

L'impact des biocarburants sur les prix des matières premières agricoles

Document de Travail
Working Paper
2017-41

Capucine Nobletz



UMR 7235

Université de Paris Ouest Nanterre La Défense
(bâtiment G)
200, Avenue de la République
92001 NANTERRE CEDEX

Tél et Fax : 33.(0)1.40.97.59.07
Email : nasam.zaroualete@u-paris10.fr



L'impact des biocarburants sur les prix des matières premières agricoles

Capucine NOBLETZ[†]

16 septembre 2017

Résumé

La récente expansion des biocarburants soulève des interrogations quant à l'émergence d'une nouvelle relation entre les marchés agricoles et énergétiques. Dans ce contexte, nous analysons l'influence du développement des biocarburants sur les prix des matières premières agricoles (maïs, soja et blé) en recourant aux techniques de cointégration afin d'évaluer, dans un premier temps, les liens de long terme entre les prix des biens agricoles, du pétrole et de l'éthanol. Dans un second temps, nous analysons les dynamiques de court terme, en tenant compte de l'existence potentielle de ruptures sur la période étudiée (1997-2017). Nos résultats montrent que les effets liés au développement des biocarburants divergent en fonction de la matière agricole étudiée. Pour le maïs (composant principal de l'éthanol), l'expansion de l'éthanol américain n'a pas contribué à la hausse de son prix. Pour le soja, les liens entre son marché et les marchés énergétiques (prix du pétrole et de l'éthanol) sont plus importants. L'essor de la production du biodiésel a, en effet, contribué à la hausse de son prix. Enfin, pour le blé, à long terme, son prix dépend du prix du pétrole et de l'éthanol. Le développement des biocarburants impacte le prix du blé *via* un effet de substitution et *via* un impact sur les coûts des facteurs de production agricole. Cependant, à court terme, seules les variations du prix du pétrole tendent à impacter celles du prix du blé, *via* les effets sur les coûts de production.

Mots clefs : biocarburants, pétrole, matières premières agricoles, cointégration

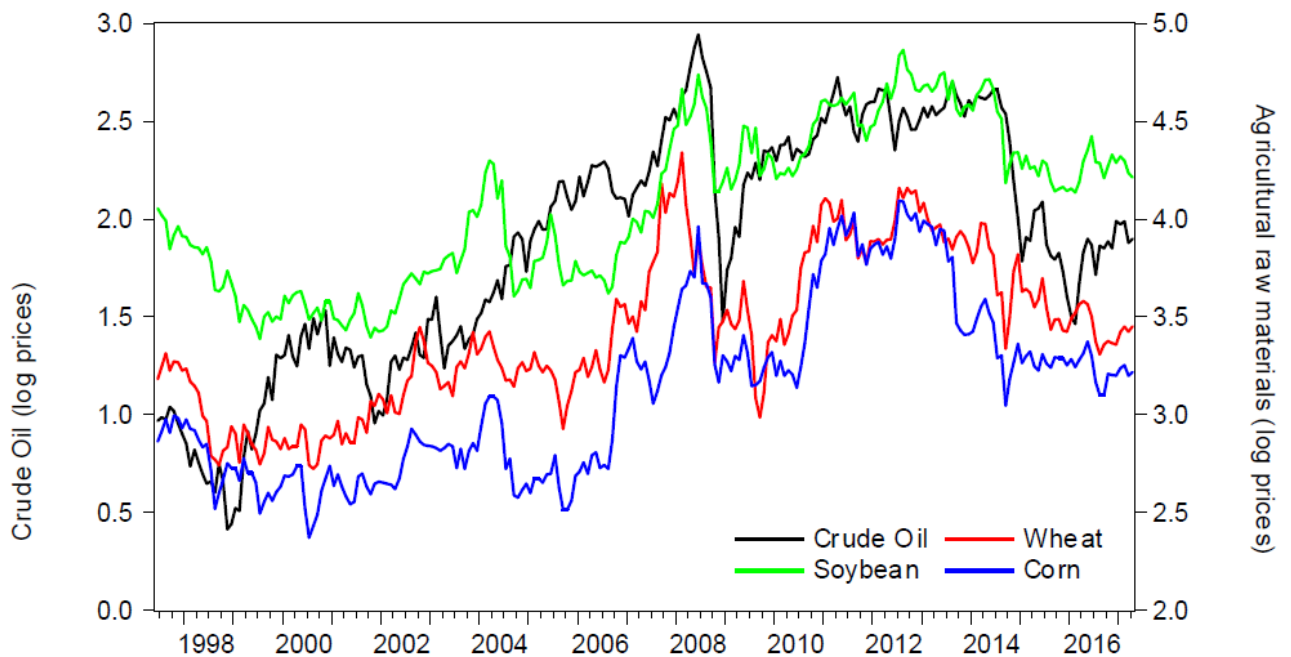
Classification JEL : C22, Q02, Q16

[†] EconomiX-CNRS, Étudiante Master 1 Économie appliquée à l'Université Paris Nanterre, France. Email : capucine.nobletz@laposte.net. Cet article a été rédigé dans le cadre d'un stage effectué au sein du laboratoire EconomiX (UMR CNRS 7235) du 22/05/2017 au 13/07/2017 lorsque l'auteur était en troisième année de Licence d'économie à l'Université Paris Nanterre.

1. Introduction

Les prix des matières premières agricoles ont considérablement varié lors de la dernière décennie, avec un premier pic entre 2007 et 2008 et un second entre 2010 et 2013 (Figure 1). Sur la période 2007-2008, les prix agricoles ont connu une forte expansion, comprise entre 142% pour le blé, 86% pour le maïs et 127% pour le soja. La seconde période de forte hausse des prix est caractérisée par une croissance comprise entre 60% pour le blé, 24% pour le maïs et 45% pour le soja. Ces périodes de forte croissance des prix semblent coïncider avec les épisodes de fortes hausses des prix de l'énergie, en particulier du pétrole. Ainsi, sur les périodes 2007-2008 et 2010-2012, le prix du pétrole a augmenté respectivement de 140% et 48%.

Figure 1: Évolution des prix du pétrole, du blé, du maïs et du soja, États-Unis, Juin 1997-Avril 2017, prix en log



Source : U.S. department of agriculture (USDA) et Thomson Reuters

Plusieurs auteurs tels que Abbott et Borot de Battisti (2011) et Mitchell (2008) cherchent à identifier les causes d'une telle hausse des prix. Les marchés agricoles semblent avoir été impactés à la fois par des facteurs de demande et par des facteurs d'offre. À la fin du 20^{ème} et au début 21^{ème} siècle, les économies en développement ont connu une forte croissance économique qui, *via* la hausse des revenus, a modifié les habitudes alimentaires de leurs populations avec une augmentation de la consommation de viande. Cet effet a accru les pressions exercées sur les marchés agricoles (hausse de la demande de matières agricoles pour le bétail). De plus, à la suite de l'abandon de la politique d'autosuffisance en soja par la Chine au 20^{ème} siècle, la demande chinoise est venue s'ajouter à la

demande mondiale, générant une hausse des prix de cette matière agricole (Abbott *et al.*, 2011 ; Mitchell, 2008). D'autres facteurs ont participé à la hausse des prix agricoles : l'expansion des marchés des biocarburants, la faiblesse du dollar (Abbott et Borot de Battisti, 2011 ; Abbott *et al.*, 2011 ; Mitchell, 2008) et le développement de la spéculation sur les marchés agricoles. Sur ce dernier point, dès 2008, des agents financiers (investisseurs institutionnels) investissent dans les matières premières agricoles dans une optique de limitation de l'inflation et de diversification de portefeuilles (Nazlioglu *et al.*, 2013).

En parallèle à ces chocs de demande s'ajoutent des chocs d'offre. Le prix du pétrole entre 2002 et 2008 a été multiplié par cinq et le prix de l'engrais a quant à lui été multiplié par quatre sur la même période (Abbott *et al.*, 2011). Cette hausse de prix s'est répercutée sur les marchés agricoles en générant un accroissement des coûts de production. En raison de la viscosité des prix, cet impact ne fût pas immédiat mais différé (Abbott *et al.*, 2011). En outre, les conditions météorologiques défavorables à cette époque ont touché d'importants pays producteurs agricoles (Australie, États-Unis, Europe, Canada, Russie et Ukraine) et ont alors contribué à l'accroissement mondial des prix des céréales. En effet, les mauvaises conditions météorologiques combinées au développement des biocarburants ont accru les pressions exercées sur les stocks mondiaux. Enfin, les mises en culture supplémentaires n'ont pas permis d'accroître suffisamment l'offre pour compenser la hausse de la demande de biens agricoles à caractère alimentaire et énergétique (Mitchell, 2008).

Parmi ces facteurs de demande et d'offre, le cas des biocarburants mérite une attention toute particulière au vu du très vif développement de leur production (Paris, 2016). Rappelons qu'un biocarburant est un carburant liquide ou gazeux issu principalement de la transformation des matières végétales produites par l'agriculture. Les biocarburants sont assimilés à une source d'énergie renouvelable. Leur combustion produit de l'énergie bas-carbone : le dioxyde de carbone émis est capté en quantité équivalente par la culture qui sert à le produire dans un laps de temps court¹. Nous distinguons deux types de biocarburants de première génération : le bioéthanol produit principalement à partir de sucre de canne, de céréales et de betteraves sucrières, ainsi que le biodiésel produit majoritairement à partir d'huiles végétales telles que le colza, le soja ou l'huile de palme. Les biocarburants permettent aux États de réduire leur dépendance aux carburants fossiles, ainsi que de réduire leurs émissions de Gaz à Effet de Serre (GES). Les objectifs de quotas d'émission ont été déterminés, en 1997 avec le protocole de Kyoto, en 2009 et 2015 avec les accords de Copenhague et de Paris (respectivement). Ces objectifs varient en fonction des pays. Néanmoins, un grand nombre d'organismes internationaux décrie les dangers de ces biocarburants pour notre écosystème (OCDE,

¹ En effet, la quantité de dioxyde de carbone émise est équivalente à la quantité captée par la plante durant sa culture. L'horizon temporel est donc court comparé à la réabsorption du dioxyde de carbone, le stockage et la transformation en source énergétique nouvelle dans le cas des énergies fossiles.

2008) : épuisement des sols, pollution des eaux, destruction de milieux naturels, déforestation, procédés de production polluants en carbone, *etc.*

Dans cet article, nous nous focalisons sur l'impact du développement de la production de biocarburants sur les prix des matières premières agricoles. Afin de comprendre cette relation, il est nécessaire d'expliquer les interactions de prix opérant entre les secteurs pétroliers et agricoles.

La transmission des prix du secteur pétrolier vers le secteur agricole opère par l'intermédiaire de facteurs d'offre et de demande. En ce qui concerne les facteurs d'offre, les variations de prix du secteur pétrolier impactent le marché agricole à travers un effet direct (coût de production) et un effet indirect (demande de biocarburants).

