodes de relative « stabilité » des marchés financiers. Néanmoins, même durant les périodes financières relativement calmes, cette relation persiste et s'est avérée plus importante depuis la deuxième moitié des années 2000 comparativement à la décennie précédente. Il en est de même pour les relations entre les marchés des matières premières d'où le questionnement quant à l'influence de l'activité financière sur ces relations. Le test de causalité en variance que nous avons utilisé nous indique que

ce sont les marchés d'actifs financiers qui causent en variance les prix agricoles, laissant penser à l'existence d'un effet de contagion des marchés d'actions vers les marchés des matières premières en cas de crise. Par ailleurs, le lien entre marchés financiers et marchés agricoles se renforce lorsque les rendements de l'indice S&P GSCI sont élevés. Nous observons également que les relations entre les marchés des matières premières s'intensifient en période de turbulence, au-delà de ce que peuvent expliquer leurs fondamentaux. Cela se vérifie d'autant plus lorsque ces commodités font partie d'un indice des matières premières.

Ces premiers résultats nous amènent à nous interroger sur le rôle des investisseurs indiciels dans la transmission des fluctuations observées sur les marchés des matières premières. Pour ce faire, nous suivons les canons de la finance comportementale en spécifiant un modèle théorique à agents hétérogènes. Nous mettons ainsi en lumière la manière dont le comportement des investisseurs indiciels influence les caractéristiques des marchés agricoles individuellement mais aussi collectivement en influençant la relation qui existe entre les différents marchés. Afin d'isoler l'influence des investisseurs indiciels sur la formation des prix des produits agricoles, nous partons d'un *benchmark* sans investisseurs indiciels puis nous les intégrons progressivement. Lorsque ces derniers sont introduits, les rendements des actifs admettent des valeurs plus extrêmes et les volatilités augmentent nettement. Les séries de matières premières ont alors tendance à se comporter comme des séries financières. De plus, les corrélations entre les rendements agricoles s'intensifient dans le modèle qui introduit les investisseurs indiciels.

Ces résultats mettent en lumière le canal par lequel l'activité financière influence la formation des prix internationaux des matières premières agricoles. Mais qu'en est-il de son influence sur la formation des prix nationaux ? Et particulièrement dans les pays en développement dont les économies sont fortement dépendantes des marchés des matières premières. Le quatrième chapitre de cette thèse permet d'esquisser une réponse à cette interrogation. Nous montrons que les caractéristiques de l'indice des matières premières, le S&P GSCI, influencent la relation entre les rendements internationaux et les rendements nationaux des matières premières de façon hétérogène pour un panel de pays en développement. Les variations de l'indice affectent la transmission des rendements pour le blé mais nous ne retrouvons pas ce résultat pour le maïs. Pour ce dernier, il semblerait même que les prix nationaux et internationaux ne soient pas liés. Ceci est probablement dû au fait que la plupart des pays qui composent notre panel importent peu de cette matière première relative-

ment à leur production nationale. Pour autant, ce résultat ne diverge pas de ceux obtenus dans la littérature qui s'intéresse aux mécanismes de transmission des prix.

In fine, cette thèse apporte de nouveaux éclairages quant à la caractérisation de la financiarisation des marchés agricoles, tout en identifiant des canaux potentiels de ce phénomène. Elle met aussi en lumière les implications de la financiarisation des matières premières agricoles pour les économies en développement.

À partir de ces résultats, nous sommes capables de formuler un certain nombre de recommandations de politique économique. Si le comportement des investisseurs sur les marchés financiers engendre une augmentation de la volatilité et des variations extrêmes des prix des matières premières agricoles, alors la réglementation des marchés dérivés des matières premières doit prendre cela en considération. Autrement dit, les réformes qui consistent à mieux encadrer les marchés dérivés doivent être encouragées puisqu'elles permettent de stabiliser, en partie, la dynamique des prix agricoles. Cela passe notamment par un encadrement renforcé du nombre de positions prises par chaque type d'investisseurs, comme cela est préconisé dans le Dodd-Frank Act. Néanmoins, une réglementation trop restrictive des marchés financiers des matières premières peut engendrer des effets contre-intuitifs par une augmentation de l'instabilité sur les marchés agricoles comme cela a été le cas pour la dynamique des prix de l'oignon aux États-Unis. En effet, alors que les marchés dérivés de ce produit agricole ont été fermés en 1960, les prix ont continué à fortement fluctuer.

Nos apports concernant la littérature relative à la financiarisation des matières premières devront toutefois être ultérieurement complétés. Tout d'abord, le modèle théorique que nous avons construit dans le troisième chapitre de la thèse n'intègre pas de marché physique en sus des actifs financiers. Nous ne pouvons donc pas étudier la financiarisation dans son ensemble. Bien que cela puisse relever d'une technique complexe, il s'agit d'une piste à suivre pour les recherches qui seront menées ultérieurement sur cette thématique.

Une autre limite de notre travail est liée au manque de données disponibles sur les prises de positions des investisseurs. En effet, les données disponibles n'apparaissent pas suffisamment désagrégées. Cependant, nous remarquons que les rapports de la CFTC concernant les positions des investisseurs sont de plus en plus désagrégées depuis 2006. Avant cette date, les investisseurs indiciels n'étaient pas catégorisés. De même, la fréquence des données de ces positions n'est pas en adéquation avec les mouvements de prix qui sont observés sur les marchés financiers agricoles. Ces

positions sont disponibles à une fréquence hebdomadaire alors que les mouvements de prix sont intra journaliers. Ces limites empiriques nous empêchent de tester empiriquement de manière fine l'influence des positions des différents acteurs des marchés financiers agricoles sur la formation des prix sur ces marchés. De plus, cette thèse ne prend pas en compte les marchés *forward* qui peuvent eux aussi potentiellement influencer la dynamique des prix sur le marché au comptant. Les données concernant ces marchés étant relativement peu disponibles, l'analyse de leurs caractéristiques en est néanmoins rendue fastidieuse.

Finalement, le quatrième chapitre, qui pose les bases de la transmission des prix, nécessite une étude plus approfondie des caractéristiques complexes de la financiarisation des matières premières. Il conviendrait d'analyser la manière dont la relation entre les marchés financiers et agricoles, à travers les prix, affecte les agrégats économiques des pays en développement et affecte les indices de développements et de pauvreté de ces nations.

En guise de conclusion, nous pouvons dire que malgré une littérature abondante s'intéressant au phénomène de financiarisation des matières premières, les pistes de recherches portant sur cette thématique sont encore nombreuses. Les limites esquissées dans cette conclusion seront donc sources de travaux futurs sur la thématique de la financiarisation des matières premières agricoles.