

DYNAMIQUE ET RUPTURES DANS LES RELATIONS ENTRE LES PRIX DES BIOCARBURANTS ET DU PÉTROLE SUR LE MARCHÉ EUROPÉEN

Frédéric Lantz¹, Jean-Pierre Indjehagopian², Francis Declerck³

¹ IFP-School, 228, av. Napoléon Bonaparte, F-92852 Rueil-Malmaison, frederic.lantz@ifpen.fr

² Essec Business School, 3 av. Bernard Hirsch, F-95021 Cergy-Pontoise, indjehagopian@essec.edu

³ Essec Business School, 3 av. Bernard Hirsch, F-95021 Cergy-Pontoise, declerck@essec.edu

Résumé. L'objectif de ce papier est d'identifier l'équilibre entre les prix des biocarburants, du gazole et du colza dans le contexte de la mise en place de la politique environnementale européenne depuis 2006. Les prix du biodiesel sont impactés par les prix du colza et du pétrole ainsi que par la politique européenne sur les biocarburants. Une analyse économétrique en terme de cointégration est menée en utilisant des données mensuelles de novembre 2006 à janvier 2016. Cependant, les tests de rupture (Zivot et Andrews, Bai et Perron) mettent en évidence plusieurs changements dans l'évolution des prix et dans la relation entre ceux-ci. On estime ensuite un modèle de chaîne de Markov à changement de régime qui révèle deux régimes des prix du biodiesel. On identifie les dates de rupture détectés par les tests avec les changements de régime et l'analyse économique de la formation des prix du biodiesel. Lorsque le prix du pétrole est élevé, tous les prix sont tirés par celui-ci. Lorsque les prix du pétrole sont faibles, le prix du biodiesel est principalement relié au prix du colza en raison de la politique européenne d'incorporation obligatoire.

Mots-clés : Changements structurels, modèles de chaîne de Markov, pétrole, biocarburants

Abstract. The paper aims at explaining the major drivers of biodiesel market price in the context of EU environmental policy implemented since 2006. The biodiesel prices are impacted by both the EU policy and rapeseed and oil prices which fluctuated a lot over the last decade. An econometric analysis is performed using monthly data from November 2006 to January 2016. However, tests for structural breaks (Zivot and Andrews, Bai and Perron) point out several changes in the prices behavior. This leads to estimate a regime-switching model which reveals two main regimes for the biodiesel price pattern. The structural break dates detected with the tests correspond to the regime changes and the economic analysis of biodiesel price pattern. When oil price is high, biodiesel, rapeseed and diesel oil prices are related mainly driven by oil price. When oil price is low, biodiesel price is mostly related to the rapeseed price due to EU regulation requiring the blending of biodiesel and diesel oil.

Keywords: structural changes, Markov chain model, oil, biofuel

1 Introduction

Le développement des biocarburants soulève la question de la formation des prix de ces carburants alternatifs aux produits pétroliers. En Europe, ceux-ci ont été soutenus initialement par la Directive 2003/30/CE. La Directive 2009/28/CE a ensuite redéfini la politique européenne en matière de biocarburants. Dans ce contexte, il convient de s'interroger sur la formation des prix des biocarburants et en particulier le biodiesel qui est consommé dans l'Union Européenne. Celui-ci est principalement obtenu à partir de la graine de colza et il est utilisé en mélange dans le diesel utilisé par les véhicules. Le prix du biodiesel est donc amené à fluctuer en fonction des prix du colza et du gazole.

On cherche à estimer s'il existe une (ou plusieurs) relations entre ces prix. A cette fin, on utilise un échantillon de données mensuelles de novembre 2006 à janvier 2016. L'absence de relations linéaires entre les séries au travers des tests de cointégration (Johansen) amène à mettre en œuvre des tests de rupture (Zivot et Andrews, Bai et Perron) et à estimer un modèle de chaîne de Markov. Dans la section suivante, on décrit la démarche économétrique mise en œuvre et les données. Les résultats empiriques sont présentés dans la troisième section. On met en perspective la cohérence des différents tests et l'analyse économique dans la conclusion.