Dans un premier temps, la hausse du prix du pétrole impacte positivement les coûts de production des biens agricoles : hausse des coûts d'engrais, de pesticides, de fertilisants et de carburants. Ainsi, plus la production des matières agricoles est coûteuse en énergie, plus une variation de prix du secteur pétrolier impactera ces marchés (Baffes, 2007 ; Ciaian et Kancs, 2011 ; Harri *et al.*, 2009 ; Mitchell, 2008 ; Nazlioglu et Soytaş, 2012 ; Paris, 2016 ; Peri et Baldi, 2010). Dans un second temps, un grand nombre de biens agricoles, tel que le maïs et le soja sont utilisés pour produire du biocarburant. Ainsi, une hausse du prix du pétrole ou l'anticipation d'une hausse de prix conduit à un report de demande vers les biocarburants. Les gains de rentabilité sur les marchés des biocarburants amènent à leur tour, une hausse de la demande pour les biens agricoles (entrants dans leur production), ce qui accroît les pressions sur les prix (Baffes, 2007 ; Campiche *et al.*, 2007 ; Ciaian et Kancs, 2011 ; Nazlioglu, 2011 ; Peri et Baldi, 2010). Enfin, l'expansion des biocarburants induit une hausse de la production des matières agricoles nécessaires à leur production, ce qui génère une hausse des prix des facteurs de production agricole (*via* la hausse de leur demande). Après un certain délai dans la transmission des prix, la hausse des prix des facteurs de production engendre un accroissement des prix des matières agricoles (entrants ou non dans la production de biocarburants). Ce délai de transmission s'explique par des facteurs institutionnels et par les rigidités de marché : contrat de location de terrains, accès contraint au capital, *etc.* (Ciaian et Kancs, 2011). Néanmoins, d'autres études interprètent cette transmission de prix par un effet de substitution. L'accroissement de la production de biocarburants engendre une hausse des prix des matières agricoles liées à leur production (maïs, soja...). Un report de demande opère alors vers des matières agricoles substituables (blé, colza), ce qui amène une hausse de leur prix (Paris, 2016).

Les prix agricoles sont également affectés par le niveau de la demande sur le marché ; une demande qui est positivement liée à la croissance mondiale et qui va, elle-même, être influencée par le prix du pétrole (Lardic et Mignon, 2008). En effet, il semblerait qu'il existe une relation asymétrique inverse entre le prix du pétrole et la croissance mondiale. Une hausse des prix du pétrole génère des impacts

sur la croissance, plus importants que si nous étions dans le cas d'une baisse. De plus, la demande de biens alimentaires est influencée par un effet de substitution entre les biens alimentaires et l'ensemble des biens de consommation (dont les biens énergétiques). Ainsi, si le prix du pétrole augmente alors le prix du carburant va croître également. La très faible élasticité de la demande pour le secteur de l'énergie explique qu'un effet de substitution opère et engendre une baisse de la demande des autres biens de consommation, dont les biens alimentaires (Gohin et Chantret, 2010). Néanmoins, la hausse du prix du pétrole va également générer un accroissement des revenus des pays exportateurs, ce qui peut conduire à une hausse de la demande pour les biens alimentaires et agricoles (Baffes, 2007). Enfin, les politiques économiques et budgétaires sur les biocarburants contribuent au développement de ces marchés et accroissent les pressions sur les prix agricoles (Gardner, 2007 ; Harriet et Gilbert, 2015 ; Mitchell, 2008 ; Nazlioglu, 2011).

Des chocs sur le marché agricole peuvent également impliquer des variations de prix sur le marché des carburants. Ces chocs peuvent provenir à la fois de l'offre (conditions météorologiques, changements de productivité dus à l'adoption de nouvelles technologies) et de la demande (changements dans les préférences de consommation, changements de niveau de consommation). Les effets de transmission de prix de l'agriculture vers le prix des carburants sont ambigus et dépendent principalement du degré d'élasticité de la demande des biens agricoles (Ciaian et Kancs, 2011). Dans le cas d'une demande inélastique, un choc positif de productivité sur le marché agricole va générer une hausse de la production. Néanmoins, en raison des caractéristiques de la demande, cette hausse de la production s'accompagne d'une diminution des prix des matières agricoles et, en conséquence, d'une baisse de rentabilité sur ce secteur. Les agriculteurs peuvent s'adapter en réduisant leur production et donc leur consommation de carburants fossiles, amenant une baisse des prix. Dès lors que l'on inclut les biocarburants, deux effets peuvent apparaître. Une hausse de la demande de biocarburants génère une hausse de la demande de biens agricoles. En effet, l'accroissement de la production agricole entraîne une hausse de la demande en carburants fossiles, amenant une hausse de leurs prix. Cependant, l'expansion de la demande de biocarburants accroît également l'offre de carburants fossiles, ce qui pousse les prix vers le bas. Dans le cas d'une demande de biens agricoles inélastique, la baisse l'emporte sur la hausse (Ciaian et Kancs, 2011).

Dans le cas d'une demande élastique, un choc positif de productivité sur le secteur agricole engendre une hausse de la production. Cette hausse s'accompagne d'un accroissement de la demande de carburants fossiles et donc d'une augmentation des prix. Une fois les biocarburants inclus, les deux effets apparaissent (inélasticité de la demande). Néanmoins, dans le cas d'une demande élastique sur le marché agricole, la hausse l'emporte sur la baisse. Au total, ces différents éléments vont dans le sens de l'existence d'une relation positive entre le prix des matières premières agricoles et le prix du pétrole.

Notre article s'inscrit dans ce cadre et cherche à analyser les liens entre les marchés agricoles (maïs, soja et blé) et énergétiques (pétrole et éthanol) sur la période juin 1997-avril 2017 en tenant compte (i) des dynamiques de long terme (tests de cointégration de Engle et Granger (1987)), (ii) de court terme et (iii) de l'existence potentielle de ruptures (tests de Quandt-Andrews).

Nos résultats montrent que les effets liés à l'expansion des biocarburants divergent en fonction des biens agricoles étudiés. Pour le maïs, à long terme comme à court terme, ce bien agricole n'est pas impacté par les prix de l'éthanol et du pétrole. L'expansion de l'éthanol américain n'a pas contribué à la hausse de son prix. En ce qui concerne le soja, son prix est impacté, dès 2007, par les prix du pétrole et de l'éthanol. A court terme, les variations de prix de cette matière agricole apparaissent liées aux effets sur les coûts de production et à la demande de biodiésel. Enfin, à long terme, le prix du blé dépend du prix du pétrole et de l'éthanol. L'expansion des biocarburants impacte le prix du blé *via* un effet de substitution et un effet sur les coûts des facteurs de production agricole. Cependant, à court terme, seules les variations du prix du pétrole tendent à impacter celles du prix du blé, *via* les effets sur les coûts de production.

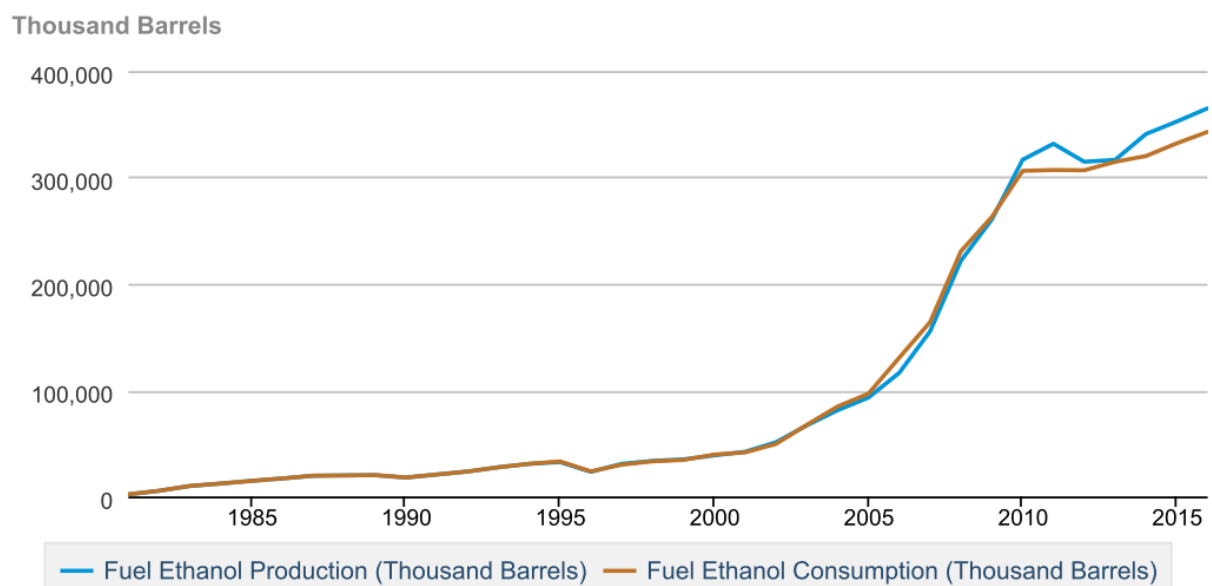
Notre article contribue ainsi de façon significative à la littérature existante en proposant une analyse approfondie des impacts des marchés énergétiques (prix du pétrole et de l'éthanol) sur les prix des biens agricoles tant à court terme qu'à long terme. En outre, notre analyse permet de distinguer les effets directs (*via* la variable prix du pétrole) des effets indirects (*via* la variable d'interaction, prix du pétrole \times prix de l'éthanol) du développement des biocarburants sur les prix des matières premières agricoles.

Notre papier est organisé comme suit. La section 2 présente quelques faits stylisés relatifs au développement des biocarburants. Après avoir dressé une revue de la littérature dans la section 3, la section 4 présente les données et méthodes utilisées. La section 5 est dédiée aux résultats empiriques. La section 6 énonce les conclusions principales.

2. Quelques faits stylisés

Les trois plus gros producteurs de biocarburants sont les États-Unis et le Brésil pour le bioéthanol et l'Europe pour le biodiésel. La production mondiale de biocarburants commence à croître dès 2003, accélère en 2006-2007 et est particulièrement élevée entre 2011 et 2012 (Figure 2). Aux États-Unis, la production et la consommation d'éthanol s'accroissent entre 2003 et 2011. En effet, en 2003, le niveau de production d'éthanol est de 2,8 milliards de gallons² et atteint en 2011, 13,92 milliards (EIA, Fuel Ethanol supply and disappearance calendar year). La production américaine a donc été multipliée par cinq sur cette période. Néanmoins, on constate un ralentissement dans la croissance de cette production entre 2011 (13,92 milliards de gallons) et 2015 (14,81 milliards de gallons).

Figure 2 : La production d'éthanol de 1981 à 2016 (milliers de barils)

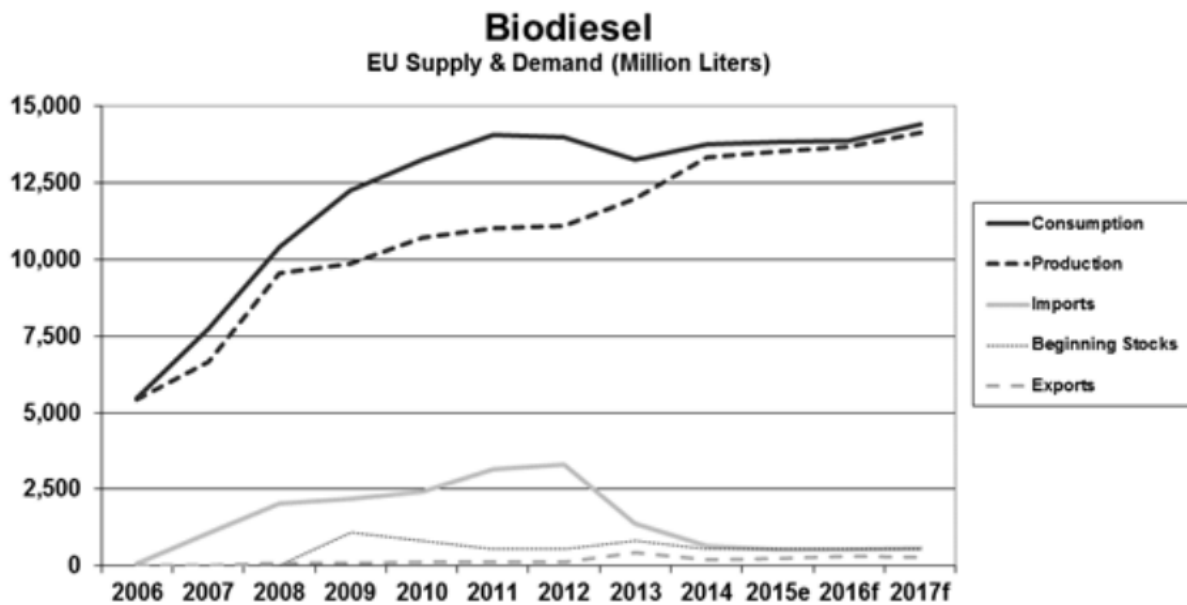


Source : Agence d'information sur l'énergie (U.S. Energy Information Administration, EIA).

