AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

RéseauSPAANetwork

Structure et la Performance de l'Agriculture et de l'industrie des produits Agroalimentaires

Structure and Performance of Agriculture and Agri-products industry Network

ŒUFS DÉCOQUILLÉS AU CANADA

Le prix de référence est-il approprié?

Mame Cheikh Ibra Ngom
Centre de Recherche en économie de l'Environnement, de l'Agroalimentaire, des Transports et de l'Énergie (CREATE), U. Laval

Lota Dabio Tamini
CREATE et département d'économie agroalimentaire et des sciences de la consommation, U. Laval, lota.tamini@eac.ulaval.ca

Maurice Doyon[1]
CREATE et département d'économie agroalimentaire et des sciences de la consommation, U. Laval, Maurice.doyon@eac.ulaval.ca

Cahier de recherche/Working paper #2012-7

[1] Le professeur Doyon est titulaire de la Chaire de recherche économique sur l'industrie des œufs à l'Université Laval http://www.oeufs.fsaa.ulaval.ca/.

Résumé

La structure de découverte de prix des œufs de décoquillage (transformation) au Canada est essentiellement la même aujourd'hui qu'il y a 25 ans et repose sur un indice de prix américain Urner-Barry (UB). Or, la consommation canadienne d'œufs de transformation a subi d'importants changements structuraux, passant de moins de 10% de la consommation totale à plus de 30%, aujourd'hui. L'enjeu de la représentativité de l'indice UB est donc important, d'autant plus que cette représentativité a été contestée par le passé aux États-Unis et au Canada. Cette étude s'intéresse à cette représentativité, notamment en analysant les liens de causalité entre le marché comptant ECI et l'indice Urner-Barry. Nos analyses indiquent une bonne représentativité de l'indice UB et pointe vers une complémentarité de ce dernier avec le marché ECI.

Abstract

The price discovery structure for eggs used for manufacturing purposes in Canada has been pretty much the same for the last 25 years, and is based on the Urner Barry (UB) index. However, eggs used for manufacturing has evolved during the same period, from a marginal 10% of total egg consumption to currently more than 30%. Thus, the representativeness of the UB index is an important issue for the Canadian industry. The representativeness has been questioned in the past in the US and Canada. This study focuses on the representativeness of the UB index by looking at causality links between the ECI spot market and the UB index. Our results indicate a good representativeness and seem to indicate a complementarity between the ECI and UB.

Introduction

La mise en place[1] de l'Office Canadien de commercialisation des œufs (OCCO)[2] en 1972 a permis une meilleure organisation de l'industrie ovocole[3] par une sécurisation des approvisionnements en œufs. Les transformateurs devaient principalement permettre un ajustement entre l'approvisionnement d'œufs et la demande principalement issue du marché de table. L'office leurs garantissait ainsi un approvisionnement sûr, redirigeant vers leurs lignes de production les surplus du marché de table et les œufs ne respectant pas les critères de table (les œufs de catégorie B et C et les œufs tout-venant[4]). Toutefois, le prix de ces approvisionnements a été un point de discorde jusqu'en 1982. Les transformateurs et l'office réussissait à s'entendre pour la première fois et de façon pérenne sur la formulation du prix pour la mise en marché des œufs décoquillés ou destinés à la transformation. En somme et au sein de la filière, l'industrie de la transformation fût prédestinée à jouer les rôles de valve de sécurité, de contrôle de qualité et éventuellement favoriser une expansion de la production tel que mentionné par Blakely (1984).

> *«The processing sector (breakers) serves or has historically served at least three function: expanding demand for egg products, improving the quality of table eggs by diverting undergrade (grades B, C and cracks) away from the table market and lastly, perhaps most importantly, acting as a safety valve for excess production of table egg requirements. As such, a relationship started between CEMA and breakers, the agency being the primary source of breaking stock. »*

Par conséquent, l'approvisionnement et la mise en marché des œufs décoquillés relevaient des responsabilités de l'office. Dès lors, l'un des mécanismes de découverte de prix existant sur le marché américain, l'indice Urner-Barry[5] de la région centrale, avait été retenu en 1982 afin de permettre à cette industrie d'être concurrentiel sur les marchés de compétitions aux chapitres des exportations et / ou importations. L'indice Urner-Barry est publié par une agence privé. À partir de sondages téléphoniques et d'enquêtes pour plusieurs biens de consommation alimentaires auprès des différents intervenants de la filière ovocole

---

[1] L'ensemble des provinces sont signataires de l'Accord fédéral-provincial relatif à la mise en place d'un système global de commercialisation visant la réglementation de la commercialisation des oeufs au Canada, intervenu le 20 novembre 1972 et reconduit le 29 juillet 1976;

[2] Depuis 2003, l'Office Canadien de Commercialisation des Œufs a été renommée Producteurs d'œufs du Canada (POC)

[3] Par produits ovocoles, on entend tous les produits d'œufs, les œufs liquides, séchés, congelés en partie ou complet.

[4] Les œufs tout-venant sont des œufs impropres à la consommation soit de par leur taille, leurs spécifications, leurs défauts ou leur composition.

[5] Aux États-Unis, le prix des œufs décoquillés comme celui des œufs de table est rapporté pour différentes régions (6 régions) par deux agences : les publications Urner-Barry et l'Agricultural Marketing Service, un département du United States Department of Agriculture.

américaine, Urner-Barry publient des indices destinés à refléter le niveau des prix et les fluctuations du marché.

Contexte historique de la mise en marché des œufs

L'office permettait une mise en marché des œufs décoquillés selon une formule basée sur l'indice Urner-Barry et nonobstant les coûts des producteurs canadiens pour différentes considérations comme mentionnées précédemment. D'abord relativement à la qualité des œufs, il fallait s'assurer que seuls les œufs de catégorie A[6] soient commercialisés sur le marché de table. Ensuite par rapport aux quotas de production, il fallait un outil, un tampon afin d'ajuster l'offre et la demande tenant compte de leur saisonnalité. Les décoquilleurs pouvaient absorber les surplus de catégorie A tout en veillant à la qualité des œufs sur le marché de table en récupérant les œufs ne respectant pas les critères de table (les œufs de catégorie B et C et les œufs tout-venant[7]). Au demeurant, les transformateurs représentaient pour la fédération une valve de sécurité idoine permettant l'ajustement de l'offre et de la demande tout en garantissant un contrôle de qualité. De ce fait, il contribuait significativement à l'articulation de la filière dans le cadre de la gestion de l'offre qui leur permettait ainsi d'avoir accès au marché canadien des œufs dont ils étaient exclus tant qu'une dépréciation des prix n'avait lieu. De plus, le recours massif aux importations d'œufs des transformateurs, tel qu'utilisé par le passé ne cadrait pas avec les objectifs de la gestion de l'offre. Toutefois, le problème que posent les décoquilleurs ne se limitait pas seulement à l'accès aux œufs canadiens, mais un accès à un certain prix. Afin de ne pas réduire la compétitivité des transformateurs canadiens qui utilisent les ovoproduits comme intrant de base, vis-à-vis leurs compétiteurs américains, l'office a consenti à leur accorder le prix américain en 1982 selon la formule qui suit.

$$\boldsymbol{Prix\ de\ base = (Indice\ UB - YC + CL) * TC + Frais}$$

- *Indice UB : L'indice Urner-Barry de la région centrale pour les œufs tout-venant (48-50 lbs)*
- *YC : Yield conversion (2.5% en 1998 et 3.3% en 2010)*
- *CL : Coûts de lavage (environ 1 cent)*

---

[6] Les œufs sont inspectés selon l'état de la coquille, la position du jaune et la taille de la chambre à air, puis classés selon les 3 catégories A, B et C.

[7] Les œufs tout-venant sont des œufs impropres à la consommation soit de par leur taille, leurs spécifications, leurs défauts ou leur composition.

- *TC : Taux de change*
- *Frais : varient selon les provinces et selon la nature des ovoproduits transigés*

Ce prix répondait d'abord au besoin d'un consensus entre les décoquilleurs et la filière, qui depuis 1975 ont eu à négocier différents mécanismes de prix. Ensuite, il cadrait aussi avec les structures industrielles qui étaient similaires de part et d'autre de la frontière avec une production orientée vers les marchés de table et se servant de la transformation ovocole comme marché auxiliaire. Finalement cette entente faisait l'affaire de la filière car les transformateurs canadiens avaient non seulement un accès au marché canadien mais pouvaient aussi bénéficier du prix américain leur permettant de demeurer compétitif. Ils faisaient partie intégrante de la gestion de l'offre administrée par l'office.

D'autre part, afin de supporter économiquement cette entente de mise en marché à un prix qui était en dessous des coûts de production canadiens, l'office avait mis en place un fond. Ce dernier était financé par un montant qui était imputé aux producteurs, puis rajouté au calcul des coûts de production pour être transféré aux consommateurs d'œufs de table. C'est le prélevé au produit industriel, il vient compenser l'écart existant entre le prix au producteur et le prix américain. Cette compensation, réajustée selon les tendances du marché, ne concernait que les œufs de catégorie A dirigés vers la transformation tandis que les autres œufs, bien que transigés au prix américain ne jouissaient d'aucune compensation[8]. Selon Blakely (1984), cette situation a créé une dépendance des transformateurs envers l'office et la proportion d'œufs de catégorie A redirigés vers la transformation n'a pas cessé de croitre depuis. À cela s'ajoutent les progrès technologiques réalisés au niveau de la classification des œufs qui réduisaient les catégories B et C. En 1976 avant que ne survienne une entente, 74.5% des œufs décoquillés par les transformateurs provenaient de l'office dont 30,5% d'œufs de catégorie A. En 1982 seuls 66,3% des œufs décoquillés par les transformateurs provenaient de l'office et 80,8% de ces œufs étaient de catégorie A. Les transformateurs avaient encore recours au marché

[8] Dans le paragraphe 4 des engagements généraux concernant l'approvisionnement tiré de la convention de mise en marché des œufs de consommation du Québec, les sections 4.01 et 4.02 stipulent : **4.01** Les parties à la présente convention reconnaissent qu'il y va du meilleur intérêt de l'ensemble des classificateurs et de l'ensemble des producteurs que les oeufs produits au Québec soient vendus en priorité sur le marché des oeufs en coquille (oeufs de table) et que le marché du produit industriel ne doit constituer qu'un marché secondaire ou alternatif. **4.02** En considération des engagements pris par la FÉDÉRATION, le CLASSIFICATEUR doit en tout temps classer au moins 75 % des oeufs qu'il reçoit des producteurs du Québec. Il ne peut ainsi, en aucun cas déclarer à chaque semaine, sous forme tout venant, plus de 25 % des oeufs qu'il reçoit des producteurs du Québec. Ce calcul est basé sur les approvisionnements des producteurs du Québec pour les treize (13) périodes de production de l'année précédente.

américain pour s'approvisionner bien que, encadrés par l'office. Toutefois, ces œufs redirigés vers la transformation requerraient un prélevé plus important sur chaque douzaine d'œufs vendu sur le marché de table. En 1981, le prélevé était de 2.5 cents/douzaine et prévoyait un niveau moyen de mise en marché à 525000 douzaines par semaine selon la capacité du marché de table. Toutefois, dans l'entente qui a suivi en janvier 1982, le niveau du prélevé n'a pas été pris en considération et aucun plafond n'était prévu. Ce qui de toute évidence, cadrait avec le contexte de la consommation qui ne laissait pas entrevoir une croissance de la demande pour les ovoproduits. Dans la structure de demande des marchés canadien et américain, les ovoproduits demeuraient encore l'apanage des industriels dans leur processus de fabrication d'autres aliments. Notamment la consommation annuelle per capita américaine d'ovoproduits se situait seulement à 2.63 douzaines d'œufs sur une consommation totale d'œufs per capita de 24.1 douzaines, soit 10.9%. Parallèlement, elle n'était que de 1.18 douzaines, soit 6.07% du total de la consommation per capita d'œufs qui était à 19.51 douzaines sur le marché canadien. Par ailleurs, l'utilisation marginale des œufs décoquillés était destinée aux besoins de la transformation et la surtransformation[9]. Les œufs n'étaient qu'un intrant intermédiaire dans la production de biens de consommation alimentaires ou autres. En somme, le coût d'opportunité relié au choix de ce prix se limitait à un prélevé de 2,5 cents par douzaine d'œufs, payé par le consommateur et destiné au fond pour financer les œufs destinés à la transformation. Ce cadre et ce mécanisme de prix sont restés les mêmes jusqu'à la fin des années quatre-vingts.