2. Méthodologie et données

Dans cette section, on analyse les relations potentielles entre les prix de l'ester, du colza et du gazole à partir d'une approche en terme de cointégration. Les prix agricoles étant établis en euros alors que les prix pétroliers sont en dollar US, on introduit le taux de change euro/US dollar dans la modélisation. Pour ces analyses, on est conduit à effectuer des tests de racine unité et de cointégration avec rupture. L'interprétation des dates de rupture conduit à envisager l'existence de régimes distincts de relations entre les prix. La recherche de relations entre les prix repose ensuite sur un modèle de chaîne de Markov à changement de régime.

La recherche d'un équilibre de long terme entre plusieurs variables s'appuie traditionnellement sur les tests de cointégration proposés par Engle and Granger (1987) et Johansen (1988) dans un cadre multivarié. Cependant, l'interprétation des tests de Dickey-Fuller augmentés (ADF) et de Phillips-Perron peuvent conduire au non-rejet de l'hypothèse de racine unité en cas de rupture. La prise en compte de ruptures dans l'analyse des séries temporelles est abordée plusieurs auteurs dont Zivot et Andrews (1992). Ils proposent l'introduction de variables indicatrices dans la régression auxiliaire de Dickey-Fuller pour détecter l'existence de changements structurels.

Le problème général de la détection de ruptures multiples dans le cadre de modèles linéaires est étudié par Bai and Perron (1998, 2003), qu'on notera ensuite BP et Perron (2006). On s'intéresse ici à la mise des procédures globales et séquentielles et à l'interprétation des différents résultats. On rappelle brièvement les quatre principales procédures de tests avant de détailler les questions soulevées par leur mise en œuvre.

Les tests de BP portent sur le modèle linéaire $Y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t$ où le vecteur β est invariant et δ_j varie suivant les sous-périodes à déterminer. Ces tests sont brièvement décrits ci-dessous.

Test 1 : Absence de rupture contre un nombre fixé de ruptures

Ce test considère la statistique $SupF$ pour l'hypothèse nulle d'absence de rupture i.e. $m=0$ contre l'hypothèse alternative $m=k$ ruptures.

Test 2 : Double maximum

Dans ce test, le nombre de ruptures est inconnu. On fixe un nombre maximum M de ruptures. BP proposent deux statistiques de test notées $UD \max F$ et $WD \max F$ utilisant une pondération uniforme ou fixée.

Test 3: l contre $l+1$ ruptures

Sachant que l ruptures ont été identifiées, ce test séquentiel cherche à détecter l'existence de $l+1$ ruptures. La $l+1$ ème rupture est recherchée dans les sous-périodes définies à partir des l ruptures déjà détectée. La statistique de test est la $SupF$.

Test 4: sélection du nombre de ruptures à partir des critères d'information globale

On détermine de manière ascendante le nombre de ruptures à partir du critère d'information de Schwartz (BIC) et du critère de Liu, Wu et Zidek (1997).

La mise en œuvre des tests soulève différentes questions concernant principalement :

Le nombre maximum de ruptures pour les tests,
 Le nombre minimum d'observations pour chaque sous-période,
 L'estimateur de la variance-covariance des termes d'erreur.

On privilégie ici de choisir un nombre maximum de ruptures qui laisse au moins 15% de l'échantillon dans chaque sous-période comme suggéré par BP (2003). L'utilisation ou non d'un estimateur HAC de la matrice de variance-covariance des erreurs et/ou la possibilité de distributions différentes des termes d'erreur dans chaque sous-période peut conduire à des résultats distincts pour les tests.

On utilise des données mensuelles de novembre 2006 à janvier 2016, soit 111 observations sur le marché européen. Les prix des biocarburants et du colza sont établis en €/t. On a converti les prix du pétrole de \$/baril et €/t. De même, le prix du gazole sur le marché de Rotterdam sont convertis de \$/t en €/t. Le prix de référence du pétrole brut sur le marché européen est le Brent daté. Le taux de change en \$/€ est également utilisé dans la modélisation. Les acronymes suivants sont utilisés ensuite dans la présentation des modèles:

- pgdoe: prix du gazole, 10 ppm North West Europe destination Allemagne,
- prapeseed: prix de la graine de colza sur le marché Euronext Paris,
- pester: prix du ester méthylique végétale de colza (EMHV), destination Allemagne,
- pbrente: prix du Brent (*dated Brent*).
- eurUSD : taux de change dollar/euro

Les figures 1 et 2 représentent respectivement l'évolution des prix du biodiesel, du gazole, du pétrole et du colza sur le marché européen (figure 1) et le différentiel de prix entre le biodiesel et le gazole (figure 2). On note que l'ensemble des prix monte au printemps 2008 puis chute durant l'hiver 2008-2009. Par la suite, le différentiel de prix entre le biodiesel et le gazole se réduit au printemps 2012 avant de remonter à partir de janvier 2014 avec la baisse du prix du pétrole tandis que le prix du colza se maintient.