En Europe, la production de biodiésel s'accroît entre 2006 et 2008 avec une production annuelle qui passe de 5,41 millions de litres en 2006 à 9,55 millions en 2008 (Figure 3). Cette production a quasiment doublé en l'espace de deux ans. Entre 2008 et 2014, la production de biodiésel continue de croître mais à un rythme plus faible. En 2014, cette production atteint 13,341 millions de litres. Enfin entre 2014 et 2017, la production de biodiésel ralentit. Elle est de 14,155 millions en 2017 (Biofuels Annual EU 28 ; Foreign Agricultural Service, USDA).

² 1 gallon américain = 3,78541 litres

Figure 3 : Production et demande de biodiesel européen, 2006-2017 (millions de litres)



Source : EU FAS Posts.

Au total, l'ensemble de ces chiffres illustre que la production de biocarburants a augmenté significativement depuis 2003. Pourtant, un certain nombre d'études (DeGorter et Just, 2009 ; Harriet et Gilbert, 2015) souligne qu'une telle hausse n'aurait pas été possible sans les interventions gouvernementales.

Ainsi, dès 1973, les États-Unis ont commencé à subventionner le marché des biocarburants avec le passage du « National Energy Policy Conservation Act », des politiques qui prennent de l'ampleur dans les années 2000. En effet, en 2005, la législation américaine est marquée par des changements significatifs concernant le secteur des biocarburants. Le « Renewable Fuels Standard » (RFS) rend obligatoire la consommation d'un certain niveau de bioéthanol et permet sa subvention (un programme initié en 2004). De plus, en référence à la législation « Volumetric Ethanol Exercise Tax Credit » (VEETC), les essences mélangées peuvent bénéficier de réductions de taxes par gallon. Des taxes à l'importation ont également été mises en place sur les barils d'éthanol. Le « VEETC Tax Credit » a été abaissé en 2008 et a pris fin en 2011. Les taxes sur les importations ont été stoppées en janvier 2012. Par ailleurs, en décembre 2007, le Congrès américain annonce une nouvelle politique visant à étendre l'efficacité énergétique. Ainsi, le « Energy Independence and Security Act » (EISA) accroît de manière considérable le niveau minimum obligatoire de consommation d'éthanol. En 2006, ce niveau était fixé à 4 milliards de gallons et devrait atteindre, d'ici 2022, 36 milliards de gallons (US. GPO, Energy Policy Act of 2005 ; US. GPO, Energy Independence and Security Act 2007). De plus, les réglementations de l'« Environmental Protection Agency » (EPA) imposent une limite dans le total de l'utilisation de l'éthanol pour la production d'essence (The Blend Wall). En effet, l'éthanol peut s'avérer corrosif et alors endommager les moteurs n'ayant pas été conçus pour. Les modèles

pouvant supporter une forte concentration d'éthanol (flex-fuel) peuvent utiliser un mélange de carburants contenant jusqu'à 85% d'éthanol. Les véhicules plus classiques contiennent généralement des mélanges de carburants contenant entre 10 et 20% d'éthanol. La réglementation EPA impose alors une limite à 10% pour l'essence (E10) et permet d'aller jusqu'à 15% pour les véhicules plus récents (E15). Cette politique affecte le lien entre le prix du pétrole et le prix du maïs. En effet, ces normes de mélange réduisent la substituabilité entre l'éthanol et l'essence pouvant rendre la production d'éthanol, et par conséquent la demande énergétique des biens agricoles, moins dépendante du prix du pétrole. Enfin, au début des années 1990, le « Clean Air Act » impose l'utilisation de carburant oxygéné afin de réduire les émissions des véhicules et la pollution atmosphérique dans les villes les plus polluées. Les industriels privilégient l'utilisation du MTBE³ jusqu'à son interdiction en 2006 (composé cancérigène) et est remplacé par l'éthanol (Harriet et Gilbert, 2015).

En Europe, la directive 2003/30/CE fixe des objectifs chiffrés de consommation de biocarburants. Les biocarburants devaient représenter 2% de l'ensemble des carburants consommés dans les transports au sein de l'Union Européenne en 2005 et 5,75% en 2010. Néanmoins, ces objectifs étaient peu contraignants pour les États membres et furent alors rarement atteints.

La directive 2003/96/CE restructure le système européen de taxation des produits énergétiques et de l'électricité. Ces nouvelles règles devaient permettre une transition vers une économie compétitive à faible émission de carbone et haut rendement énergétique (EUR-Lex Directive 2003/96/CE). La législation autorise, en outre, des exonérations et des réductions fiscales sur les sources d'énergies renouvelables telles que les biocarburants. Ces règles fixent, alors, les niveaux de taxe pour les carburants et combustibles.

La directive 2009/28/CE promeut quant à elle l'utilisation de l'énergie produite à partir de sources renouvelables. Cette directive abroge celle de 2003/30/CE et crée « une réglementation commune pour l'utilisation des énergies renouvelables dans l'UE ». L'objectif est de « réduire les émissions de Gaz à Effet de Serre et de promouvoir des transports plus propres. » (EUR-Lex Directive 2009/28/CE). Ces objectifs sont contraignants pour les pays membres de l'Union Européenne. Il est attendu que d'ici 2020, 20% de l'énergie produite soit issue des énergies renouvelables. Enfin, les biocarburants devraient représenter 10% de la consommation énergétique du secteur du transport. Cette règle s'inscrit dans la stratégie 20-20-20 fixée par le conseil européen, les 8 et 9 mars 2007. Pour finir, en septembre 2013, le parlement européen annonce que les biocarburants de première génération doivent plafonner à 6% de l'énergie finale dédiée aux transports. Les biocarburants de deuxième (utilisation de biomasse non alimentaire) et troisième (utilisation de micro algues) générations doivent quant à eux atteindre un taux de 2,5%. Cependant, en avril 2015, le conseil et le parlement européen se sont prononcés pour rehausser le plafond des premières générations à 7%.

³ Méthyl tert-butyl éther

L'ensemble de ces politiques et interventions gouvernementales favorise ainsi le développement et l'expansion de la production de biocarburants, pouvant contribuer à renforcer les liens entre marchés agricoles et secteur pétrolier.

3. Revue de la littérature

3.1 Les modèles théoriques

Gardner (2007) développe un modèle à intégration verticale afin d'analyser les effets des subventions américaines sur les marchés de l'éthanol et du maïs. Ce modèle ne prend cependant pas en compte le marché global des carburants. Gardner modélise le marché de l'éthanol en supposant que l'offre et la demande sur ce marché affectent la demande de maïs pour les biocarburants. L'analyse du coût social indique que les subventions sur les marchés de l'éthanol et du maïs ne permettent pas (ou très peu) de générer un gain social net. La perte sèche pour la collectivité serait relativement faible à court terme en raison de l'inélasticité de l'offre et de la demande. Sur le long terme, lorsqu'à la fois la demande et l'offre sont élastiques, la perte sèche pour la collectivité augmente de manière importante. De plus, à la suite d'une politique de subvention de court terme sur le marché de l'éthanol, les producteurs de maïs ayant souscrit un contrat avec les bio-raffineries gagnent relativement plus en termes de surplus que les autres producteurs de maïs. A long terme, l'offre des capacités de production d'éthanol évolue et devient plus sensible à la hausse des prix, les producteurs de maïs n'ayant pas souscrit de contrats avec les bio-raffineries vont alors gagner relativement plus en termes de surplus.

De Gorter et Just (2008, 2009) cherchent à analyser les effets des subventions américaines sur le marché du maïs et de l'éthanol. A cette fin, ils étendent le modèle de Gardner (2007) en intégrant le marché global du carburant et en considérant une parfaite et imparfaite substituabilité de consommation entre le carburant fossile et l'éthanol. La transmission des prix entre le carburant et le maïs se réalise à travers la demande de maïs pour la production d'éthanol. La transmission des prix apparait, lorsque le prix du carburant est suffisamment élevé et/ou lorsque le prix du maïs est suffisamment faible, assurant alors que la production de l'éthanol est rentable.

De la même manière, Saitone *et al.* (2008) développent un modèle analytique afin de déterminer les effets des subventions américaines sur l'éthanol (effets sur les prix, sur la production et sur la répartition des bénéfices). Ce modèle indique que les politiques de subvention atténuent l'expansion de la production de maïs, par le biais d'un pouvoir de marché exercé par les producteurs d'éthanol oligopsones et les semenciers en situation oligopolistique. Ces agents capturent, avec ce pouvoir de marché, une grande partie des bénéfices de la subvention.

Dans ces modèles, la transmission des prix des carburants vers les matières premières agricoles n'est réalisée que par l'intermédiaire de la demande (demande de maïs, soja, etc., pour les biocarburants). Or, dans la réalité, le pétrole est un input important dans la production agricole avec notamment le carburant, les fertilisants ou les pesticides. Ainsi, des changements de prix du pétrole affectent les coûts de production agricole et donc les prix.

Le modèle de Ciaian et Kancs (2011) intègre cette nouvelle problématique. En effet, ce modèle analyse les interdépendances entre le prix du carburant et le prix des matières premières agricoles, en tenant compte des transmissions de prix par la demande et par les coûts de production. Deux types de matières agricoles sont retenus, la première est utilisée à des fins alimentaires et la seconde sert à la production de biocarburants. Les résultats indiquent que les impacts des prix des carburants sur les matières premières agricoles sont relativement plus importants en présence de production de biocarburants qu'en son absence.

3.2 Etudes empiriques

Comment caractériser, à court terme et à long terme, les relations entre le prix du pétrole, les biocarburants et les prix des matières premières agricoles ?

3.2.1 Etude des relations de court terme

La littérature analysant les relations à court terme⁴ entre le prix du pétrole et les matières premières agricoles est, à notre connaissance, moins abondante que celle relative aux liens de long terme.

Un premier pan de la littérature soutient l'hypothèse qu'à court terme, les prix énergétiques n'impactent pas les prix des matières premières agricoles. Un tel résultat a notamment été démontré par Lopez Cabrera et Schulz (2016), où il semblerait que le biodiésel n'influence ni le niveau de prix du colza, ni celui du prix du pétrole. Ce dernier réagit quant à lui aux changements de ces deux marchés. Myers *et al.* (2014) montrent que les fluctuations de court terme des prix du maïs et du pétrole sont faiblement et négativement corrélées. Par ailleurs, les fluctuations des prix du maïs et de l'éthanol sont très faiblement corrélées. Enfin, Zhang *et al.* (2010) soulignent l'absence de causalité entre le prix du pétrole et le prix des biens agricoles. Ainsi, quand bien même le maïs est le composant

⁴L'ensemble de ces études analyse également les liens de long terme entre les marchés étudiés. Ne pas tenir compte des éventuelles relations de long terme entre les variables revient à potentiellement occulter du modèle la variable de correction d'erreur. L'hypothèse d'indépendance entre le terme d'erreur et les variables explicatives n'est plus vérifiée, le modèle est biaisé.

principal de l'éthanol américain, il n'existe pas de relations directes entre les marchés agricoles et du pétrole.

Un deuxième pan de la littérature soutient l'hypothèse qu'à court terme, les prix énergétiques impactent les prix des biens agricoles. Nazlioglu et Soytaş (2012) soulignent notamment une causalité de court terme du prix du pétrole, ainsi que du taux de change, vers les prix des biens agricoles. Des liens causaux unidirectionnels caractérisent ces variables. Enfin, Serra *et al.* (2011) montrent qu'à court terme, la hausse des prix de l'énergie conduit à un accroissement des prix du maïs. Le lien entre ces deux marchés apparaîtrait principalement à travers le marché des biocarburants.