La fin des années quatre-vingt-dix a vu la structure de la demande d'œufs se modifier de part et d'autre de la frontière, suivant les tendances de la consommation; l'utilisation des ovoproduits s'est accrue grâce. Elle s'est faite progressivement sur le marché canadien suivant les tendances de la consommation à travers une hausse de la restauration hors-foyer et des aliments préparés et s'est transmise à la filière par le biais de la demande des réseaux de l'hôtellerie, de la restauration et des institutions (HRI). Cela a entrainé une propension à consommer des ovoproduits en augmentation. La part des ovoproduits consommés s'est accrue à 4 douzaines, soit 26.49% du total de la

[9] Ce sont des spécialistes de la pâtisserie et autres produits de boulangerie ainsi que des industries alimentaires (pâte, sauces, mayonnaises, autres vinaigrettes, repas surgelés, …). Les œufs décoquillés n'étaient qu'un bien intermédiaire dans la production d'autres biens alimentaires ou autre.

consommation per capita d'œufs qui était à 15.1 douzaines en 2008. Le marché des œufs décoquillés a évolué et développé une clientèle qui lui est propre avec une demande soutenue par l'essor des réseaux HRI. Cette même tendance est observée de façon plus soutenue sur le marché américain. La part des ovoproduits consommés a augmenté en 2008 passant à 6,43 douzaines, soit 30.98% du total de la consommation d'œufs per capita qui était à 20,74 douzaines par an. Face à cette nouvelle tendance, l'industrie américaine s'est démarquée de celle canadienne par une forte spécialisation aboutissant à des structures de production différenciées pour répondre aux besoins grandissant de l'industrie ovocole. Les prix des différentes catégories d'œufs ont entamé une chute notoire notamment l'indice Urner-Barry[10] qui à partir de la fin des années quatre-vingt-dix entamait une tendance baissière. À l'instar de la demande sur le marché américain, la tendance vers les ovoproduits s'est aussi manifestée au Canada mais aucune restructuration n'a été faite au sein de la structure de production ou dans la mise en marché collective.

La demande en œufs décoquillés requiert aujourd'hui plus de 30% de l'approvisionnement national en œufs et fait face à une structure de production toujours orientée prioritairement vers un approvisionnement du marché de table. De fait, elle est restée la même mais réussit de moins en moins à satisfaire la demande pour la transformation malgré la mise en place d'un programme de produit industriel (PPI). Ainsi, à la fin des années quatre-vingt-dix, chaque province bénéficiait d'un quota de production spécifiquement pour les œufs destinés à la transformation (ODT) dans l'optique de contrer un recours croissant aux importations. Ce programme qui venait s'ajouter aux surplus du marché de table et aux œufs impropres à la consommation pour augmenter l'approvisionnement des décoquilleurs, demeurait insuffisant. Les raisons de l'insuffisance de ce programme sont reliées à la structure de prix dont il est tributaire, d'autant plus que cette dernière demeure la même que celle de 1982. Elle est toujours basée sur le prix américain qui non seulement demeure en dessous des coûts de production canadiens mais subit aussi une tendance baissière outre ses nombreuses fluctuations. Cela expliquerait le manque d'intérêt des producteurs potentiels envers les PPI et/ou quotas spécifiquement destinés à la transformation même s'ils sont

---

[10] L'indice Urner-Barry de la région centrale.

accessibles sans coûts. Notons également que depuis le début des années deux-mille, le prélevé destiné à financer les œufs décoquillés indique une tendance à la hausse, dopé par l'appréciation du dollar canadien. Le système de détermination des prix des œufs destinés à la transformation ne semble plus adapté aux nouvelles réalités de l'industrie. Les effets conjugués de la restructuration de la demande et de l'inertie du système de gestion des œufs décoquillés ont atteint leurs limites.

Problématique

En moins d'un demi-siècle, la demande pour les œufs a été modifiée, la consommation d'ovoproduits passant de 10% à plus de 30% de la consommation totale. Son rôle historique de valve de sécurité et de contrôle de qualité dûment assumé, cette industrie offre aujourd'hui à la filière l'éventualité d'une expansion de sa production sur un marché indépendant de celui de table avec une demande qui lui est propre. Toutefois les œufs déclassés et destinés à la transformation sont encore transigés selon l'entente de mise en marché de 1982 qui calque le prix du marché américain basé sur l'indice Urner-Barry. Or, ce dernier semble s'éloigner de plus en plus des coûts de production canadiens entrainant une hausse continue du prélevé ou subside destiné à financer les œufs destinés à la transformation. L'enjeu financier lié à leur actuelle gestion est devenu crucial, de part son importance croissante. De surcroit, le prix américain qui sert de référence outre sa tendance baissière, présente d'incessante fluctuations. Ces dernières, importées sur le marché canadien par le biais du mécanisme de mise en marché actuel, entrainent une instabilité de la structure des prix des œufs décoquillés qui contraste avec la relative stabilité de la structure des prix des œufs de table. Nonobstant les effets transmis à cette dernière structure via le prélevé, cette instabilité due aux fluctuations du prix américain représente un enjeu de taille au niveau des transformateurs dans la planification de leurs opérations. De toute évidence, face à l'intensification des échanges, le coût d'opportunité du mécanisme actuel de mise en marché basé sur le prix américain demeure bien réel car au sein de l'industrie, opèrent encore des transformateurs évoluant dans des marchés de compétitions aux chapitres des exportations et / ou des importations. Toutefois notre questionnement est d'abord relatif à la représentativité du prix américain utilisé sur le marché canadien en l'occurrence l'indice Urner-Barry. Ce mécanisme de découverte de prix, dont la

représentativité est souvent questionnée aux États-Unis à cause de son manque de transparence et de l'absence de marché de référence (spot market) transigeant des volumes significatifs, est-il représentatif des conditions réelles du marche américain? D'autre part, sur le marché canadien, la décision d'établir une formule basée sur l'indice Urner-Barry n'a jamais été sérieusement questionnée, suivant les changements structuraux ayant affecté le secteur de la production d'œufs aux États-Unis et ceux de la demande au Canada. Le contexte de mise en place du mécanisme de fixation des prix pour les œufs destinés au décoquillage au Canada ne semble plus être approprié. Néanmoins tout changement à ce mécanisme devra reposer sur une référence de prix des œufs au États-Unis, ne serait-ce que pour des raisons de compétitivité. Une meilleure connaissance de la qualité ou de la représentativité du prix Urner-Barry prend donc toute son importance.

Revue de littérature

Dans son ensemble, la littérature sur les mécanismes de découverte du prix des œufs a été initiée par un constat généralisé de la recrudescence des contrats de production dans le secteur agricole. Cela a eu comme conséquence une déstructuration des institutions où pouvaient être déterminés les prix. Toutefois l'existence de plusieurs mécanismes susceptibles de se substituer à cette détermination de prix a engendré une littérature abondante. Au sein de la filière ovocole, les hypothèses de base de cette littérature ont été construites à partir de l'inquiétude des producteurs par rapport aux indices publiés par Urner-Barry soupçonnés de sous-estimer le prix d'équilibre réel. Cela a amené certains intervenants du marché à vouloir utiliser les transactions observées sur le ECI à la base des formules de prix pour les contrats. D'autres défendaient les indices Urner-Barry soutenant une absence de transactions pour certaines journées au niveau du ECI. Cela s'ajoutait aux écarts entre les prix dus aux réactions exagérées suite aux déséquilibres régionaux de court-terme. L'enjeu du débat sur la découverte du prix des œufs reposait sur une problématique, celle de la représentativité. Rogers et Voss (1971), Millers et Masters (1973) puis Miller et Helmreich (1976) avaient fourni une argumentation exhaustive en faveur du ECI. L'hypothèse a été formalisée par Bessler et Schrader (1980) énonçant que si une série de

prix produite par l'un des mécanismes de découverte de prix s'avéraient être prédicatrice de l'autre série de prix produite par un autre mécanisme de découverte de prix alors celle qui prédit devrait être considérer comme la référence de base pour la formation de prix des contrats.

Subséquemment les questions de recherche se sont axées autour de la même hypothèse, tentant d'évaluer l'acuité et l'efficacité de l'un ou de l'autre des mécanismes de découverte de prix excluant toute complémentarité possible. Les résultats des trois principales études menées ne font pas l'unanimité envers l'un ou l'autre des mécanismes de découverte de prix pour le valider à travers le temps. Pour Bessler et Schrader (1980), auteurs de la première et soutenant l'hypothèse[11] déduite des observations de Miller et Master (1973)[12] et partant des données[13] bihebdomadaires des années 1977 et 1978; la série de prix du EMEC s'était avérée être prédicatrice de la série de prix des publications Urner-Barry. Leurs conclusions suggéraient une plus grande prise en considération des transactions du ECI afin d'améliorer l'acuité et la précision du Urner-Barry pour soutenir sa légitimité[14].

Cette étude, répliquée par Bessler, Schrader et Preston (1985) avec les mêmes données, avaient confirmé les précédents résultats. Mais appliquée aux données de 1979 à 1982, les résultats obtenus révélaient d'une part un changement dans le sens du lien de causalité. Les indices des publications Urner-Barry étaient prédicatrices des prix du ECI. D'autre part ces changements apparents dans la direction de la causalité ont conduit à l'extension de l'analyse. L'indice du ECI a été fragmenté selon les régions du Midwest et de l'Eastern permettant ainsi de démontrer que l'indice du Midwest semblait plus sensible aux ajustements tenant compte du changement perçu dans le volume des transactions du

---

[11] L'hypothèse émise par Miller et Masters (1973) et reprise dans les études qui ont suivi, définissait le ECI comme un marché pouvant permettre de regrouper les transactions éparses observées sur les marchés locaux et régionaux à l'échelle nationale.