Figure 1 – Prix sur le marché de Rotterdam

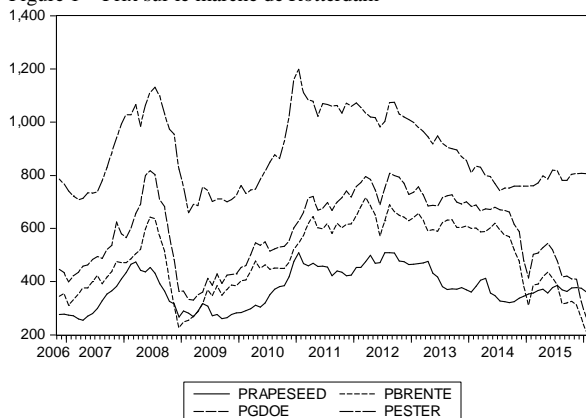


Figure 2 – Différence entre les prix du biodiesel et du gazole



Source : Platts, Euronext

4. Analyse des résultats: analyse économétrique des relations entre prix du biodiesel, du colza et du gazole.

On cherche à déterminer s'il existe une relation entre les trois séries $\ln(pgdoe)$, $\ln(prapeseed)$ et $\ln(pester)$. Après avoir effectué les tests de racine unité de Dickey-Fuller, on met en œuvre les tests de racine unité de Zivot et Andrews pour détecter d'éventuelles ruptures. On utilise le module *ur.za* de la librairie *urca* développée par Pfaff and Stigler (2013) pour le logiciel R. Les résultats sont présentés dans le tableau 1. Les différences premières des logarithmes des séries sont stationnaires

avec une rupture en niveau et en tendance en décembre 2008 pour $\Delta \ln(\text{pbrente})$ et $\Delta \ln(\text{prapeseed})$, et en février 2009 pour les deux produits $\Delta \ln(\text{pgdoe})$ et $\Delta \ln(\text{pester})$.

Tableau 1 – Test de racine unité ADF et Zivot-Andrews

Test		$\Delta \ln(\text{pbrente})$	$\Delta \ln(\text{prapeseed})$	$\Delta \ln(\text{pgdoe})$	$\Delta \ln(\text{pester})$
ADF	Sans cst et sans <i>trend</i>	-5.090***	-5.935***	-4.482***	-5.161***
	constante	-5.076***	-5.920***	-4.475***	-5.138***
	<i>trend</i>	-5.391***	-5.963***	-4.815***	-5.167***
Zivot-Andrews	constante	-8.034***	-8.147***	-8.477***	-7.862***
	Rang de l'observation	25	15	108	50
	date	December-08	January-00	November-15	January-11
	<i>trend</i>	-7.662***	-7.858***	-8.338***	-7.644***
	Rang de l'observation	108	21	108	5
	date	Nov.-15	August-08	Nov.-15	April-07
	constante + <i>trend</i>	-8.693***	-8.524***	-8.783***	-8.495***
	Rang de l'observation	25	25	27	27
	date	Décembre-08	Décembre-08	Février-09	Février-09

Note: niveau de signification *** 1%, ** 5%, * 10%

L'existence de ruptures multiples dans la relation entre $\ln(\text{Pester})$, $\ln(\text{Prapeseed})$ et $\ln(\text{Pgdoe})$ est testé avec les procédures de test de BP décrites précédemment. On compare les dates de ruptures détectées avec et sans estimateur HAC en précisant si la distribution des erreurs est différentes ou non suivant les sous-périodes (Tableau 2).

L'estimateur HAC fournit une estimation de la variance asymptotique des erreurs qui conduit à diminuer les statistiques *SupF* et donc à retenir moins de dates de rupture. Les dates détectées à partir de l'ensemble des tests sont mars 2012 et janvier 2014 : elles correspondent aux changements observés précédemment sur le différentiel de prix entre le biodiesel et le gazole. Les deux dates de rupture suivantes sont mars 2008 et juillet 2009 : elles correspondent aux hausses de prix du pétrole. Lorsqu'une cinquième date est détectée, il s'agit de novembre 2010, le différentiel de prix étant particulièrement élevé durant cette période hivernale. Les tests n'utilisant pas l'estimateur HAC conduisent à identifier également février 2009 comme date de rupture qui correspond aux dates détectées par le test de Zivot et Andrews (modèle avec constante et *trend*) et d'un point de vue économique à la chute du prix du pétrole.