En conclusion, les résultats des études de court terme divergent quant à l'impact d'une hausse du prix du pétrole sur les prix des matières premières agricoles. Certains travaux montrent qu'il n'existe pas de relations entre ces deux marchés ; une telle conclusion pouvant s'expliquer par la viscosité des prix. Néanmoins, d'autres études soulignent, au contraire, qu'une hausse du prix du pétrole impacte à court terme les prix des biens agricoles : la hausse de la demande de biocarburants combinée aux rigidités des marchés agricoles (mises en culture qui sont limitées, gains de productivité qui à court terme sont stables, *etc.*) génèrent une hausse des prix des biens agricoles.

3.2.2 Etude des relations de long terme

Un grand nombre d'études ont cherché à analyser les liens de long terme entre les prix des biens agricoles et les prix énergétiques et, à nouveau, les résultats ne sont pas univoques.

En premier lieu, certaines études indiquent qu'il existe une relation de long terme entre le prix du pétrole et les prix des matières premières agricoles. Abdelradi et Serra (2015) trouvent une relation de cointégration entre le prix du biodiésel, de l'huile de colza et du pétrole. Balcombe et Rapsomanikis (2008) montrent que le prix du pétrole guide le prix du sucre et de l'éthanol brésilien. Les résultats de Nazlioglu et Soytaş (2012) indiquent que les biens agricoles (vingt-quatre biens agricoles étudiés) sont positivement corrélés au prix du pétrole et négativement corrélés avec le cours du dollar américain. Paris (2016) identifie une relation de cointégration entre le prix du pétrole, l'indice boursier américain S&P 500 (variable proxy de l'activité économique) et les biens agricoles (maïs, soja, blé, tournesol et colza). La hausse de la production des biocarburants aurait contribué à la hausse des prix des matières agricoles, *via* un accroissement du lien de long terme entre le prix du pétrole et les prix agricoles. Un tel résultat est également soutenu par Serra *et al.* (2011).

En deuxième lieu, d'autres travaux montrent, au contraire, que les relations de long terme entre le prix du pétrole et les matières agricoles n'existent pas. Myers *et al.* (2014) montrent qu'il existe deux vecteurs de cointégration, le premier entre les prix agricoles (maïs et soja) et le second entre les prix

énergétiques (pétrole, essence et éthanol). Une relation de long terme entre les prix énergétiques et les prix des matières agricoles n'est pas trouvée. Le lien éthanol-maïs n'est pas assez puissant pour rassembler les prix dans un même vecteur de cointégration. Néanmoins, ces deux relations de long terme sont liées entre elles. D'après les résultats de Yu *et al.* (2006), la seule relation de cointégration trouvée n'inclut pas le prix du pétrole. Par ailleurs, il n'existe pas de relation causale entre le prix du pétrole et les huiles végétales. Zhang *et al.* (2010) ne trouvent, quant à eux, aucune relation de long terme entre les prix des matières agricoles (soja, sucre, riz) et les prix énergétiques (pétrole, essence, éthanol).

En troisième lieu, certaines études conduisent à des résultats plus mitigés. Lopez Cabrera et Schulz (2016) montrent qu'à long terme, le prix du pétrole, du biodiésel et du colza évoluent de manière simultanée et préservent un équilibre de long terme, où, le prix du colza et du biodiésel réagissent aux écarts à cet équilibre. Peri et Baldi (2010) ne trouvent qu'une seule relation de cointégration entre le prix de l'huile de colza et le prix du diésel. Plusieurs travaux mettent aussi en évidence l'existence de ruptures et, en conséquence, de résultats différents selon les périodes et sous-périodes investiguées. D'après Campiche *et al.* (2007), entre 2003 et 2005, il n'existe aucune relation de long terme entre le prix du pétrole et les biens agricoles (maïs, sorgho, sucre, soja, huile de palme et de soja). Néanmoins, une relation de cointégration est trouvée entre le prix du maïs et du soja pour la période 2006-2007. D'après les résultats de Ciaian et Kancs (2011), entre 1994 et 1998, le prix du pétrole et des matières premières agricoles ne sont pas cointégrés. Entre 1999 et 2003, il existe une relation de long terme entre le prix du pétrole et du maïs, ainsi qu'avec le prix du soja. Enfin, pour la période 2004-2008, l'ensemble des biens agricoles est positivement cointégré au prix du pétrole. Harri *et al.* (2009) soulignent, quant à eux, que les prix du maïs, du soja et de l'huile de soja sont cointégrés au prix du pétrole dès avril 2006. Selon Harriet et Gilbert (2015), entre 2000 et 2012, le prix du pétrole et du maïs ne sont pas cointégrés. Néanmoins, une fois les ruptures structurelles incluses (cinq dates de rupture : 2002, 2004, 2006, 2008, 2010), le prix du pétrole et du maïs sont cointégrés après deux dates de rupture, juin 2006 et janvier 2009. Enfin, Nazlioglu (2011) identifie une relation de long terme entre les prix du pétrole et du blé, pour la période 1994-2010. Pour la sous-période 2004-2008, une relation de cointégration est également trouvée entre le prix du pétrole et du maïs.

En conclusion, ces résultats ne nous permettent pas de statuer de façon tranchée quant à l'existence d'une relation de long terme entre le prix du pétrole et les prix agricoles. L'impact des biocarburants sur les prix des matières premières agricoles est incertain. Cependant, une fois les différentes ruptures structurelles analysées, nous constatons que les relations de cointégration entre les marchés apparaissent lors des périodes d'essor des biocarburants (entre 2004 et 2010). De plus, les résultats semblent unanimes pour les années 2006-2007. Or ces années marquent l'expansion du marché du biodiésel et du bioéthanol.

Nous inscrivant dans le prolongement de cette littérature, nous proposons d'étudier les relations de cointégration entre les secteurs énergétiques (prix du pétrole et de l'éthanol) et agricole (prix du maïs, du soja et du blé). Les tests seront réalisés sur l'ensemble de la période et sur des sous-périodes spécifiées, en combinant analyse des dynamiques de court et long termes.

4. Données et méthodes utilisées

4.1 Données

Les données énergétiques utilisées sont le prix du pétrole (Crude oil-West Texas Intermediate spot cushing, United States, dollar per barrel) et le prix de l'éthanol (Ethanol prices, rack prices, United States, dollar per gallon). Ces prix proviennent respectivement de « Thomson Reuters » et de « Nebraska Energy Office ». En ce qui concerne les prix des matières agricoles, nous avons sélectionné le prix du maïs (Corn number 2 yellow Central Illinois, USD/ bushel), le prix du blé (Wheat number 2, soft red, USD/bushel) et le prix du soja (Soybeans, number 1 yellow, USD/bushel). L'ensemble de ces prix proviennent de « US Department of Agriculture ». Enfin, nous intégrons le cours du S&P 500 (S&P 500, Composite Price Index, USD) comme variable proxy de l'activité économique. La série provient de « Standard and Poor's ». Les données sont à fréquence mensuelle et les prix ont été transformés en logarithme. La période étudiée s'étend de juin 1997 à avril 2017. Nous avons également sélectionné quatre sous-périodes, de 1997 à 2002, de 2002 à 2007, de 2007 à 2012 et de 2012 à 2017⁵.

4.2 Méthodes utilisées

Dans un premier temps, nous réalisons des tests de cointégration entre les variables, à la fois sur l'ensemble de la période et sur les sous-périodes spécifiées. En fonction des résultats obtenus, nous analysons par la suite, les dynamiques de court terme et nous réalisons les tests de ruptures structurelles de Quandt-Andrews.

⁵ Sous-périodes sélectionnées en fonction des résultats présentés dans la littérature.

4.2.1 Le modèle

Comme il a été précédemment mentionné, la transmission des prix du secteur pétrolier vers le secteur agricole opère par l'intermédiaire de facteurs d'offre (effets directs et indirects) et de demande. Notre modèle prend alors la forme suivante :

$$Agricultural\ Prices_t = \beta_0 + \beta_1 Crude\ Oil\ Prices_t \times Ethanol\ Prices_t + \beta_2 S\&P\ 500_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Soit pour chacune des trois matières premières agricoles étudiées :

$$Corn\ Prices_t = \beta_{0,c} + \beta_{1,c} Crude\ Oil\ Prices_t \times Ethanol\ Prices_t + \beta_{2,c} S\&P\ 500_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$Wheat\ Prices_t = \beta_{0,w} + \beta_{1,w} Crude\ Oil\ Prices_t \times Ethanol\ Prices_t + \beta_{2,w} S\&P\ 500_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$Soybean\ Prices_t = \beta_{0,s} + \beta_{1,s} Crude\ Oil\ Prices_t \times Ethanol\ Prices_t + \beta_{2,s} S\&P\ 500_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Ce modèle nous permet à la fois de capter les effets directs (les impacts du prix du pétrole sur les prix des biens agricoles) et indirects (les impacts des prix du pétrole et de l'éthanol sur les prix des biens agricoles) *via* le coefficient attribué à la variable d'interaction « $Crude\ Oil\ Prices_t \times Ethanol\ Prices_t$ ». Il nous permet également de mesurer les effets de la demande sur les prix agricoles à travers le paramètre lié à la variable « $SP500_t$ ». Enfin, l'intégration de la variable d'interaction, entre les deux prix énergétiques, permet d'éviter un éventuel problème de multicolinéarité.

4.2.2 Tests de racine unitaire et de cointégration

Afin de mettre en place des tests de cointégration, il est nécessaire, dans un premier temps, de déterminer l'ordre d'intégration des séries. En effet, dans le cas où les séries sont non-stationnaires et les méthodes habituelles de l'économétrie sont utilisées, le problème de régression fallacieuse peut apparaître : les régressions semblent statistiquement correctes alors qu'il n'existe, en réalité, aucun lien entre les variables. Les séries peuvent être stationnarisées en moyenne, à l'aide de la différence première. Néanmoins, cet opérateur masque les relations de long terme entre les variables. Les méthodes de cointégration résolvent ce problème. Elles permettent d'analyser les relations stables de long terme entre les variables, ainsi que les dynamiques de court terme (Mignon, 2008).

En ce qui concerne les tests de racine unitaire, nous réalisons le test de Dickey-Fuller augmenté (1981) et le test de Kwiatkowski *et al.* (1992) (KPSS). Le test ADF repose sur la définition de trois modèles : un modèle avec constante et tendance déterministe (1), un modèle avec constante sans tendance déterministe (2) et un modèle sans constante ni tendance déterministe (3). Les tests de significativité sur la tendance, puis sur la constante permettent de sélectionner le modèle. Une fois le modèle sélectionné, nous testons l'hypothèse nulle de non-stationnarité en comparant la t-statistique du paramètre \emptyset aux valeurs tabulées par Dickey et Fuller. Si la t-statistique est inférieure à la valeur

critique, nous rejetons l'hypothèse nulle de non-stationnarité. La série est stationnaire et la procédure de test s'arrête. Si la t-statistique est supérieure à la valeur critique, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle de non-stationnarité (présence d'au moins une racine unitaire). Dans ce cas, nous différencions la série, réitérons les procédures du test jusqu'à rejeter l'hypothèse de non-stationnarité. L'ordre d'intégration correspond alors au nombre de différenciation(s) effectuée(s).

(1) Modèle avec constante et tendance déterministe

$$\Delta Y_t = \lambda + \delta t + \phi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

(2) Modèle avec constante sans tendance déterministe

$$\Delta Y_t = \gamma + \phi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$$

(3) Modèle sans constante, ni tendance déterministe

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

- p est le nombre de retards permettant de supprimer l'autocorrélation des résidus ε_t
- ε_t est un bruit blanc

Dans le cas où $\phi = 0$, nous avons une racine unitaire. Y_t est un processus non-stationnaire. Dans le cas où $\phi < 0$, nous n'avons pas de racine unitaire. Y_t est un processus stationnaire (Mignon, 2008).