[12] Millers et Master ont été des pionniers dans l'analyse des mécanismes de prix au-delà de l'aspect théorique des hypothèses reportées par Rogers et Voss dans "*Reading on egg prices*"à travers différentes publications dont "*A Short-Run Price Prediction Model for Eggs*"

[13]Les données issues des transactions négociées et observées sur le marché du ECI ont été traduites en un indice par le EMEC

[14] Les recherches menées dans la construction et l'utilisation des séries de prix au producteur en projection de prix pour les membres de l'UEP ont commencé au début de 1970. Le National Egg Price Study Committee a suggéré dan s une étude parue en mai 1970 que Urner Barry devrait combiner l'information avec United Egg Producers afin d'éviter les doubles emplois et d'améliorer le mécanisme de découverte de prix Ce document avait inspiré celui de Miller et Master qui ont décrit la structure du United.Egg.Producer et présenté une analyse du cadre théorique et de l'efficacité du système dans la projection des prix.

marché du ECI. Parallèlement, ils ont aussi conclu que toutes les transactions tendant à influencer le prix étaient issues de l'Eastern, suggérant ainsi l'acuité et l'efficacité de l'indice du Midwest qui devait être pris en considération dans une plus large part dans la formulation de l'indice du Urner-Barry. Par ailleurs, ils énonçaient aussi certaines limites méthodologiques suggérant l'utilisation de l'analyse vectorielle pour mieux cerner les effets des prix.

Au demeurant, l'inquiétude des producteurs par rapport aux indices du Urner-Barry soupçonnés de sous-estimer le prix d'équilibre réel demeurait toujours. De plus, la restructuration du secteur des œufs s'est poursuivie, si bien qu'au milieu des années quatre-vingt-dix, plus de 90% de la production américaine était sous intégration verticale. Notons également que le marché du ECI est beaucoup plus actif suite à la révision des opérations en 1984 et l'essor et l'accessibilité plus accrue des moyens technologiques favorisant la communication de l'information. Ces différents facteurs ont motivé Maynard, avec les données journalières disponibles entre janvier 1994 et novembre 1995 à réévaluer le lien de causalité. Son étude et les conclusions auxquels il aboutissait apportaient plus d'informations quant aux sens que pouvait avoir la causalité qui n'était pas la même selon qu'une hausse ou une baisse de prix s'amorçait. En effet les résultats mettent en évidence une causalité réciproque pendant les baisses de prix et un leadership des prix du ECI. Quant au délai, l'auteur apporte une réponse précise pendant les hausses de prix. Les valeurs du ECI permettaient de prédire 3 jours à l'avance celle de Urner-Barry. Toutefois pendant les baisses de prix Maynard s'en remet à la statistique inférant sur les volumes de transactions. Il suppose que les résultats tendent à soutenir que le volume des échanges est à son maximum avant que ne s'amorce une chute de prix durant laquelle on observe que très peu de transactions. Il demeure dubitatif quant à une possible manipulation du marché par les producteurs et n'émet qu'un ensemble de conversation soutenant cette hypothèse qu'il étaye avec le refus de transiger en public quand le prix est en baisse, ce qui avait motivé la dissolution du Egg Market Evaluation Committee en 1984.

Bien qu'il n'y ait pas une unanimité envers l'un ou l'autre des mécanismes de découverte de prix à travers le temps, ces études s'accordent sur deux constats. D'abord la structure du marché est caractérisée par une forte prédominance des contrats de production

avec des formules de prix basées sur les indices Urner-Barry. En effet, l'indice serait utilisé pour plus de 95% de la production américaine que nous considérons comme le marché primaire des œufs. Ensuite le second constat concerne l'importance à accorder au marché du ECI dans l'élaboration des indices du Urner-Barry. Autrement depuis la dernière étude faite par Maynard en 1995, beaucoup de choses ont changé tant au niveau des institutions qu'au niveau de la filière elle-même.

Contexte actuel des échanges sur le marché américain

Le marché du ECI tout comme les publications Urner Barry ont vu leurs opérations évoluer. Au niveau du ECI, le rapport annuel de l'année 1998-1999 faisait état de 22 transactions journalières pour un volume de 46106 boites d'œufs échangées en une journée. Un record s'inscrivant sur une tendance annuelle qui a vu les quantités journalières échangées augmenter considérablement suite au *«Trading Credit Program»*[15] instauré en 1995. Pour l'année fiscale de 1998-1999, 4,5 millions de boites de 30 douzaines ont été transigées par le marché du ECI alors que celle précédente n'avait comptabilisé que 3,6 millions de boites. Dans les dernières années cette quantité n'a de cesse augmenté de façon globale tant au niveau des transactions que des volumes échangés. Cela témoigne de l'importance que prend le marché ECI comme le montre le tableau 1.

Tableau 1: Évolution du nombre et du volume des transactions du ECI de 2005 à 2010

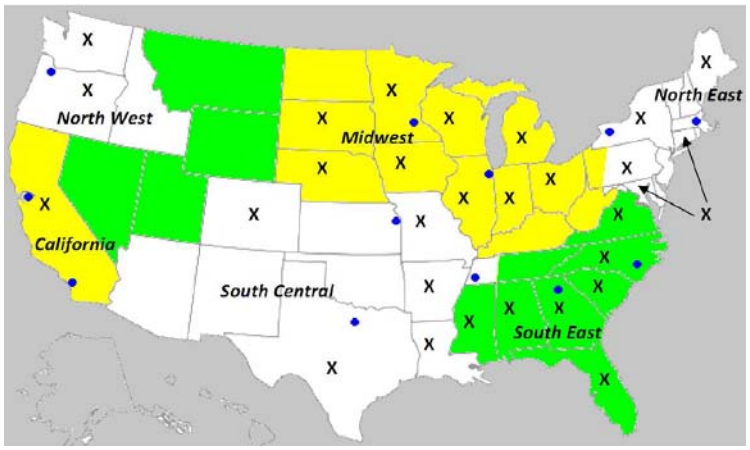
Année	Nombre de transactions	Variation annuelle en pourcentage	Volume échangé	Variation annuelle en pourcentage
2005	4145	N/D	16296123	N/D
2006	5309	28,08%	14715035	-9,70%
2007	5588	5,26%	18117934	23,13%
2008	5985	7,10%	21923821	21,01%
2009	6898	15,25%	30094459	37,27%
2010	7324	6,18%	29327054	-2,55%

Résultats compilées à partir des calculs de consolidation des indices

[15]ECI instituted the Trading Credits Program about 4 years ago, and it rewards the trading membership by returning excess profits in the next Fiscal Year. Through this program ECI returned $190,000 in 1996, $110,000 in 1997, $300,000 in 1998, and has allotted $360,000 for 1999. This is an indication of the growth and success of ECI's trading program.

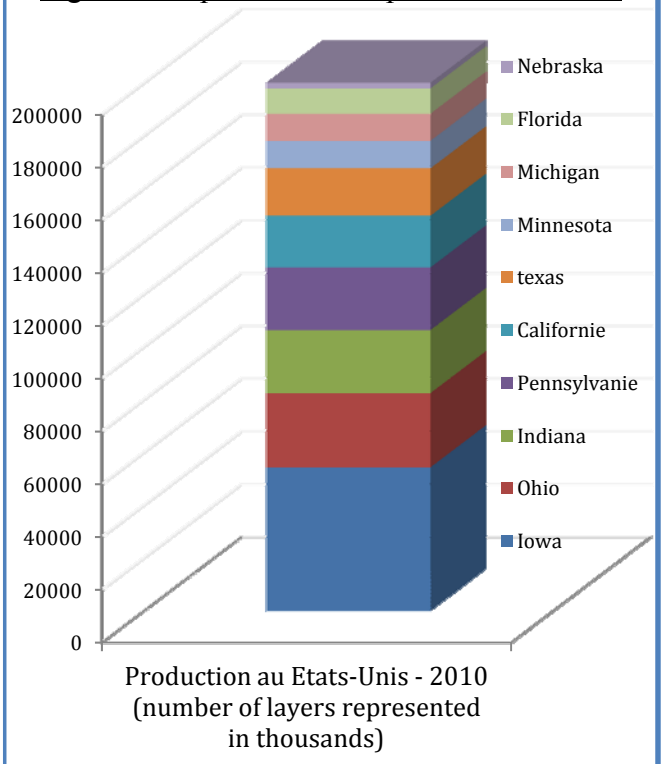
Au niveau des publications Urner-Barry, mécanisme de découverte des prix dont les indices sont à la base des formules de prix auxquelles le marché primaire est assujetti, les documents consultés ne font pas état d'une plus grande prise en considérations des transactions qui se déroulent sur le marché secondaire du ECI. Toutefois lors d'échanges avec l'exécutif des producteurs d'œufs du Canada, client des publications Urner Barry, certaines informations nous ont été données concernant l'indice NRBS. Dans les années quatre-vingts, Urner-Barry publiait encore 4 indices de prix pour les régions de l'est et du centre dont le South Central, le South East, le North East et le Midwest. L'Ouest du pays et le bassin californien particulièrement relevait des indices publiés par l'Agricultural Marketing Service département du ministère américain de l'agriculture (United State Department of Agriculture). Ces prix publiés pour ces différentes régions, comme déjà évoqué dans notre revue de littérature, sont déterminés et mis à jour grâce à des enquêtes réalisées auprès d'intervenants situés à différents niveaux au sein de la filière et tenant compte des régions. L'existence de 4 indices pouvant avoir des écarts à considérer et dus aux disparités régionales tant au niveau des intrants de production qu'au niveau de la distribution tenant compte des distances, était justifiée par l'étendue du territoire couvert par Urner Barry comme le montre la figure 1.

Figure 1 : Carte des régions définie par Urner-Barry



Toutefois dans les années quatre-vingt-dix, la restructuration de l'industrie ovocole a entrainé une spécialisation avec des structures de production dédiées uniquement à la transformation et une autre vers le marché de table. Cela a entrainé un déplacement des régions de production vers de nouveaux centres de production comme l'Iowa, l'Ohio, l'Indiana, la Pennsylvanie, le Texas, le Michigan, le Minnesota et le Nebraska (figure 2). Cette concentration de la production vers ces régions a entrainé une polarisation des transactions observées entre le centre et l'Est amenant Urner Barry à réorganiser ses publications. En effet depuis milieu des années quatre-vingt-dix, les indices de prix des régions du South Central, et du Midwest ont été fusionné pour donner un nouvel indice, le UB Central pour les régions situées dans ce nouveau centre de production avec des états tels que l'Iowa, du Texas, du Minnesota et du Nebraska. Les indices du North East et du South East ont donné l'indice UB Eastern regroupant les centres de production situés plus à l'est du territoire couvert par Urner Barry tels que l'Ohio, l'Indiana, la Pennsylvanie et le Michigan.