Tableau 2 – Tests de rupture de Bai et Perron

Tests de rupture de Bai et Perron (HAC-distribution différentes des erreurs sur les sous périodes)

		nb rupt.	Dates					
/ +1		2					2012M03	2014M01
Tous les sous-éch.		2					2012M03	2014M01
Double Max	SupF	5	2008M03		2009M07	2010M11	2012M03	2014M01
	Wdmax	4	2008M03		2009M07		2012M03	2014M01
	Udmax	5	2008M03		2009M07	2010M11	2012M03	2014M01
I+1 versus Global	F Séquentiel	2					2012M03	2014M01
	SupF	5	2008M03		2009M07	2010M11	2012M03	2014M01
Global	Schwartz	4	2008M03		2009M07		2012M03	2014M01
	LWZ	1					2012M03	

Tests de rupture de Bai et Perron (HAC-même distribution des erreurs)

		nb rupt.	Dates					
/ +1		2					2012M03	2014M01
Tous les sous-éch.		2					2012M03	2014M01
Double Max	SupF	5	2008M03		2009M07	2010M11	2012M03	2014M01
	Wdmax	4	2008M03		2009M07	2010M11	2012M03	2014M01
	Udmax	5	2008M03		2009M07	2010M11	2012M03	2014M01
I+1 versus Global	F Séquentiel	2					2012M03	2014M01
	SupF	5	2008M03		2009M07	2010M11	2012M03	2014M01
Global	Schwartz	4	2008M03		2009M07		2012M03	2014M01
	LWZ	1					2012M03	

Tests de rupture de Bai et Perron (même distribution des erreurs)

		nb rupt.	Dates					
/ +1		3		2009M02			2012M03	2014M01
Tous les sous-éch.		3		2009M02			2012M03	2014M01
Double Max	SupF	3	2008M03		2009M07		2012M03	
	Wdmax	1					2012M03	
	Udmax	1					2012M03	
I+1 versus Global	F Séquentiel	4	2008M03		2009M07		2012M03	2014M01
	SupF	4	2008M03		2009M07		2012M03	2014M01
Global	Schwartz	4	2008M03		2009M07		2012M03	2014M01
	LWZ	1					2012M03	

L'analyse des dates de rupture montre des changements concomitants avec les hausses et baisses du prix du pétrole. Ceci conduit à estimer un modèle de chaîne de Markov avec deux régimes. Les prix étant définis en dollar pour le pétrole et en euro pour le biodiesel, on choisit de faire dépendre la probabilité de transition d'un régime à l'autre du prix du pétrole et du taux de change. L'estimation du modèle à partir du logiciel Eviews donne les résultats suivant :

$$\text{Régime 1 : } \ln(P_{ester})_t = 4,212 + 0,309 \ln(\text{Pr } apeseed)_t + 0,133 \ln(\text{Pgdoe})_t + \hat{\varepsilon}_{1t}$$

(0,299) (0,094) (0,067)

$$\text{Régime 2 : } \ln(P_{ester})_t = 3,218 + 0,488 \ln(\text{Pr } apeseed)_t + 0,099 \ln(\text{Pgdoe})_t + \hat{\varepsilon}_{2t}$$

(0,142) (0,034) (0,026)