Le test KPSS est basé sur deux modèles : un modèle avec constante et tendance déterministe et un modèle avec constante sans tendance déterministe. Les tests de significativité sur la tendance, puis sur la constante permettent de sélectionner le modèle. Une fois la spécification sélectionnée, nous testons l'hypothèse nulle de stationnarité en comparant la statistique du test avec la valeur critique tabulée (Kwiatkowski *et al.*, 1992). Si la statistique de test est inférieure à la valeur critique, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle de stationnarité. La procédure du test s'arrête. Si la statistique de test est supérieure à la valeur critique, nous rejetons l'hypothèse nulle de stationnarité. La série est non-stationnaire. Nous réitérons la même procédure de test sur la série en différence première et ainsi de suite.

Plus précisément, nous régressons ainsi la série Y_t sur une tendance ou sur une constante en vue d'obtenir les résidus estimés $\hat{\varepsilon}_t$:

$$Y_t = \mu + \delta t + e_t \quad (8)$$

Si Y_t n'est pas composé d'une tendance stochastique alors les résidus estimés sont stationnaires. Dans le cas d'une non-stationnarité, il existe au moins une racine unitaire dans \hat{e}_t . Nous pouvons écrire la statistique de test de la manière suivante :

$$KPSS = \frac{1}{T^2} \times \frac{\sum_{t=1}^n \hat{S}_t^2}{\hat{\sigma}_e^2} \quad (9)$$

Avec $\hat{S}(t)^2 = \sum_{i=1}^t \hat{e}_i$ où ($t = 1, \dots, T$) la somme partielle des résidus (10)

Dans le cas où les résidus ne sont pas indépendamment et identiquement distribués, nous remplaçons $\hat{\sigma}_e^2$ par un estimateur de la variance de long terme. Nous obtenons une nouvelle statistique de test :

$$KPSS = \frac{1}{T^2} \times \frac{\sum_{t=1}^n \hat{S}_t^2}{\hat{\sigma}_\infty^2} \quad (11)$$

L'estimateur de la variance de long terme est :

$$\hat{\sigma}_\infty^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^n \hat{e}_t^2 + \frac{2}{T} \sum_{j=1}^l \left(1 - \frac{j}{l+1}\right) \sum_{t=j+1}^T \hat{e}_t \hat{e}_{t-j} \quad (12)$$

Où l est un paramètre de troncature (souvent fixé à $T^{\frac{1}{4}}$).

Ainsi,

- si $KPSS_{stat} < KPSS_{tab}$, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle de stationnarité
- si $KPSS_{stat} > KPSS_{tab}$, nous rejetons l'hypothèse nulle de stationnarité. La série est non-stationnaire (Kwiatkowski *et al.*, 1992).

Une fois que la non-stationnarité des variables est établie, il est possible de mettre en place des tests de cointégration si les séries ont le même ordre d'intégration. La cointégration entre deux variables non-stationnaires apparaît lorsqu'une combinaison linéaire de ces variables est stationnaire (Engle et Granger, 1987). L'idée sous-jacente de la cointégration est qu'à court terme, les séries divergent dans leurs évolutions mais à long terme, ces séries évoluent ensemble. Il existe alors une relation stable de long terme appelée relation de cointégration ou encore relation de long terme. Afin de déterminer les relations de cointégration entre les variables, nous retenons la méthode en deux étapes de Engle et Granger (1987).

La première étape consiste à estimer par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) la relation de long terme :

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t \quad (13)$$

avec u_t le terme d'erreur

Le test de cointégration de Engle et Granger (1987) consiste, alors, à tester l'hypothèse nulle de racine unitaire dans la série u_t à l'aide du test ADF. Si une relation de cointégration est obtenue⁶, la seconde étape consiste à estimer le modèle à correction d'erreur par les MCO :

$$\Delta Y_t = \gamma \hat{u}_{t-1} + \beta \Delta X_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

avec $\varepsilon_t \sim BB$ et $\hat{u}_{t-1} = Y_{t-1} - \hat{\alpha} - \hat{\beta} X_{t-1}$

Un modèle à correction d'erreur permet d'analyser la vitesse de convergence des séries vers l'équilibre de long terme. \hat{u}_t représente l'écart à la relation de long terme (Mignon, 2008).

4.2.3 Tests de ruptures structurelles

Enfin, au sein du modèle, nous testons la présence de ruptures structurelles avec le test de Quandt-Andrews. Ce test permet de tester un ou plusieurs points de ruptures structurelles, non connus, sur un échantillon pour une équation définie. Ce test consiste en une succession de tests de Chow (1960), effectué sur chaque observation entre deux dates ou deux observations τ_1 et τ_2 . L'ensemble des statistiques de Chow obtenu est ensuite combiné en trois statistiques afin de déterminer les dates de ruptures les plus importantes.

Les hypothèses sont les suivantes :

- H0 : Absence de points de rupture entre τ_1 et τ_2
- H1 : Présence de points de rupture entre τ_1 et τ_2

Les statistiques de test sont : « the Sup or Maximum statistic », « the Exp Statistic » et « the Ave statistic » (Andrews, 1993, Andrews et Ploberger, 1994).

⁶ L'approche de Engle et Granger ne permet pas de distinguer plusieurs vecteurs de cointégration (Mignon, 2008).

« The Maximum statistic » est le maximum des F-statistiques du test de Chow (1960) :

$$MaxF = \max_{\tau_1 \leq \tau \leq \tau_2} (F(\tau)) \quad (15)$$

« The Exp statistic » prend la forme suivante :

$$ExpF = \ln \left(\frac{1}{k} \sum_{\tau=\tau_1}^{\tau_2} \exp \left(\frac{1}{2} F(\tau) \right) \right) \quad (16)$$

Enfin, « The Ave statistic » est la moyenne de l'ensemble des F-statistiques :

$$AveF = \frac{1}{k} \sum_{\tau=\tau_1}^{\tau_2} F(\tau) \quad (17)$$

La distribution de ces statistiques est non-standard et a été identifiée par Andrews (1993). En effet, la distribution devient dégénérée lorsque τ_1 approche le début de l'échantillon et τ_2 la fin de l'échantillon. C'est pourquoi, il est usuel de retirer 15% des premières et des dernières observations. Nous avons appliqué cette méthode.

5. Résultats empiriques

5.1 Tests de racine unitaire

Dans un premier temps, nous réalisons des tests de racine unitaire sur les variables étudiées. Les résultats reportés dans le Tableau 1 montrent que selon le test ADF l'ensemble des variables sont non-stationnaires, sans constante, ni tendance (coefficients non-significatifs). Ce test concluant à la stationnarité des variables en différence première, les séries de prix sélectionnées sont intégrées à l'ordre 1. Le test KPSS confirme les résultats mentionnés précédemment en dehors de la présence d'une tendance dans les variables en niveau.

Tableau 1 : Tests de racine unitaire

		ADF	KPSS
En niveau	<i>Crude Oil Prices</i> × <i>Ethanol Prices</i>	0.040 ⁽³⁾ -1.942	0.354 ^{*(1)} 0.146
	<i>Crude Oil Prices</i>	0.291 ⁽³⁾ -1.942	0.363 ^{*(1)} 0.146
	<i>Ethanol Prices</i>	-0.895 ⁽³⁾ -1.942	0.306 ^{*(1)} 0.146
	S&P 500	1.417 ⁽³⁾ -1.942	0.264 ^{*(1)} 0.146
	<i>Corn Prices</i>	-0.358 ⁽³⁾ -1.942	0.188 ^{*(1)} 0.146
	<i>Wheat Prices</i>	-0.372 ⁽³⁾ -1.942	0.190 ^{*(1)} 0.146
	<i>Soybean Prices</i>	-0.170 ⁽³⁾ -1.942	0.177 ^{*(1)} 0.146
En différence première	<i>Crude Oil Prices</i> × <i>Ethanol Prices</i>	-12.392 ⁽³⁾ -1.942	0.137 ^{*(2)} 0.463
	<i>Crude Oil Prices</i>	-14.548 ⁽³⁾ -1.942	0.140 ^{*(2)} 0.463
	<i>Ethanol Prices</i>	-13.411 ⁽³⁾ -1.942	0.095 ^{*(2)} 0.463
	S&P 500	-14.936 ⁽³⁾ -1.942	0.107 ^{*(2)} 0.463
	<i>Corn Prices</i>	-14.776 ⁽³⁾ -1.942	0.069 ^{*(2)} 0.463
	<i>Wheat Prices</i>	-15.904 -1.942	0.070 ^{*(2)} 0.463
	<i>Soybean Prices</i>	-15.264 ⁽³⁾ -1.942	0.085 ^{*(2)} 0.463

Note: ADF, le test de Dickey-Fuller augmenté (Dickey et Fuller, 1981), KPSS, le test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (Kwiatkowski *et al.*, 1992). Pour l'ensemble des tests, les premières et secondes lignes mentionnent la statistique de test et la valeur critique au seuil de 5%. Le chiffre entre parenthèses représente les spécifications du modèle, (1) pour tendance et constante, (2) pour constante et (3) pour absence de composante déterministe. L'astérisque représente la stationnarité des variables.

5.2 Tests de cointégration

Par la suite, nous réalisons des tests de cointégration entre les prix des matières premières agricoles (maïs, blé, soja) et les variables explicatives (Tableau 2): les prix du pétrole et de l'éthanol (variable d'interaction), ainsi que le cours du S&P 500. L'ensemble des tests sont effectués, à la fois sur l'intégralité de la période étudiée (de 1997 à 2017) et sur des sous-périodes sélectionnées (de 1997 à 2002, de 2002 à 2007, de 2007 à 2012 et de 2012 à 2017). En ce qui concerne la relation entre le prix du maïs, la variable d'interaction et le cours du S&P 500, les résultats divergent en fonction de la période étudiée. La méthode de Engle et Granger souligne l'absence d'une relation de long terme entre

1997 et 2017, ainsi que pour les sous-périodes 2002-2007 et 2007-2012. Au contraire, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est rejetée pour 1997-2002⁷ et 2012-2017, au seuil de 10% pour cette dernière sous-période. Ces résultats sont surprenants. En effet, entre 2002 et 2010, la production de bioéthanol augmente fortement. Or, d'après l'effet indirect, la hausse de la production de biocarburants accroît les pressions sur les marchés agricoles. Pourtant, les résultats soulignent l'absence d'une relation de cointégration pour 2002-2007 et 2007-2012. De plus, entre 2012 et 2017, les résultats indiquent une relation de long terme entre le prix du maïs et l'ensemble des variables explicatives. Néanmoins, cette période est touchée par un ralentissement de la production de bioéthanol.

S'agissant du prix du soja, sur l'ensemble de la période étudiée et pour les sous-périodes 1997-2002 et 2002-2007, les résultats ne rejettent pas l'hypothèse nulle d'absence de cointégration entre le prix du soja et les variables explicatives. Néanmoins, entre 2007 et 2012⁸ et entre 2012 et 2017, les résultats soulignent l'existence d'une relation de long terme entre les variables (au seuil de 10% pour 2007-2012). Ces résultats de cointégration sont proches de ceux obtenus pour le maïs, ce qui était attendu. En effet, les tests de cointégration indiquent qu'il existe une relation de long terme entre le prix du soja et du maïs. Par ailleurs, selon Myers *et al.* (2014), le soja serait un bien de substitution pour la production et la consommation (de manière moindre) de maïs. Il est également un des biens agricoles les plus sollicités dans la production de biocarburants américains (notamment de biodiésel). Ainsi, les divergences de résultats pour la période 2007-2012 peuvent s'expliquer par l'expansion de la production du biodiésel en 2006. Les prix du diésel et de l'éthanol suivent, en effet, les mêmes évolutions. De plus, il existe une relation de cointégration entre ces deux matières énergétiques (Tableau 4).