Figure 2: Répartition de la production d'œufs



La dernière décennie a vue l'apogée de cette restructuration avec des mégas centre de production tel que l'Iowa qui monopolise plus du quart de la production nationale. Et plus de 60% des transactions s'étant déroulé sur le marché du ECI a impliqué le Midwest ou le South Central. Depuis le 04 août 2011, Urner Barry publie un seul indice de prix, le UB National. Cela a été fait pour les mêmes raisons qu'au milieu des années quatre-vingt-dix suivant la tendance de la concentration verticale au sein de l'industrie mais surtout

l'insuffisance de transactions justifiant l'existence de 2 indices de prix. La dernière conférence annuelle fait état des objectifs suivants qui sont poursuivis :

- ✓ *To report timely, accurate, unbiased price quotations and market conditions.*
- ✓ *To maximize returns on egg marketing and production.*

Dans la réalisation de ses objectifs, la formulation des indices présente des avantages comme aussi des inconvénients qui sont cités ci-dessous.

Advantages

- ✓ *Established*
- ✓ *Trusted*
- ✓ *Accurate*
- ✓ *Traders Know How to Work With it*

Disadvantages

- ✓ *Growing Discounts*
- ✓ *Trading Relationships / Back-of-the-Market*

Toutefois, aucun détail n'est fourni quant à la formulation elle-même des indices. Ils précisent dans un des documents, analyser toutes les opportunités afin d'établir les indices selon la logique de la théorie des prix de sorte à ce que chacun des agents soit indifférent entre acheter aujourd'hui et demain. Dans les alternatives qu'ils présentent comme substitut de l'actuelle formulation des indices, chacun a des avantages mais aussi des inconvénients et les conclusions sont présentés ci-dessous.

- ✓ *Current price discovery model complicated but proven*
- ✓ *No other model would have significantly changed current market values*
- ✓ *UB is exploring alternative methods*
- ✓ *There are significant advantages & disadvantages to each idea*
- ✓ *Index will continue to be developed "in house"Further discussion is warranted, particularly given enhanced eggs*

De façon globale et comme déjà évoqué dans les paragraphes précédents, la filière ovocole américaine a entrepris depuis le début des années quatre-vingt-dix une restructuration qui différencie les structures de production selon les marchés. Dans notre étude nous utilisons des données Urner Barry et ECI pour la transformation parce que notre intérêt porte d'abord sur l'utilisation de cet indice pour les œufs décoquillés sur le marché canadien. Il est important de remarquer que depuis le milieu des années quatre-vingt-dix, période de prix étudiée par Maynard, la restructuration du marché des œufs s'est poursuivie. Les marchés de la transformation et ceux de table sont maintenant distincts ont une clientèle qui leur est propre. Cette situation au sein de la filière redéfinit le contexte dans lequel les prix

des ovoproduits ont évolué et les interactions qu'ils peuvent engendrer. Les données disponibles, bien que limitées, devraient néanmoins nous permettre de vérifier les interactions de prix dans le contexte actuel de l'industrie ovocole américaine et de définir des objectifs de recherche présentés dans la prochaine partie.

Objectifs

Les indices publiés par les publications Urner-Barry et les transactions du ECI sont les deux mécanismes de découverte de prix prééminents qui coexistent dans la filière ovocole américaine depuis plus d'un demi-siècle. De fait, ils s'auto influencent de façon très significative comme l'ont souligné les auteurs cités dans la revue de littérature. Les données des années 1977-1978 ont démontré que les prix découverts sur le marché du ECI était prédicateurs des indices publiés par Urner-Barry une semaine et demie à l'avance alors que ceux de 1979 à 1982, suivant les changements au calcul de l'indice en arrivaient à une causalité inverse dans un délai assez similaire. D'ailleurs, ce délai est à relativiser d'autant plus que ces prix et indices ne paraissait que de façon hebdomadaire. L'étude de Maynard réalisée avec des données journalières de 1994 à 1995 a conclu un effet de causalité dans les deux sens selon que soit amorcée une hausse ou une chute des prix *«feedback relationship»*. Les prix découverts sur le marché du ECI étaient prédicateurs des indices publiés par Urner-Barry d'au plus 3 jours pendant les hausses de prix. D'autre part, durant les chutes des prix les deux s'auto influencent fortement. Notons que le volume des transactions est devenu plus important sur le marché du ECI, ceci aura vraisemblablement un impact sur le délai existant entre les prix découverts et ceux publiés. Notons également que plus de 95% de la production américaine d'œufs est transigée sous contrat avec des formules de prix basées sur les indices Urner-Barry. Quant au 5% des transactions restantes, 80% de celles-ci se déroulent dans le cadre du marché du ECI. Ces échanges en marge des contrats permettent un ajustement de court-terme impliquant d'ailleurs des transactions instantanées ou en prévision de fluctuations futures du marché.

Données

Les données disponibles obtenues des publications Urner Barry et du ECI se concentrent sur les œufs de catégorie Nest Run Breaking Stock (NRBS[16]). Nous avons pu construire une base de données de 4700 transactions du marché du ECI impliquant 6 régions[17], réalisées entre le 05 janvier 2005 au 31 décembre 2010. Des publications Urner-Barry, les prix obtenus pour les œufs concernent la région du centre (Central) et de l'est (Eastern). Ces séries, ajustées à celles du ECI, couvrent une période allant du 01 janvier 2005 au 01 août 2008 pour les régions du centre et de l'est. Du 04 août 2008 au 31 décembre 2010, une seule série de prix est disponible des publications Urner-Barry, c'est le UB National qui couvre l'ensemble du territoire. Afin de pouvoir effectuer des tests sur ces séries de prix, nous devons effectuer une consolidation sur une base commune.

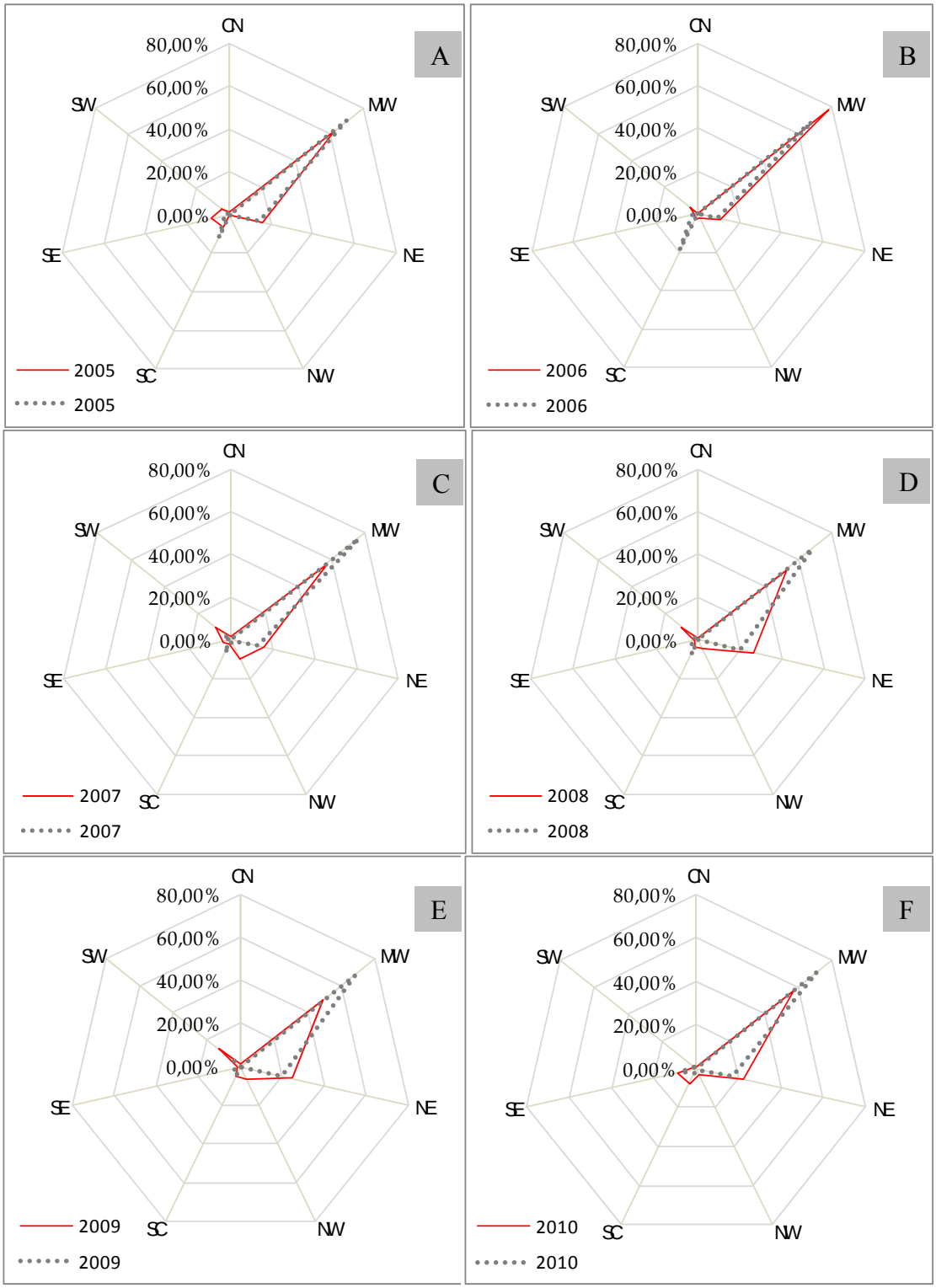
Tel que défini par Henderson puis Tomek (1980), le nombre de transaction contribue à accroitre l'acuité du mécanisme de découverte de prix. Chacune des six régions transigeant sur le marché du ECI peut être impliquée dans une transaction comme acheteur ou vendeur. Les diagrammes (A, B, C, D, E et F) de la répartition de ces transactions entre acheteurs (—) et vendeurs (•••) selon les années (2005, 2006, 2007, 2008, 2009 et 2010) sont présentés à la figure 3 de la page suivante. Il nous permet de faire le constat de la polarisation des transactions et du flux des échanges entre les régions du Midwest et le Northeast tel que l'ont évoqué Bessler, Schrader et Preston (1985).

---

[16] Cette catégorie reçoit tous les œufs quel que soit leur classification mais avec la particularité de ne pouvoir être vendu sur le marché de table pour différentes raisons.
[17] Voir figure 1 en page 34.