(.) : écart-type

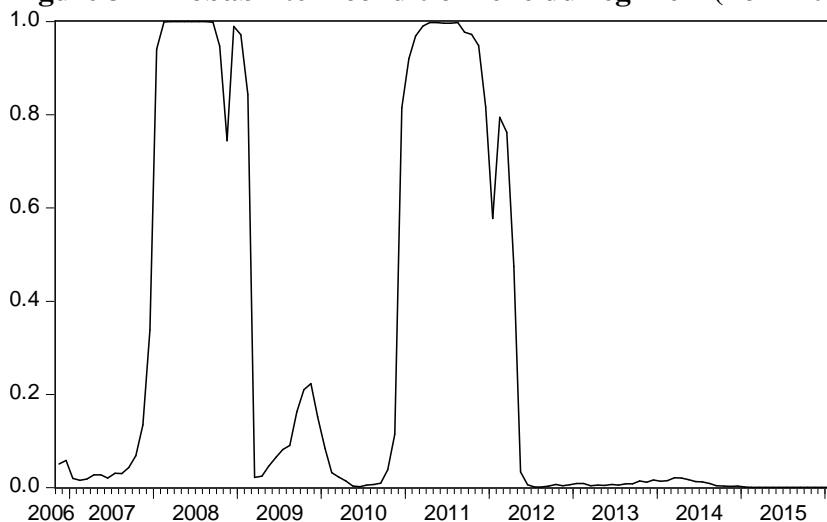
On note $p_{ij} = p(E_t = j / E_{t-1} = i)$ la probabilité de transition du régime i en t-1 au régime j en t. En expliquant les probabilités de transition avec un modèle logit, on obtient l'estimation suivante :

$$p_{11t} = \frac{1}{1 + e^{-(1,982 \ln(\text{Pbrent})_t + 51,534 \ln(\text{eurusd})_t)}} , p_{21t} = \frac{1}{1 + e^{-(1,834 \ln(\text{Pbrent})_t + 24,227 \ln(\text{eurusd})_t)}}$$

(0,861) (18,687) (0,444) (7,877)

La probabilité inconditionnelle du régime 1 (figure 3) est interprétée au regard de l'analyse économique du marché du biodiesel et des dates de ruptures détectées précédemment. La probabilité est très élevée sur la période allant de janvier 2008 à début 2009 puis de décembre 2010 à février 2012. Ceci correspond à des prix élevés du pétrole et des biocarburants. On retrouve la date de rupture de mars 2012 trouvée par les tests de BP comme date de changement de régime. Une légère remontée de la probabilité inconditionnelle du régime 1 est observée en janvier 2014 (chute du prix du pétrole), date détectée par les tests de BP. De façon similaire, on observe une correspondance entre les autres dates de rupture et les probabilités associées à chacun des régime. On note que le coefficient du prix du colza est plus élevé dans le régime 2 lorsque le prix du pétrole est faible : le prix du biodiesel dépend alors plus du prix du colza.

Figure 3 – Probabilité inconditionnelle du régime 1 (non filtrée)



Conclusion

Le développement des biocarburants qui s'inscrit dans le cadre de la transition énergétique conduit à s'interroger sur la formation des prix du biodiesel en Europe. Le biodiesel est principalement produit à partir de colza et utilisé en mélange dans le diesel. On étudie ici la (ou les) relations potentielles permettant d'expliquer ce prix.

Le test de la Trace de Johansen ne permet pas de conclure à une relation d'équilibre entre ces prix. On effectue ensuite des tests de racine unité avec rupture (Zivot et Andrews). A partir de ces tests, on détecte des dates de changement structurels correspondant à des périodes clef sur les marchés pétroliers. Les tests de Bai et Perron permettent d'identifier des ruptures sur le modèle linéaire entre ces trois prix qui correspondent à des changements sur les marchés.

Finalement, on estime un modèle de chaîne de Markov à deux régimes. On identifie un régime de forte dépendance au prix du pétrole et un régime où le prix du biodiesel dépend plus du prix du colza. Les dates de changement de régime sont mises en relation avec les dates de rupture des tests de Bai et Perron.

La mise en œuvre des procédures de test de rupture multiple et de modèle de chaîne de Markov permet d'appréhender des relations qui changent en fonction de facteurs économiques et de politique environnementale.

Références

- [1] Bai J., P. Perron (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, vol. 66, 47-78.
- [2] Bai J., P. Perron (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, vol. 18, 1-22.
- [3] Liu J., Wu S. et Zidek J.V. (1997), On segmented multivariate regressions, *Statistica Sinica*, 7, 497-525
- [4] Perron P. (2006). Dealing with structural breaks. *Palgrave Handbook of Econometrics*. 1 (2), 278-352
- [5] Pfaff B., M. Stigler. (2013) Urca: Unit Root and Cointegration Tests for Time Series Data. R package version 1.2-8. URL <https://cran.r-project.org/web/packages/urca/index.html>
- [6] Zivot E., Andrews D. (1992). Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10 p. 251-270.