Concernant le prix du blé, nous obtenons une relation de long terme pour les périodes 1997-2017, 1997-2002 et 2012-2017 avec l'ensemble des variables : prix du pétrole et de l'éthanol, ainsi que le cours du S&P 500 (à 10% pour les périodes 1997-2017 et 1997-2002). Néanmoins, entre 2002 et 2012 (deux sous-périodes sont testées : 2002-2007, 2007-2012), les tests ne rejettent pas l'hypothèse nulle d'absence de cointégration entre les variables. Ces résultats divergent de ceux trouvés pour le maïs et le soja. Pour autant, ils ne sont pas incohérents. En effet, la production du blé est relativement plus coûteuse en énergie comparativement à la production de maïs et de soja. En d'autres termes, la hausse du prix du pétrole se répercute de manière plus importante sur le prix du blé.

⁷ Dans le cas du Z-test

⁸ Dans le cas du Z-test

Nous réalisons également des tests de cointégration entre les prix des biens agricoles (prix du maïs, du blé et du soja, Tableau 3) et des biens énergétiques (prix de l'éthanol et du pétrole, Tableau 4). Les résultats indiquent l'existence (i) de cointégration entre les matières agricoles et (ii) d'une relation de long terme entre les prix du pétrole et de l'éthanol.

Ainsi, il existe une unique relation de cointégration sur l'ensemble de la période étudiée. Le prix du blé est cointégré à la variable d'interaction et au cours du S&P 500 entre 1997 et 2017. Par ailleurs, entre 1997 et 2002, les tests soulignent que le prix du blé et du maïs sont cointégrés à la variable d'interaction et au cours du S&P 500. Entre 2002 et 2007, aucune relation de long terme n'est trouvée entre les variables. Entre 2007 et 2012, seul le prix du soja est cointégré à la variable d'interaction et au cours du S&P 500. Enfin, entre 2012 et 2017, l'hypothèse d'absence de cointégration est rejetée pour l'ensemble des biens agricoles. Ces résultats suggèrent que l'expansion de la production du bioéthanol américain n'a pas contribué à la hausse des prix des biens agricoles. Ces résultats sont en lien avec ceux de Zhang *et al.* (2010), Yu *et al.* (2006) et Myers *et al.* (2014). Ces auteurs ne trouvent aucune relation de long terme entre les prix des biens agricoles et les prix des biens énergétiques. Par ailleurs, Nazlioglu (2011) trouve également que seul le prix du blé est cointégré au prix du pétrole sur l'intégralité de la période étudiée (1994-2010).

Tableau 2 : Tests de cointégration entre les prix des matières agricoles, la variable d'interaction et le cours du S&P 500

	Corn Prices		Soybean Prices		Wheat Prices	
	Tau-statistic	Z-statistic	Tau - statistic	Z-statistic	Tau-statistic	Z-statistic
1997 - 2017	-2.714 (0.376)	-13.982 (0.368)	-2.845 (0.317)	-16.899 (0.229)	-3.707* (0.059)	-25.524** (0.052)
1997 - 2002	-3.464 (0.1207)	-26.092** (0.025)	-2.359 (0.566)	-10.186 (0.559)	-3.778* (0.064)	-21.248* (0.079)
2002 - 2007	-1.791 (0.8166)	-6.628 (0.8023)	-3.127 (0.217)	-14.650 (0.289)	-3.107 (0.224)	-16.242 (0.218)
2007 - 2012	-2.915 (0.2985)	-15.513 (0.249)	-3.542 (0.104)	-20.673* (0.090)	-2.800 (0.349)	-13.416 (0.354)
2012 - 2017	-3.586* (0.0951)	-21.888* (0.069)	-3.889** (0.050)	-24.325** (0.039)	-4.119** (0.029)	-26.528** (0.023)

Note : Pour l'ensemble des tests, les premières et secondes lignes mentionnent respectivement, la statistique de test et la p-valeur. Le nombre d'astérisques indique le niveau de significativité, une pour 10%, deux pour 5%, trois pour 1% et « aucune astérisque » en cas de non-significativité.

Tableau 3 : Tests de cointégration entre les biens agricoles

	Tau-statistic	Z-statistic
Corn Prices	-3.687* (0.062)	-25.188* (0.056)
Soybean Prices	-3.704* (0.059)	-24.947* (0.058)
Wheat Prices	-4.218** (0.015)	-33.14** (0.011)

Note : Les premières et secondes lignes mentionnent la statistique de test et la p-valeur (respectivement). Le nombre d'astérisques indique le niveau de significativité. * = 10%, ** =5%, *** =1%.

Tableaux 4 : Tests de cointégration entre les matières énergétiques

	Tau-statistic	Z-statistic
Ethanol Prices	-6.085*** (0.000)	-74.815*** (0.000)
Crude Oil Prices	-4.951*** (0.000)	-44.554*** (0.000)

Note : La première ligne mentionne la statistique de test et la seconde la p-valeur. Le nombre d'astérisques indique le niveau de significativité. * = 10%, ** =5%, *** =1%.

	Tau-statistic	Z-statistic
Ethanol Prices	-3.411** (0.047)	-21.156** (0.035)
Diesel Prices	-3.576** (0.031)	-25.019** (0.014)

Note : Le prix du diesel est exprimé en mensuel et provient de « U.S. Department of Agriculture ». La période d'étude est de 2007-2017 (les données sur le prix du diesel commencent à cette date). Pour l'ensemble des tests, les premières et secondes lignes mentionnent respectivement, la statistique de test et la p-valeur. Le nombre d'astérisques indique le niveau de significativité. * = 10%, ** =5%, *** =1%.

5.3 Étude des dynamiques de court terme

5.3.1 Cas du blé

5.3.1.1 Dynamique de court terme entre prix du blé, variable d'interaction et cours du S&P 500

Afin d'analyser la dynamique de court terme du prix du blé, nous estimons un modèle à correction d'erreur :

$$\Delta \text{Wheat Prices}_t = \beta_{0,w} + \beta_{1,w} \Delta \text{Crude Oil Prices}_t \times \Delta \text{Ethanol Prices}_t + \beta_{2,w} \Delta \text{S\&P 500}_t + \gamma \hat{z}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Avec \hat{z}_{t-1} les résidus issus de l'estimation de long terme.

Les résultats figurent dans le Tableau 5 et montrent que le coefficient associé à l'écart à l'équilibre est significatif au seuil de 1%. Les coefficients associés à la constante, à la variable d'interaction et à la variable de contrôle (S&P 500) sont non-significatifs. Les variations du prix du pétrole et de l'éthanol n'impactent pas celles du prix du blé à court terme. Par ailleurs, la demande de blé devant théoriquement avoir un impact sur le prix, il est possible que le S&P 500 ne soit pas une proxy pertinente pour représenter l'activité économique. Il est également probable que la demande ne soit pas linéaire et que d'autres déterminants des fluctuations du prix du blé doivent être pris en compte. Afin de nous assurer des bonnes propriétés du modèle estimé, nous réalisons le test de Breusch-Godfrey et le test de White permettant, respectivement, de détecter les problèmes d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité des résidus (Tableau 6). Le test de Breusch-Godfrey (1978) ne conclut pas au rejet de l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus. Le test de White (1980) permettant, quant à lui, de tester le lien entre la variance des résidus et les variables explicatives indique le rejet de l'hypothèse nulle d'homoscédasticité. Afin de corriger le problème d'hétéroscédasticité, nous appliquons la correction de White et confirmons nos résultats précédents avec une significativité de l'écart à l'équilibre au seuil de 1%. Pour finir, nous réalisons le test de rupture de Quandt-Andrews (Andrews, 1993, Andrews et Ploberger, 1994) avec l'hypothèse nulle d'absence de points de rupture. Le test conclut à l'absence de ruptures structurelles quelle que soit la statistique de test considérée (Tableau 7).

Tableau 5 : Modèles à correction d'erreur, prix du blé, variable d'interaction et cours du S&P 500

$$\Delta \text{Wheat Prices}_t = \beta_{0,w} + \beta_{1,w} \Delta \text{Crude Oil Prices}_t \times \Delta \text{Ethanol Prices}_t + \beta_{2,w} \Delta \text{S\&P 500}_t + \gamma \hat{z}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

	Modèle (1)	Modèle (2)	Modèle (3)
$\beta_{0,w}$	-0.000 (0.975)	-0.000 (0.976)	-
$\beta_{1,w}$	0.067 (0.1039)	0.068 (0.191)	0.067 (0.188)
$\beta_{2,w}$	0.229 (0.117)	0.229 (0.192)	0.229 (0.185)
γ	-0.087 (0.001***)	-0.088 (0.002***)	-0.087 (0.002***)
R^2	0.058	0.058	0.058

Note : Modèle (1) : modèle à correction d'erreur, Modèle (2) : modèle à correction d'erreur avec correction de White, Modèle (3) : modèle à correction d'erreur avec correction de White et sans constante. La première et seconde ligne mentionnent respectivement, les coefficients associés aux paramètres et les p-valeur. Une, deux ou trois astérisques indiquent le rejet de l'hypothèse nulle de significativité aux seuils respectifs de 10%, 5% et 1%.

Tableau 6 : Tests de Breusch-Godfrey et tests de White

	Modèle avec constante		Modèle sans constante	
	<i>F</i> -statistic	<i>Obs</i> × <i>R</i> ²	<i>F</i> -statistic	<i>Obs</i> × <i>R</i> ²
<i>Test de Breusch-Godfrey</i>	0.154 (0.695)	0.157 (0.692)	0.154 (0.695)	0.155 (0.693)
<i>Test de White</i>	2.636*** (0.006)	22.434*** (0.007)	3.967*** (0.001)	22.234*** (0.001)

Note : Les premières et secondes lignes mentionnent la statistique de test et la p-valeur (respectivement). Le nombre d'astérisques indique le niveau de significativité. * = 10%, ** =5%, *** =1%.

Tableau 7 : Tests de ruptures structurelles

Test de ruptures structurelles de Quandt-Andrews	
<i>Maximum LR F-statistic</i>	2.327 (0.450)
<i>Maximum Wald F-statistic</i>	7.424 (0.676)
<i>Exp LR F-statistic</i>	0.447 (0.693)
<i>Exp-Wald F-statistic</i>	1.907 (0.647)
<i>Ave LR F-statistic</i>	0.816 (0.586)
<i>Ave Wald F-statistic</i>	3.121 (0.624)

Note : La première ligne mentionne la statistique de test et la seconde la p-valeur. Aucune des statistiques n'est significative.

5.3.1.2 Dynamique de court terme entre prix du blé, prix du pétrole et cours du S&P 500

Afin d'isoler l'effet du prix du pétrole sur le prix des matières premières agricoles, nous réécrivons le modèle en retirant de l'équation le prix de l'éthanol :

$$Wheat\ Prices_t = \beta_{0,w} + \beta_{1,w} Crude\ Oil\ Prices_t + \beta_{2,w} S\&P\ 500_t + \varepsilon_t \quad (19)$$

Les tests de cointégration indiquent qu'il existe une relation de long terme sur l'ensemble de la période étudiée entre le prix du blé, le prix du pétrole et le cours du S&P 500. Nous pouvons alors étudier la dynamique de court terme du modèle. Notre modèle à correction d'erreur s'écrit :

$$\Delta Wheat\ Prices_t = \beta_{0,w} + \beta_{1,w} \Delta Crude\ Oil\ Prices_t + \beta_{2,w} \Delta S\&P\ 500_t + \gamma \hat{z}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (20)$$

D'après les résultats (Tableau 8), les coefficients associés au terme à correction d'erreur et au prix du pétrole sont significatifs, aux seuils respectifs de 1% et 5%. Ainsi, dans notre modèle, les variations du prix du blé dépendent principalement des variations du prix du pétrole et de l'écart à la relation de

long terme. Les tests de Breusch-Godfrey (1978) et de White (1980) dont les résultats sont reportés dans le Tableau 9 concluent, respectivement, à l'absence d'autocorrélation des résidus et à la présence d'hétéroscédasticité. Une fois appliquée la correction de White, les conclusions restent les mêmes. Enfin, le test de rupture de Quandt-Andrews (Andrews, 1993, Andrews et Ploberger, 1994) conclut au rejet de l'hypothèse nulle d'absence de ruptures structurelles, quelle que soit la statistique de test considérée (Tableau 10).