Figure 3: Répartition des transactions entre acheteurs (—) et vendeurs (•••) sur le marché du ECI

Légende: MW : Midwest; NE : NorthEast; NW : Northwest; SC : SouthCentral; SE : SouthEast; SW : SouthWest; CN : Canada



Entre 2005 et 2010, deux transactions sur trois impliquent la région du Midwest et une sur cinq implique celle du Northeast. Bien qu'il y ait 6 régions en plus du marché canadien transigeant sur le marché du ECI, l'activité de certaines régions (Midwest, Northeast) est prédominante comparativement à d'autres (Northwest, South Central, Southeast et Southwest). De plus, certaines d'entre elles peuvent être absentes dudit marché sur des périodes assez longues et cela explique la difficulté à mettre à jour leurs indices de prix. Il s'ensuit que le niveau des prix observé sur une longue période montre des fluctuations pour les indices de prix des régions du Midwest et du Northest comparativement à la relative stabilité de celles des régions du Northwest, South Central, Southeast et Southwest, qui ne fluctuent que très peu; dû au faible nombre de transactions, mais de façon plus accentuée.

Par ailleurs, un des défis que pose la problématique relève de la consolidation des prix quotidiens, découverts sur le marché du ECI ou publié par Urner-Barry, en un indice journalier afin de les comparer. Pour rappel, le marché électronique du ECI regroupe les transactions de 6 régions différentes et les prix découverts doivent être agrégés en un seul indice. Parallèlement, les deux indices publiés par Urner-Barry aussi doivent être agrégés pour être comparé à l'indice du ECI ainsi formé. À l'instar de Maynard, la consolidation des prix Urner-Barry en un seul indice journalier s'est faite par une somme des indices de chacune des régions pondérés par le ratio de ces échanges sur le marché du ECI. Toutefois au lieu d'utiliser les données fiscales dans les rapports annuels nous avons utilisé les transactions complétées qui nous ont été transmises par le ECI. Nous avons aussi procéder à la séparation des séries sur les cycles de hausse «*upswings*» et de baisse de prix «*downswing*» afin de pouvoir observer leurs comportements[18]. Toutefois, à l'opposé de

Maynard[19], nous avons déterminé les tendances moyennes mensuelles par mois regroupés[20]. Si le prix découvert sur le marché du ECI pour une journée donnée est plus

---

[18] Maynard (1995) faisait remarquer un comportement stratégique des intervenants du marché selon les cycles de prix. Considérant le volume des transactions, lors des baisses de prix il suggérait que ces derniers se retiraient du marché pour compléter leurs transactions en privé afin d'éviter que le prix transigé ne soit observé par le Urner-Barry.

[19] Maynard a utilisé leurs différences premières et considéré les signes de celles-ci. Si elle était positive pour une journée, elle se voyait assignée une valeur positive (1) et était marquée pour la série de upswing. Inversement, quand elle était négative, une valeur nulle (0) était assignée et marquée pour la série de dowswing. Une telle procédure présente l'avantage de tout de suite générer des séries stationnaires mais elle ne répertorie pas fidèlement les cycles de hausse et de baisse. En effet pour des journées consécutives, présentant des niveaux de prix plus élevés que la moyenne et variant dans une période donnée, la différence première peut être négative sans pour

grand que la moyenne, la valeur 1 est générée et d'autre part s'il est plus petit la valeur 0 est générée.Donc la valeur 1 correspond au «*upswing*» et 0 «*dowswing*». L'avantage de la procédure est dans la représentativité de chaque observation comme un palier dans une construction segmentée en portions d'évolution selon qu'elle soutient une hausse ou baisse du prix. Il importe maintenant de choisir les outils économétriques appropriés afin de faire refléter tous les effets induits au niveau de l'acuité et de la sensibilité des prix.

Tableau 2: Statistiques descriptives des données du marché et des variables d'intérêt

Période	Var. d'intérêt	Description	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
1ère (01-01-05 au 04-08-08)	ECI	Données brutes	2661	. 4967	. 3381	0	1.35
	ECI 1	Données consolidées	909	.4945	.2885	.11	1.35
	ECI 1 UP	Données Upswings	441	.5394	.2813	.2191	1.35
	ECI 1 DW	Données Downswings	468	.4546	.2899	.11	1.13
	UB EASTERN	Données brutes	909	.4889	. 2684	.21	1.13
	UB CENTRAL	Données brutes	909	. 4961	.2739	.21	1.16
	UB 1	Données consolidées	909	.4979	.2659	.21	1.13
	UB 1 UP	Données Upswings	386	.5238	.2810	.2205	1.13
	UB 1 DW	Données Downswings	523	.4613	.2511	.2106	1.11
2nde (04-08-08 au 31-12-10)	ECI 2	Données brutes	2041	. 5132	.1798	.16	.95
	ECI **2**	Données consolidées	615	.5150	.1656	.18	.92
	ECI 2 UP	Données Upswings	287	.6052	.1625	.38	.92
	ECI 2 DW	Données Downswings	328	.4612	.1368	.18	.85
	UB NATIONAL	Données brutes	615	. 5122	. 1507	.31	.89
	$UB_{national}$(*)	Données consolidées	615	.5132	.1512	.31	.89
	UB 2 UP	Données Upswings	253	.5829	.1519	.37	.89
	UB 2 DW	Données Downswings	362	.4645	.1304	.31	.86

Calculs réalisés et combinés avec l'aide des logiciels STATA et EXCEL.Les données du ECI bien que disponibles sur toute la période étudiée (I & II) ont été divisé en 2 parties suivant le changement au niveau des publications Urner-Barry.

autant traduire une baisse. Les différences premières auraient tendance à considérer tous les paliers inférieurs construisant la hausse comme des downswings alors qu'ils sont partie intégrante de la hausse.

[20] À titre d'illustration, nous avons regroupé les transactions observées pendant tous les mois de janvier afin de déterminer la tendance moyenne de janvier.

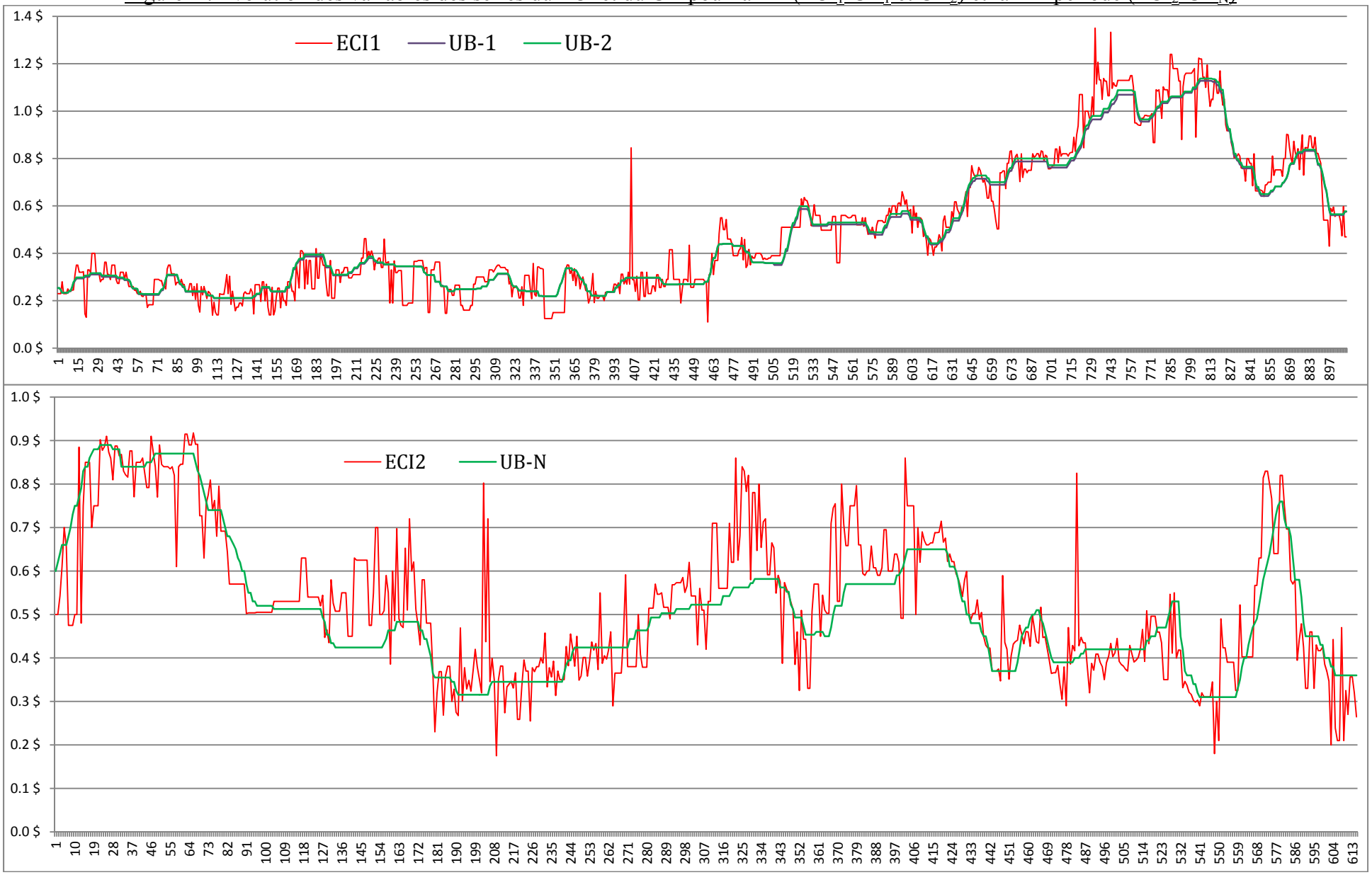
Modélisation de l'analyse de la causalité

La modélisation de la causalité s'articulera suivant les analyses de la stationnarité et de la cointégration des variables. Elles s'inscrivent en préambule de chacun des axes méthodologiques. En effet d'une part à partir du test de stationnarité, définie comme pré requis à l'application des tests de causalité par la méthode de Haugh-Pierce et celle de Granger, l'absence ou la présence de racine unitaire conditionne le type de modélisation et l'estimation des résidus afin procéder à la caractérisation de la causalité au moyen des autocorrélations. D'autre part, la méthode de vectorielle proposée par Sims requiert un même ordre d'intégration testée formellement par une analyse de la cointégration. Dans la prochaine section de ce chapitre, nous procédons d'abord à l'analyse de la stationnarité des variables puis à celle de la cointégration. Ensuite et d'une part, la première évaluation de la causalité par le test des corrélations croisées de **Haugh-Pierce** est complétée après avoir modélisé les processus ARIMA des variables suivant la procédure de Box-Jenkins. La validation[21] des processus après estimation des résidus, permettra d'inférer formellement sur la causalité. D'autre part la modélisation vectorielle, par la méthode proposée par Sims (VAR), permettra de tester formellement la causalité au sens de **Granger** sur les séries différenciées. Ultimement et de façon alternative, la causalité sera évaluée sur les séries non différenciées par la méthode de **Sims** suite à l'analyse de la cointégration par un modèle à correction d'erreur (VECM) et une estimation de la relation de long terme par l'approche de l'approche de Johansen.

---

21 Le modèle idoine devra vérifier différentes propriétés relatives aux coefficients mais aussi et surtout relativement aux résidus de la régression entre autre : minimiser les erreurs standards, présenter des critères d'informations les plus faibles possibles (AIC/BIC), présenter des autocorrélations et autocorrélations partielles non significatives, les résidus doivent correspondre à un bruit blanc $\varepsilon_t \sim BB(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Cette dernière propriété peut être vérifié par la statistique Q de Box et Pierce (1970) par Ljung-Box (1978) qui ne doit pas être significative. Le test statistique de Ljung-Box (1978) en est la version modifiée. L'hypothèse nulle est la suivante : H_0: *les autocorrélations des résidus suivent un bruit blanc* et la statistique $Q = n(n+2)\sum_{i=1}^{k} \frac{ACF(i)^2}{N-i}$ doit être inférieure à $\chi^2(m)$ pour qu'elle ne soit pas rejetée.

Figure 4 : Évolution des variables des séries du ECI et du UB pour la 1ère (ECI_1-UB_1 et UB_2) et la 2nde période (ECI_2-UB_N)



L'analyse de la stationnarité des variables

L'étude de la stationnarité des trois variables montre qu'elles semblent exhiber une tendance commune variable selon les périodes. La figure 4 montre l'évolution des séries de prix du ECI et du Urner-Barry pour la 1ère période (01 janvier 2005 et 01 août 2008) et la 2nde (04 août et 31 décembre 2010). Ces séries semblent non-stationnaires et, du fait de leur apparente évolution similaire, il est légitime de s'intéresser à leur ordre d'intégration. Le test de Dickey-Fuller dont la statistique est la suivante permet de tester l'absence de racine unitaire :

$$\Delta ECI_{index,t} = \emptyset ECI_{index,t-1} + \lambda + \delta_t + \sum_{j=1}^{p} \gamma_j \, \Delta ECI_{index,t-j} + \eta_t$$

L'étude des graphiques ayant égard à la stationnarité des cinq variables montre qu'elles semblent exhiber une tendance commune variable selon les périodes. Ces séries semblent non stationnaires et, du fait de leur apparente évolution similaire, il est légitime de s'intéresser à leur ordre d'intégration. À cette fin, nous avons appliqué le test de Dickey-Fuller Augmenté. Il existe de nombreux test de racine unitaire[22], toutefois dans cette section nous nous limitons à la modélisation du test de Dickey-Fuller augmenté (ADF). Les tests de racines unitaires de Dickey-Fuller (DF), de Phillips-Perron (PP) et celui de stationnarité KPSS ont été opérationnalisés et leurs résultats consignés. De plus nous avons procédé à une analyse confirmatoire afin d'éviter de prioriser l'une ou l'autre des hypothèses nulles. Ces tests ont été appliqués aux séries de prix du ECI (ECI_1 et ECI_2) et ceux du Urner-Barry (UB_1, UB_2 et UB_N) selon les conditions de stationnarité définies telles que suivent :

- La moyenne doit être constante et indépendante du temps[23].
- La variante doit être finie et indépendante du temps
- La fonction d'autocovariance est indépendante du temps[24].
- Le terme d'erreur doit avoir une dynamique stationnaire.

---

[22] Nous faisons volontairement abstraction des tests bayésiens de racine unitaire initiés par Sims (1988), diffusé par Dejong et Whiteman (1991) et Lumbrano (1999) ayant égard à l'à priori utilisé qui favorise la stationnarité comme l'évoque Lardic et Mignon (2002).
[23] $E(Y_t) = E(Y_{t+s}) = \mu, \nabla t \; et \; \nabla s)$
[24] $Cov(Y_t, Y_{t+s}) = \gamma(s)$

Auparavant, nous avons déterminée le nombre de retard optimal pour chacune des séries et procédé au test de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté dans la séquence suivante : modèle avec tendance et constante, modèle sans tendance avec constante et modèle sans tendance ni constante. Les résultats du tableau 3 indiquent que les séries n'ont ni tendance ni constante significative. Le test ADF par un modèle sans tendance ni constante, pour chaque série, n'a pas vu l'hypothèse nulle de non-stationnarité être rejetée. Autrement la valeur des **t-statistique** associées au coefficient Ø des valeurs retardées sont supérieures aux *valeurs critiques* tabulées par Dickey-Fuller au seuil de 5%. Nous avons procédé au test de stationnarité de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin. Contrairement au précédent test, l'hypothèse nulle des séries est supposée stationnaire. Les précédents résultats ont été confirmés et dans chacun des cas l'hypothèse nulle de stationnarité à été rejetée.

Tableau 3 : Résultat des tests de racine unitaire (ADF) pour les séries

Séries	**Nombre de retards**	**Modèle avec tendance et constante**		**Modèle sans tendance avec constante**	***Modèle sans tendance ni constante***	**Test sur H_0 5%**	**Conclusions**
		Tendance	Constante	Constante	T-statistique	T-statistique	
ECI_1	1	**1,69**	**0,35**	**0,76**	**1,153**	**1,153**	Racine unitaire
		(2,78)	*(3,08)*	*(2,52)*	*(-1,95)*	*(-1,95)*	
UB_1	3	**-0,33**	**0,95**	**0,91**	**0,509**	**0,509**	Racine unitaire
		(2,78)	*(3,08)*	*(2,52)*	*(-1,95)*	*(-1,95)*	
UB_2	3	**-0,24**	**1,06**	**1.03**	**0,531**	**0,531**	Racine unitaire
		(2,78)	*(3,08)*	*(2,52)*	*(-1,95)*	*(-1,95)*	
ECI_2	2	**-0,61**	**2,50**	**2,95***	**N/A**	**-2,872**	Racine unitaire
		(2,78)	*(3,08)*	*(2,52)*	**N/A**	(-2,88)	
UB_N	3	**1,84**	**-1,89**	**-0,79**	**-0,245**	**-0,245**	Racine unitaire
		(2,78)	*(3,08)*	*(2,52)*	*(-1,95)*	*(-1,95)*	

Nous avons procéder à la différenciation $(Y_t - Y_{t-1})$ des séries et repris les mêmes procédures. Les résultats du tableau 4 montrent que les séries en différence première ($dECI_1$, $dECI_2$, dUB_1, dUB_2 et dUB_N) sont stationnaires et intégrées d'ordre 1, ce qui implique que l'hypothèse H_0 est rejetée. En effet la valeur estimée de la **t-statistique** de chacune des séries est inférieure à la *valeur critique* tabulée par Dickey-Fuller au seuil de 1 et 5%. Ces résultats sont confirmés par le test KPSS.

Tableau 4 : Résultat des tests de racine unitaire (ADF) pour les séries différenciées

Séries	**Nombre de retards**	**Modèle avec tendance et constante**	**Modèle sans tendance avec constante**	***Modèle sans tendance ni constante***	**Test sur H_0 5%**	**Conclusions**

		Tendance	Constante	Constante	T-statistique	T-statistique	
$dECI_1$	1	**0,45**	**0,42**	**1,60**	**-18,429***	**-18,429**	Absence de
		(2,78)	*(3,08)*	*(2,52)*	*(-1,95)*	*(-1,95)*	racine unitaire
dUB_1	2	**-0,64**	**1,00**	**0,89**	**-14,453***	**-14,453**	Absence de
		(2,78)	*(3,08)*	*(2,52)*	*(-1,95)*	*(-1,95)*	racine unitaire
dUB_2	2	**-0,68**	**1,07**	**0,96**	**-14,218***	**-14,218**	Absence de
		(2,78)	*(3,08)*	*(2,52)*	*(-1,95)*	*(-1,95)*	racine unitaire
$dECI_2$	2	**0,22**	**-0,52**	**-0,66**	**-9,096***	**-9,096**	Absence de
		(2,78)	*(3,08)*	*(2,52)*	*(-1,95)*	*(-1,95)*	racine unitaire
dUB_N	2	**1,30**	**-1,35**	**-0,46**	**-8,092***	**-8,092**	Absence de
		(2,78)	*(3,08)*	*(2,52)*	*(-1,95)*	*(-1,95)*	racine unitaire

L'analyse de la cointégration des variables

En nous appuyant sur les graphiques et les précédents tests de stationnarité, les séries du ECI et du Urner-Barry semblent exhiber une tendance commune sur les deux période. En effet elles présentent les signes caractéristiques d'une non-stationnarité et, du fait de leur apparente évolution similaire, il serait juste de vérifier la cointégration entre elles. Le terme de cointégration a été introduit par Granger en 1981. Le test afférant permet de vérifier des relations stables à long terme tout en analysant conjointement la dynamique de court terme de nos séries par un modèle vectoriel (VEC) qui intègre leurs évolutions de court terme et de long terme. Tel qu'évoqué par Tamini (2003), nos séries pourraient suivre des processus aléatoire non-stationnaires et converger vers une relation stable de long terme et toute déviation de cette relation ne serait que temporaire. Cela rend l'étude des cycles pertinents d'autant plus que leurs relations à long terme ne sont pas prises en charge par les précédents modèles, d'où la nécessité d'utiliser un modèle lié à la théorie de la cointégration ou modèle à correction d'erreur.

La présence d'une relation d'équilibre entre les variables est testée formellement à l'aide de procédures statistiques, dont les plus utilisées sont celle de Engle-Granger (1987) et de Johansen (1988, 1991). En effectuant les tests ADF, nous avons obtenu les résultats relatifs à l'ordre d'intégration. Les séries (ECI_1, ECI_2, UB_1, UB_2 et UB_N) ont le même ordre d'intégration, $I(1)$. Cela justifie l'utilisation du test de cointégration qui requiert comme condition nécessaire d'utilisation que toutes les variables soient du même ordre d'intégration. L'analyse de ce dernier, peut être validée par un test de rang de cointégration des variables pour les modèles bivariés (ECI_1-UB_1, ECI_1-UB_2 et ECI_2-UB_N) dont la combinaison linéaire s'écrit :

$$ECI_{1,t} = \alpha_{UB_1} + \beta_{UB_1} UB_{1,t} + z_{UB_1}$$

β_{UB_1} est le coefficient de cointégration. Il est important de noter que cette estimation ne peut être considérée comme une relation de cointégration que si les résidus estimés sont stationnaires. Autrement les régressions sont fallacieuses. Selon la méthode d'Engle et Granger, le test de cointégration se fait en deux étapes. La première est une estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires de la relation de long terme. La seconde est un test sur les résidus. Pour cette dernière[25], plusieurs tests de cointégration ou test de stationnarité des résidus sont disponibles à cet effet. Si l'hypothèse nulle d'absence de cointégration, est rejetée alors on pourra déduire de la cointégration des séries et procéder à l'estimation du modèle à correction d'erreur. Selon la méthode de Johansen, le test de cointégration inclut l'éventualité où les séries sont stationnaires et par le même test l'éventualité de la racine unitaire. Dans cette modélisation des séries en niveau (sans différenciation) nous évoquerons le test de rang de cointégration est basé sur une comparaison des maxima de vraisemblance et deux statistiques : les «*eigenvalues*» maximum et la trace.