Tableau 8 : Modèles à correction d'erreur, prix du blé, prix du pétrole et cours du S&P 500

$$\Delta \text{Wheat Prices}_t = \beta_{0,w} + \beta_{1,w} \Delta \text{Crude Oil Prices}_t + \beta_{2,w} \Delta \text{S\&P 500}_t + \gamma \hat{z}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (20)$$

	Modèle (1)	Modèle (2)	Modèle (3)
$\beta_{0,w}$	-0.000 (0.972)	-0.000 (0.973)	-
$\beta_{1,w}$	0.147 (0.018**)	0.147 (0.068*)	0.147 (0.067*)
$\beta_{2,w}$	0.190 (0.196)	0.190 (0.242)	0.189 (0.236)
γ	-0.090 (0.001***)	-0.090 (0.002***)	-0.090 (0.002***)
R^2	0.069	0.069	0.069

Note : Modèle (1) : modèle à correction d'erreur, Modèle (2) : modèle à correction d'erreur avec correction de White, Modèle (3) : modèle à correction d'erreur avec correction de White et sans constante. La première et seconde ligne mentionnent respectivement, les coefficients associés aux paramètres et les p-valeur. Le nombre d'astérisques indique le niveau de significativité. * = 10%, ** =5%, *** =1%.

Tableau 9 : Tests de Breusch-Godfrey et tests de White

	Modèle avec constante		Modèle sans constante	
	<i>F</i> -statistic	<i>Obs</i> × R^2	<i>F</i> -statistic	<i>Obs</i> × R^2
<i>Test de Breusch-Godfrey</i>	0.506 (0.478)	0.515 (0.473)	0.508 (0.477)	0.514 (0.473)
<i>Test de White</i>	4.482*** (0.000)	24.818*** (0.000)	4.493*** (0.000)	24.872*** (0.000)

Note : La première ligne mentionne la statistique de test, la seconde la p-valeur. Le nombre d'astérisques indique le niveau de significativité. * = 10%, ** =5%, *** =1%.

Tableau 10 : Tests de ruptures structurelles

Test de ruptures structurelles de Quandt-Andrews	
<i>Maximum LR F-statistic</i>	1.759 (0.724)
<i>MaximumWald F-statistic</i>	5.554 (0.886)
<i>Exp LR F-statistic</i>	0.293 (0.914)
<i>Exp-Wald F-statistic</i>	1.248 (0.890)
<i>Ave LR F-statistic</i>	0.561 (0.853)
<i>Ave Wald F-statistic</i>	2.154 (0.874)

Note : Les premières et secondes lignes mentionnent respectivement la statistique de test et la p-valeur. Aucune des statistiques n'est significative.

En conclusion, à long terme, le prix du blé est impacté à la fois par les prix du pétrole et de l'éthanol puisque nous montrons qu'il existe une relation de cointégration entre le prix du blé, la variable d'interaction et le cours du S&P 500. Cependant, à court terme, seules les fluctuations du prix du pétrole impactent celles du prix du blé puisque nous avons mis en évidence que (i) la variable d'interaction est non-significative alors que (ii) lorsque nous incluons uniquement le prix du pétrole au sein du modèle, cette variable est significative.

La relation de court terme entre prix du blé et prix du pétrole peut s'interpréter *via* l'effet sur les coûts de production. Par ailleurs, à long terme, le prix du blé apparaît guidé par le prix du pétrole et de l'éthanol, relation qui pourrait s'expliquer *via* le canal de substitution maïs-blé⁹ et le canal des facteurs de production¹⁰.

⁹ La hausse de la demande d'éthanol accroît les pressions exercées sur le marché du maïs. Un report de demande peut alors opérer vers des biens agricoles substituables, tel que le blé.

¹⁰ L'expansion des biocarburants induit une hausse de la production de biens agricoles nécessaires à leur production, ce qui génère une hausse des prix des facteurs de production agricole (par l'intermédiaire de la hausse de la demande). Cette hausse de prix accroît les pressions exercées sur les prix des biens agricoles et notamment sur le blé.

5.3.2 Cas du maïs

Nous analysons désormais les relations de court terme avec le prix du maïs. Notre modèle s'écrit :

$$\Delta \text{Corn Prices}_t = \beta_{0,c} + \beta_{1,c} \Delta \text{Crude Oil Prices}_t \times \Delta \text{Ethanol Prices}_t + \beta_{2,c} \Delta \text{S\&P 500}_t + \varepsilon_t \quad (21)$$

D'après les résultats (Tableau 11), le coefficient associé aux fluctuations du cours du S&P 500 est significatif au seuil de 5%. L'expansion du marché des biocarburants pourrait ainsi avoir contribué aux développements des comportements spéculatifs, sur les biens agricoles entrants dans leur production. Ces effets ont été notamment soulignés par Nazlioglu *et al.* (2013). Il est alors nécessaire de ne plus comprendre le S&P 500 comme variable proxy de l'activité économique. En effet, il serait difficile d'expliquer pourquoi le marché du maïs est impacté par sa demande globale et non celui du blé. Par ailleurs, le coefficient associé à la variable d'interaction est non-significatif, indiquant que les variations du prix du pétrole et de l'éthanol n'impactent pas celles du prix du maïs à court terme.

Une fois que nous isolons l'effet du prix du pétrole sur les prix du maïs, nous obtenons le modèle suivant :

$$\Delta \text{Corn Prices}_t = \beta_{0,c} + \beta_{1,c} \Delta \text{Crude Oil Prices}_t + \beta_{2,c} \Delta \text{S\&P 500}_t + \varepsilon_t \quad (22)$$

Le coefficient associé à la variable S&P 500 est significatif au seuil de 5%¹¹, contrairement à celui du prix du pétrole. De premier abord, ce résultat est surprenant. En effet, la production de maïs est coûteuse en énergie. Cependant, en raison des rigidités¹² de ce marché, il est possible qu'une variation des prix du pétrole ne se répercute pas instantanément sur les prix du maïs.

¹¹ L'interprétation économique est similaire à celle de l'équation (21).

¹² Voir les éléments cités en introduction ou se référer à Abbott et Borot de Battisti (2011), Abbott *et al.* (2011) et Mitchell (2008).

Tableau 11 : Modèles à correction d'erreur, prix du maïs, variable d'interaction / prix du pétrole et S&P 500

$$\Delta \text{Corn Prices}_t = \beta_{0,c} + \beta_{1,c} \Delta \text{Crude Oil Prices}_t \times \Delta \text{Ethanol Prices}_t + \beta_{2,c} \Delta \text{S\&P 500}_t + \varepsilon_t \quad (21)$$

$$\Delta \text{Corn Prices}_t = \beta_{0,c} + \beta_{1,c} \Delta \text{Crude Oil Prices}_t + \beta_{2,c} \Delta \text{S\&P 500}_t + \varepsilon_t \quad (22)$$

	Modèle (1)	Modèle (2)
$\beta_{0,c}$	–	–
$\beta_{1,c}$	0.048 (0.300)	0.097 (0.185)
$\beta_{2,c}$	0.310 (0.038**)	0.258 (0.048**)
R^2	0.033	0.038

Note : Nous retenons des modèles sans constante et avec correction de White. Modèle (1) : équation (21), Modèle (2) : équation (22). La première et seconde ligne mentionnent respectivement, les coefficients associés aux paramètres et les p-valeurs. Le nombre d'astérisques indique le niveau de significativité. * = 10%, ** = 5%, *** = 1%.

Tableau 12 : Tests de Breusch-Godfrey et tests de White

	Modèle (1)		Modèle (2)	
	<i>F-statistic</i>	<i>Obs × R²</i>	<i>F-statistic</i>	<i>Obs × R²</i>
<i>Test de Breusch-Godfrey</i>	0.235 (0.628)	0.238 (0.626)	0.390 (0.534)	0.395 (0.529)
<i>Test de White</i>	3.417** (0.018)	9.988** (0.018)	3.488** (0.016)	10.187** (0.017)

Note : Modèle (1) : équation (21), Modèle (2) : équation (22). Les premières et secondes lignes mentionnent la statistique de test et la p-valeur (respectivement). Le nombre d'astérisques indique le niveau de significativité. * = 10%, ** = 5%, *** = 1%.

5.3.3 Cas du soja

Pour finir, nous étudions les relations de court terme avec le prix du soja. Notre modèle s'écrit :

$$\Delta \text{Soybean Prices}_t = \beta_{0,s} + \beta_{1,s} \Delta \text{Crude Oil Prices}_t \times \text{Ethanol Prices}_t + \beta_{2,s} \Delta \text{S\&P 500}_t + \varepsilon_t \quad (23)$$

D'après les résultats (Tableau 13), les coefficients associés à la variable S&P 500 et à la variable d'interaction sont significatifs, aux seuils respectifs de 1% et 5%. L'interprétation économique pour la variable S&P 500 est identique à celle donnée pour le prix du maïs. Par ailleurs, il semblerait, qu'à court terme, les variations du prix du pétrole et de l'éthanol impactent celles du prix du soja. Ces

résultats pourraient s'expliquer *via* l'effet sur les coûts de production et à travers la demande de biodiésel¹³.

Une fois que nous réécrivons notre modèle, nous obtenons :

$$\Delta Soybean Prices_t = \beta_{0,s} + \beta_{1,s} \Delta Crude Oil Prices_t + \beta_{2,s} \Delta S\&P 500_t + \varepsilon_t \quad (24)$$

D'après le modèle, les coefficients associés au prix du pétrole et au cours du S&P 500 sont significatifs, aux seuils respectifs de 5% et 1%. Les variations du prix du soja sont impactées par celles du prix du pétrole et du cours du S&P 500 ; l'effet direct l'emportant sur l'effet indirect.

Tableau 13: Modèles à correction d'erreur, prix du soja, variable d'interaction / prix du pétrole et S&P 500

$$\Delta Soybean Prices_t = \beta_{0,s} + \beta_{1,s} \Delta Crude Oil Prices_t \times Ethanol Prices_t + \beta_{2,s} \Delta S\&P 500_t + \varepsilon_t \quad (23)$$

$$\Delta Soybean Prices_t = \beta_{0,s} + \beta_{1,s} \Delta Crude Oil Prices_t + \beta_{2,s} \Delta S\&P 500_t + \varepsilon_t \quad (24)$$

	Modèle (1)	Modèle (2)
$\beta_{0,s}$	—	—
$\beta_{1,s}$	0.066 (0.046**)	0.111 (0.026**)
$\beta_{2,s}$	0.382 (0.001***)	0.358 (0.002***)
R^2	0.066	0.069

Note : Nous retenons des modèles sans constante. Modèle (1) : équation (23), Modèle (2) : équation (24). La première et seconde ligne mentionnent respectivement, les coefficients associés aux paramètres et les p-valeur. Le nombre d'astérisques indique le niveau de significativité, une pour 10%, deux pour 5%, trois pour 1% et « aucune astérisque » en cas de non-significativité.