L'analyse des résidus de la régression par la méthode des moindres carrés relations de long terme des séries (ECI_1-UB_1, ECI_1-UB_2 et ECI_2-UB_N) montre qu'elles présentent des autocorrélations. En effet les statistiques de Durbin-Watson correspondantes sont inférieures à 1,2 équivalent à la limite inférieure de l'intervalle de confiance (5%). Les relations ne peuvent être considérées comme des relations de cointégration. Toutefois il est important de noter que la régression par les moindres carrées ordinaires est limitative car les estimateurs pour les paramètres sont fortement biaisés bien que cohérents. De plus la présence d'une racine unitaire nous amène à privilégier la procédure de Sims avec un modèle à correction d'erreur prenant en charge la présence d'une racine unitaire et inférant des relations de cointégration significatives. Par ailleurs, ces derniers résultats nous apportent une information cruciale relative à la nature des résidus. Cela nous amène à considérer une variante de la régression des moindres carrés ordinaires modélisant les résidus issus des processus ARIMA dont la stationnarité est avérée.

---

[25] Pour tester les résidus, plusieurs statistiques sont disponibles : Durbin et Watson / Durbin et Dickey-Fuller, Dickey-Fuller Augmenté.

En bref, l'analyse de la stationnarité et de la cointégration nous amènent à reconsidérer notre modélisation de l'évaluation de la causalité entre nos variables. Nous compléterons d'abord le test de corrélation de Haugh-Pierce après notre estimation ARIMA puis la régression linéaire par la méthode des moindres carrés ordinaires ou généralisés si les résidus présentent des autocorrélations. Finalement la modélisation vectorielle avec un modèle à correction d'erreur avec l'approche de Johansen sera entreprise.

Modélisation de la causalité après différenciation des séries

Modélisation de la causalité par les corrélations croisées de résidus

L'estimation de processus ARIMA (*p, d, q*) par la procédure de Box-Jenkins

Le concept de séries temporelles est né de l'analyse de l'évolution ponctuelle des variables au travers du temps. Son application semble principalement restreinte à deux catégories de modèles. La première considèrent les données comme seule fonction du temps ($X_t = f(t)$) et s'appuie sur un déterminisme temporel strict tandis que la seconde suppose une fonction itérative prenant en considération les valeurs qui précédent ($X_t = f(X_{t-1}, X_{t-2}, \dots)$). C'est notamment le cas des modèles ARIMA (*AutoRegressive Integrated Moving Average*) développés par Box et Jenkins (1976). Ne s'appliquant qu'aux séries stationnaires, elles permettent une modélisation des dépendances à court-terme dans les séries. Lardic et Mignon (2002) précise qu'ajuster un processus ARIMA (p, d, q) sur une série non stationnaire X_t est équivalent à ajuster un processus ARMA (p, q) sur la série stationnaire$(1-L)^d X_t$. Donc les processus ARMA (p, q) sont un cas particulier des processus ARIMA (p, d, q) dans lesquels $d = 0$. D'ailleurs Wold (1954) a déjà démontré que les séries stationnaires peuvent être représentées par les processus ARMA (p, q) d'où la nécessité de déterminer l'ordre de différenciation d des séries. Dans la précédente étape, les tests ADF nous ont permis de déterminer l'ordre de différenciation des séries (ECI_1-UB_1, ECI_1-UB_2 et ECI_2-UB_N) comme étant $I(1)$. Nous pouvons procéder à l'estimation des paramètres paramètres autorégressifs p et de moyenne mobile q.

Les outils utilisés pour les identifier sont les corrélogrammes d'autocorrélations et d'autocorrélations partielles. Pour obtenir un modèle parcimonieux, stable et convergent de

chacune des séries, de nombreuses expérimentations avec différents modèles alternatifs se sont avérés nécessaires. Nous avons tenu compte de la significativité des paramètres, des critères d'information les plus faibles, de la matrice de covariance (*OPG*[26]), la minimisation des erreurs standards, des processus ARIMA et des résidus. Le tableau 5 présente un résumé de l'estimation des processus pour chacune des séries. La série ECI de la première période est estimée par un processus ARIMA (0, 1, 3) et la seconde par un ARIMA (0, 1, 4). La série Urner-Barry quant à elle est estimée par un processus ARIMA saisonnier[27] (2, 1, 2, 1) pour la première période et (1, 1, 1, 1)) pour la seconde.

Tableau 5 : Résumé des résultats de l'estimation des processus ARIMA (p, d, q)

Série ARIMA (p,d,q) *retards*	L pseudo L Akaike IC *Baysian IC*	Coeff.AR(p) t-statistic *Valeur. Crit*	Coef.MA(q) t-statistic *Valeur. Crit*	Constante t-statistic *Valeur. Crit*	E-Type ε_t Cov ε_t (OPG) *Valeur. Crit.*	$\varepsilon_t \sim BB(0, \sigma_\varepsilon^2)$ Prob>χ^2 *Valeur. Crit*
ECI_1 (0, 1, 3) *3*	971,0345 -1933.152 *-1905.685*	- - *(0,05)*	-0,3650* 0,0000 *(0,05)*	0,0122 0,462 *(0,05)*	0,0614* 0,0037 *(0,05)*	H_0 : $\boldsymbol{\varepsilon_t \sim BB}$ 0,13 *(0,05)*
UB_1 (2, 1, 2, 1)[28]	1779.038 -3550.448 *-3533.349*	-.1317 0.567 *(0,05)*	-.4142 0.122 *(0,05)*	.0002 0.550 *(0,05)*	.0080* 0.0005 *(0,05)*	H_0 : $\boldsymbol{\varepsilon_t \sim BB}$ 0.9983 *(0,05)*
UB_2 (1, 1, 1, 1) *2*	1762.322 -3518.645 *-3505.821*	-.1107* 0,0000 *(0,05)*	-.4362 0.110 *(0,05)*	.0002 0.499 *(0,05)*	.0083* 0.0002 *(0,05)*	H_0 : $\boldsymbol{\varepsilon_t \sim BB}$ 0.9988 *(0,05)*
ECI_2 (0, 1, 4)	502.754 -995.5081 - *-974.5668*	- - *(0,05)*	-.5265 0.000 *(0,05)*	- - *(0,05)*	.0823* .0037* *(0,05)*	H_0 : $\boldsymbol{\varepsilon_t \sim BB}$ 0.1559 *(0,05)*
UB_N (0, 1, 3)	1130.437 -2252.874 -2237.319	.0762 0.348 *(0,05)*	-1.0009* 0.000 *(0,05)*	-.0004 0.230 *(0,05)*	.0085* .0009* *(0,05)*	H_0 : $\boldsymbol{\varepsilon_t \sim BB}$ 1.0000 *(0,05)*

(*)Significatif à un niveau de confiance à 5%

Les résidus de l'ensemble des processus, tel que déjà mentionnés, doivent suivre un bruit blanc. Cette condition assujettie à la stabilité des modèles estimés est aussi requise pour tester formellement la causalité au sens de Haugh-Pierce. La statistique utilisée est celle de Ljung-Box ou *Q-statistique*. Le non-rejet de l'hypothèse nulle d'absence de corrélation

---

[26] Dans le manuel STATA release 11 – Time serie - Bollerslev, Engle et Nelson (1994) suggère l'utilisation de l'estimation du Outer product of gradients (OPG) pour la comparaison des estimations ARIMA comme étant plus stable que les dérivées des calculs afférents au maximum de vraisemblance (Likelihood) ou tout autant le filtre de Kalman.

[27] arima variable, arima(1,1,1) sarima(1,1,1,1) vce(robust)

[28] SARIMA (#P, #D, #Q, #s), *is an alternative, shorthand notation for specifying the multiplicative seasonal components of models with ARMA disturbances. The dependent variable and any independent variables are lag-#s seasonally differenced #D times, and 1 through #P seasonal lags of autoregressive terms and 1 through #Q seasonal lags of moving-average terms are included in the model.*

requiert que la valeur de la statistique soit plus grande que la valeur critique (seuil de 5%). Pour chacun des modèles estimés, la dernière colonne du tableau 5 montre que l'hypothèse nulle ne peut être rejetée. Les statistiques nous permettent d'inférer que les résidus des modèles semblent tous suivre un bruit blanc. Nous pouvons donc formellement tester les corrélations croisées entre nos résidus.

Évaluation de la causalité par les corrélations croisées (test de Haugh-Pierce)

La corrélation mesure le degré de liaison de l'évolution de deux variables ou séries temporelles. Elle est exprimée selon une valeur comprise entre -1 et 1. Une corrélation dont la valeur est proche de 1 exprime une évolution liée des variables ou séries avec un mouvement d'ensemble dans la même direction ou co-mouvement, significatif alors qu'une valeur proche de -1 exprime un mouvement en direction opposé des variables ou séries bien que l'évolution demeure liée. Selon la statistique l'équation suivante permet d'évaluer ce degré :

$$Corr(X,Y) = \frac{Cov\ (X,Y)}{\sigma_X \sigma_Y} = \frac{E\ ((X-\mu_X)(Y-\mu_Y))}{\sigma_X \sigma_Y}$$

La corrélation croisée quant à elle est une mesure de la similarité des deux variables dans leur évolution temporelle. C'est une estimation du degré de superposition à un nombre de décalage près et à cet effet, le coefficient de corrélation estimé sur différents décalages, devient une mesure de la superposition des variables. Significativement et selon son signe, elle traduit l'influence d'une série sur l'autre. Donc en faisant la régression des résidus de la série du ECI sur ceux du Urner-Barry, les coefficients observés permettront d'inférer sur le sens de la causalité entre les deux, c'est le test de corrélations croisées de Haugh-Pierce. Les hypothèses du test et la statistique sont ci-dessous.

$$\begin{cases} H_0\text{: } \hat{\varepsilon}_{UB} \text{ et } \hat{\varepsilon}_{\mathrm{ECI}} \text{ sont indépendants} \\ H_1\text{: } \hat{\varepsilon}_{UB} \text{ et } \hat{\varepsilon}_{\mathrm{ECI}} \text{ ne sont pas indépendants} \end{cases} \quad \text{et} \quad U_m = n\sum_{i=1}^{m} r_k^2$$