Tableau 14 : Tests de Breusch-Godfrey et tests de White

	Modèle (1)		Modèle (2)	
	<i>F-statistic</i>	<i>Obs × R²</i>	<i>F-statistic</i>	<i>Obs × R²</i>
<i>Test de Breusch-Godfrey</i>	0.013 (0.911)	0.000 (1.000)	0.007 (0.931)	0.000 (1.000)
<i>Test de White</i>	0.125 (0.945)	0.380 (0.944)	0.375 (0.771)	1.138 (0.767)

Note : Modèle (1) : équation (23), Modèle (2) : équation (24). Les premières et secondes lignes mentionnent la statistique de test et la p-valeur (respectivement). Le nombre d'astérisques indique le niveau de significativité. * = 10%, ** = 5%, *** = 1%.

¹³ Aux Etats-Unis, la demande et la production de biodiésel sont beaucoup plus faibles que la demande et la production d'éthanol. Les caractéristiques de ce marché ne sont pas comparables à celles du maïs. De plus, le diésel et l'éthanol sont des biens énergétiques dont l'évolution des prix est relativement proche.

6. Conclusion

Cette étude analyse les liens entre les prix des biens agricoles, le prix du pétrole et le prix de l'éthanol. Plus précisément, nous cherchons à déterminer quelle est l'influence du développement des biocarburants sur le prix des matières premières agricoles (maïs, soja et blé). À cette fin, nous analysons les dynamiques de long terme au moyen de l'approche de cointégration de Engle et Granger (1987) et recourons à l'estimation de modèles à correction d'erreur ou de court terme selon les résultats issus des tests de cointégration.

Nos résultats suggèrent que l'expansion de l'éthanol américain n'a pas contribué à la hausse du prix du maïs au sens où ce dernier n'est pas cointégré à la variable d'interaction (prix du pétrole et de l'éthanol), ni au cours du S&P 500 entre 2002 et 2012. Ces années marquent pourtant l'expansion de l'éthanol américain. Par ailleurs, à court terme, les variations du prix du pétrole et de la variable d'interaction n'impactent pas celles du prix du maïs. Le canal de transmission *via* les coûts de production ne semble pas opérer, ce qui peut être lié aux rigidités caractéristiques de ce marché. Par ailleurs, nous trouvons que les variations du prix du pétrole et l'expansion du biodiésel ont contribué à la hausse des prix du soja. Les tests de cointégration indiquent en effet l'existence d'une relation de long terme entre 2007 et 2012 ; l'essor de la production du biodiésel commençant aux alentours de l'année 2006. S'agissant du prix du soja, à court terme, ses variations sont impactées à la fois par celles de la variable d'interaction et par les fluctuations du prix du pétrole, résultat que l'on peut expliquer *via* l'effet sur les coûts de production et *via* la demande de biodiésel. Enfin, sur l'ensemble de la période étudiée (1997-2017), il existe une relation de long terme entre le prix du blé, la variable d'interaction et le cours du S&P 500. Nous pouvons en déduire, qu'à long terme, le prix du blé dépend du prix du pétrole et de l'éthanol. L'expansion des biocarburants impacterait le prix du blé *via* un effet de substitution et un effet sur les coûts des facteurs de production agricole. Cependant, à court terme, seules les fluctuations du prix du pétrole impactent les variations du prix du blé, *via* les effets sur les coûts de production.

Deux autres conclusions peuvent également être déduites de nos résultats. En premier lieu, il n'existe pas de rupture sur la période étudiée (1997-2017). En deuxième lieu, l'indice boursier S&P 500 ne semble pas être une proxy pertinente pour représenter l'activité économique. Notons toutefois qu'à court terme, les fluctuations sur le marché boursier américain contribuent à la détermination des variations des prix du maïs et du soja. Il est ainsi possible que l'expansion de la production des biocarburants ait contribué au développement des comportements spéculatifs, sur les marchés des biens agricoles entrants dans leurs productions. Il serait ainsi intéressant d'étudier les liens existants entre les comportements spéculatifs et les prix des matières premières agricoles.

Références

- Abbott, P.C., Borot de Battisti, A. (2011) 'Recent Global Food Price Shocks: Causes, Consequences and Lessons for African Governments and Donors,' *Journal of African Economies* 20: AERC Supplement 1:12-62.
- Abbott, P.C., Hurt, C. and Tyner, W.E. (2011) 'What's Driving Food Prices in 2011?,' *Farm Foundation Issue Report*.
- Abdelradi, F. and Serra, T. (2015) 'Food-energy nexus in Europe: Price volatility approach,' *Energy Economics* 48:157-167.
- Baffes, J. (2007) 'Oil spills on other commodities,' *Resources Policy* 32:3:126-134.
- Baffes, J. (2010) 'More on the energy/nonenergy price link,' *Applied Economics Letters* 17:16:1555-1558.
- Balcombe, K. and Rapsomanikis, G. (2008) 'Bayesian Estimation and Selection of Nonlinear Vector Error Correction Models: The Case of the Sugar-Ethanol-Oil Nexus in Brazil,' *American Journal of Agricultural Economics* 90:3:658-668.
- Campiche, J.L., Bryant, H.L., Richardson, J.W. and Outlaw, J.L. (2007) 'Examining the Evolving Correspondence Between Petroleum Prices and Agricultural Commodity Prices,' *American Agricultural Economics Association Annual Meeting*, Portland, OR, July 29-August 1.
- Ciaian, P. and Kanacs, A. (2011) 'Interdependencies in the energy-bioenergy-food price systems: A cointegration analysis,' *Resource and Energy Economics* 33:1:326-348.
- De Gorter, H. and Just, D.R. (2008) '"Water" in the U.S. Ethanol Tax Credit and Mandate: Implications for Rectangular Deadweight Costs and the Corn-Oil Price Relationship,' *Review of Agricultural Economics* 30:3:397-410
- De Gorter, H. and Just, D.R. (2009) 'The Welfare Economics of a Biofuel Tax Credit and the Interaction Effects with Price Contingent Farm Subsidies,' *American Journal of Agricultural Economics* 91:2:477-488.
- Dickey, D., Bell, W. and Miller, R. (1986) 'Unit Roots in Time Series Models: Tests and Implications', *The American Statistician*, 40, 12-26.

- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1981), 'Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root', *Econometrica*, 49(4):1057-1072.
- Donald, W., Andrews, K. (1993) 'Tests for Parameter Instability and Structural Change With Unknown Change Point', *Econometrica*, Vol. 61, No. 4,821-856
- Donald, W., Andrews, K. and Ploberger, W. (1994) 'Optimal Tests when a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative', *Econometrica*, Vol 62, No. 6, 1383-1414
- Engle, R.F., Granger, D.W.J. (1987) 'Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing', *Econometrica* 55:251-276.
- EUR-Lex, 'Directive 2003/30/CE du Parlement européen et du Conseil du 8 mai 2003 visant à promouvoir l'utilisation de biocarburants ou autres carburants renouvelables dans les transports', *Journal officiel de l'Union Européenne*.
- EUR-Lex, 'Directive 2003/96/CE du Conseil du 27 octobre 2003 restructurant le cadre communautaire de taxation des produits énergétiques et de l'électricité', *Journal officiel de l'Union Européenne*.
- EUR-Lex, 'Directive 2009/28/CE du Parlement européen et du Conseil du 23 avril 2009 relative à la promotion de l'utilisation de l'énergie produite à partir de sources renouvelables et modifiant puis abrogeant les directives 2001/77/CE et 2003/30/CE', *Journal officiel de l'Union Européenne*.
- Gardner, B. (2007) 'Fuel Ethanol Subsidies and Farm Price Support,' *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization* 5:2.
- Godfrey, L. G. (1978). 'Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables'. *Econometrica*. 46: 1293–1301
- Gohin, A. and Chantret, F. (2010) 'The long-run impact of energy prices on world agricultural markets: The role of macro-economic linkages,' *Energy Policy* 38:1:333-339.
- Harri, A., Nalley, L. and Hudson, D. (2009) 'The Relationship between Oil, Exchange Rates, and Commodity Prices,' *Journal of Agricultural and Applied Economics* 41:2:501-510.

- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., and Shin, Y. (1992) 'Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root', *Journal of Econometrics*, 54(1-3):159-178.
- Lardic, S. and Mignon, V. (2008) 'Oil prices and economic activity: An asymmetric cointegration approach,' *Energy Economics* 30:3:847-855.
- Lopez Cabrera, B. and Schulz, F. (2016) 'Volatility linkages between energy and agricultural commodity prices,' *Energy Economics* 54:1:190-203.
- Mignon, V. (2008) 'Econométrie. Théorie et applications', *Economica*
- Mitchell, D. (2008) 'A Note on Rising Food Prices,' *Policy Research Working Paper Series* 4682, The World Bank.
- Mugera, H.K. and Gilbert, C.L. (2015), 'Structural change in the relationship between energy and food prices', University of Trento, Italy, *International Conference of Agricultural Economists*.
- Myers, R.J., Johnson, S.R., Helmar, M. and Baumes, H. (2014) 'Long-run and Short-run Co-movements in Energy Prices and the Prices of Agricultural Feedstocks for Biofuel,' *American Journal of Agricultural Economics* 96:4:991-1008.
- Nazlioglu, S. (2011) 'World oil and agricultural commodity prices: Evidence from nonlinear causality,' *Energy Policy* 39:5:2935-2943.
- Nazlioglu, S. and Soytas, U. (2012) 'Oil price, agricultural commodity prices, and the dollar: A panel cointegration and causality analysis,' *Energy Economics* 34:4:1098-1104.
- Nazlioglu, S., Erdem, C. and Soytas, U. (2013) 'Volatility Spillover between Oil and Agricultural Commodity Markets,' *Energy Economics*, 36, 658-665.
- OECD (2008) 'Rising Food Prices: Causes and Consequences,' *OECD Publishing*.
- OCDE (2008) 'Biocarburants : lier les politiques de soutien aux bilans énergétiques et environnementaux', *Publication OCDE*
- Paris, A. (2016): 'The Effect of Biofuels on the Link between Oil and Agricultural Commodity Prices: A Smooth Transition Cointegration Approach,' *EconomiX Working Papers* 2016-5, University of ParisWest - Nanterre la Défense, EconomiX.

- Peri, M. and Baldi, L. (2010) ‘Vegetable oil market and biofuel policy: An asymmetric cointegration approach,’ *Energy Economics* 32:3:687-693.
- Saitone, T.L., Sexton, R.J. and Sexton, S.E. (2008) ‘Market Power in the Corn Sector: How Does It Affect the Impacts of the Ethanol Subsidy?,’ *Journal of Agricultural and Resource Economics* 33:2:169-194.
- Serra, T., Zilberman, D., Gil, J.M. and Goodwin, B.K. (2011) ‘Nonlinearities in the U.S. corn-ethanol-oil-gasoline price system,’ *Agricultural Economics* 42:1:35-45.
- USDA Foreign Agricultural Service, Biofuels Annual_ EU Biofuels Annual 2013, *USDA Publishing*
- USDA Foreign Agricultural Service , Biofuels Annual _ EU Biofuels Annual 2016, *USDA Publishing*
- U.S Government Publishing Office (GPO) (2005), ‘Energy Policy Act of 2005. Public law 109-58-aug. 8, 2005’, *U.S Government Publishing Office*
- U.S Government Publishing Office (GPO) (2007), ‘Energy Independence and Security Act of 2007. Public Law 110-140-dec.19, 2007’, *U.S Government Publishing Office*
- White, H. (1980). ‘A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity’. *Econometrica*. 48 (4): 817–838
- Yu, T.E., Bessler, D.A. and Fuller, S. (2006) ‘Cointegration and Causality Analysis of World Vegetable Oil and Crude Oil Prices,’ *American Agricultural Economics Association Annual Meeting*, Long Beach, CA, July 23-26.
- Zhang, Z., Lohr, L., Escalante, C. and Wetzstein, M. (2010) ‘Food versus fuel: What do prices tell us?’ *Energy Policy* 38:1:445-451.