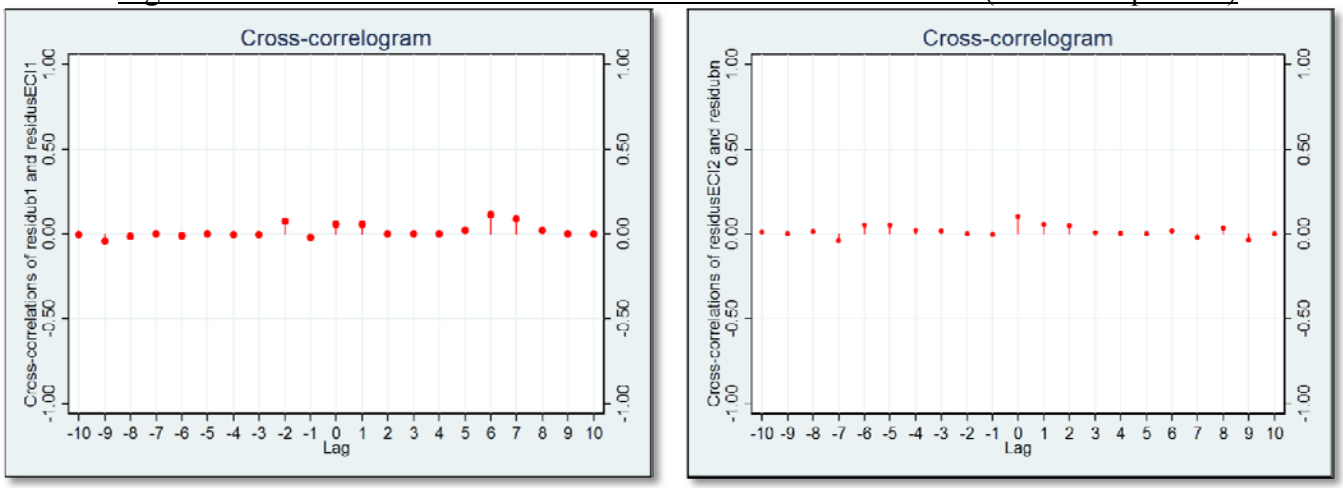
avec $r_k$désignant l'estimation de la corrélation croisée au décalage k et n le nombre d'observations. U_m est la somme des carrés des corrélations croisées entre les résidus estimés pour des décalages. Les corrélations croisées sont testées suivant les décalages de m ($-10 < m < 10$). Sous H_0 la statistique du test, U suit la loi du Khi-Deux (χ^2) avec m

degrés de liberté. H_0 est rejetée pour $U_m \neq 0 \sim \chi^2(m)$ et les cas suivants peuvent être observés lors de la régression des résidus de la série du ECI sur ceux du Urner-Barry :

- Pour les décalages positifs ($0 < m < 10$), toute corrélation croisée positive et significative est une évidence que la série ECI est prédicatrice de la série UB.
- Pour les décalages négatifs ($-10 < m < 0$), toute corrélation croisée positive et significative une évidence que la série UB est prédicatrice de la série ECI.
- La présence de corrélations croisées pour des décalages positifs et négatifs simultanément impliquent une réciprocité des effets des séries (feed-back)[29].

Dans STATA, la commande pour tester formellement les corrélations croisées est –*xcorr*–. La figure 5 montre les graphiques des corrélations croisées de la 1ère et de la 2nde période et les valeurs sont consignées dans tableau 6.

Figure 5 : Corrélations croisées des résidus du ECI sur ceux du UB (1ère et 2nde période)



L'approximation asymptotique de l'erreur standard des corrélations croisées pour la première période est 1/(909) ½ et 1/(615) ½ pour la seconde. Des valeurs positives et **significatives** ont été observées pour les corrélations croisées à un niveau de 5% pour les décalages -9, **-2, 0, +1, +6, 7**, pour la 1ère période et aux décalages -7, **-6, -5,** -4, **0, +1, +2,**

[29] Ce pourrait être aussi interpréter comme un pouvoir prédictif mutuel que les séries ont entre elles «two-way feedback). Pour ce faire, il faudrait que nous observions d'abord pour la régression des résidus du ECI sur ceux du UB des décalages significatifs tant positif (valeurs futures) que négatifs (valeurs passées) pris séparément ensuite que ces même résultats soient observés pour la régression des résidus du UB sur ceux du ECI avec des décalages significatifs sur les valeurs passées et futures.

+6 +7, +8, et +9. La présence de corrélations croisées positives et significatives aux décalages positifs et négatifs suggère une causalité réciproque entre le ECI et Urner-Barry.

Tableau 6 : Test de causalité de Granger par les corrélations croisées des résidus

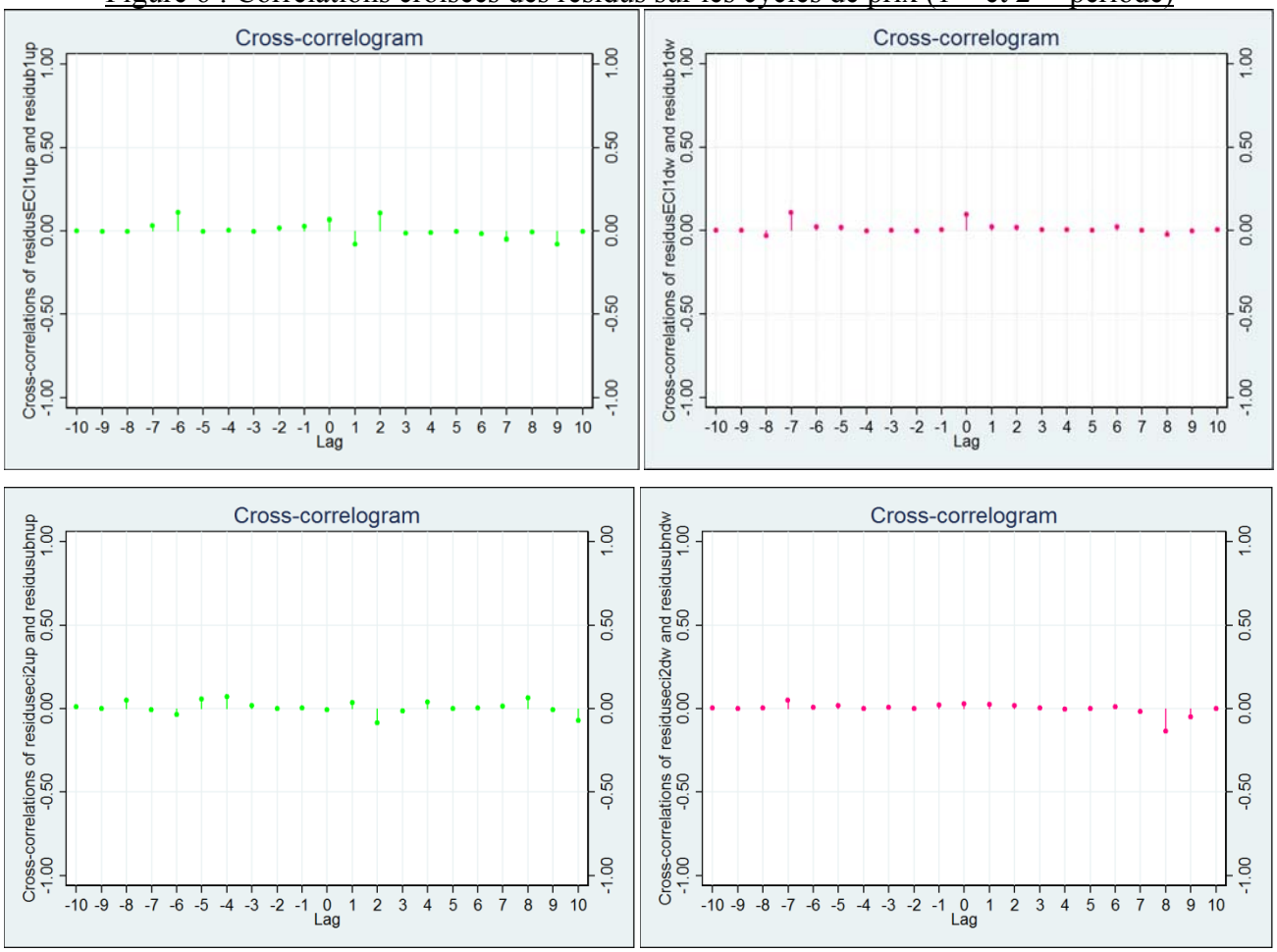
	1ère période						2nde période					
	Séries		Hausse de prix		Baisse de prix		Séries		Hausse des prix		Baisse des prix	
Retard	Corr.-crois.	U-Stat.	Corr.-crois.	U-Stat.	Corr.-crois.	U-Stat.	Corr.-crois.	U-Stat.	Corr.-crois.	U-Stat.	Corr.-crois.	U-Stat.
-10	-0.0031		-0,0001		0,0015		0,0105		0,0109		0,0021	
-9	-0.0433		-0,0019		-0,0015		-0,0002		-0,0001		0,0003	
-8	-0.0146		-0,0027		-0,0307		0,0145		0,048		0,0018	
-7	-0.0018		0,0337		0,1075		-0,0389		-0,007		0,0505	
-6	-0.0121		0,1087		0,0214		0,0528		-0,036		0,0074	
-5	-0.0006		-0,0032		0,018		0,0535		0,0551		0,0192	
-4	-0.0027		0,0018		-0,0021		0,0199		0,0716		0,0015	
-3	-0.0026		-0,0048		0,0012		0,0166		0,0184		0,0068	
-2	0.0758		0,0161		-0,0022		0,0002		0,0001		-0,0002	
-1	-0.0215		0,0298		0,0048		-0,0025		0,0032		0,0197	
0	0,0575		0,0676		0,097		0,1041		-0,0072		0,0283	
1	0.0578		-0,0786		0,0211		0,0563		0,035		0,0233	
2	0.0006		0,1061		0,0176		0,0489		-0,0852		0,0176	
3	-0.0008		-0,0142		0,0043		0,0063		-0,0155		0,0044	
4	-0.0016		-0,0112		0,0046		0,0048		0,0376		-0,0025	
5	0.0225		-0,0041		0,0013		-0,0001		-0,0003		0,0017	
6	0.1148		-0,0174		0,0203		0,0175		0,0046		0,0108	
7	0.0878		-0,0491		-0,0014		-0,0229		0,013		-0,0192	
8	0.0226		-0,0082		-0,0232		0,0355		0,0638		-0,1368	
9	0.0012		-0,0779		-0,0029		-0,0349		-0,0058		-0,0481	
10	-0.0003		-0,003		0,0049		0,0015		-0,0703		0,0004	

Corrélations croisées significative à un niveau de confiance de 5%.

Toutefois, bien que présente sur les deux périodes, il est important de noter que cette réciprocité entre les séries se caractérise différemment. En effet, il y a un impact significatif, positif et immédiat de la série du ECI sur celle du Urner-Barry lors des deux périodes. Cela est une évidence que la série ECI prédit sans délai la série Urner-Barry. L'effet inverse est aussi remarqué toutefois avec un délai d'une journée pour la première période et 4 jours pour la seconde. Autrement, la série du Urner-Barry prédirait celle du ECI avec un retard de 4 jours selon les données les plus récentes.

Afin de valider ces résultats, nous avons aussi procéder au test de Haugh-Pierce sur les cycles de prix[30]. Les estimations ARIMA[31] ont été réalisé. Les tests de corrélations croisées entre les résidus du ECI et du Urner-Barry estimés sur les cycles de hausse et de baisse de prix ont été complétés. Les graphiques sont présentés à la figure 6 (les cycles de hausse en vert et ceux de baisse sont en rose).

Figure 6 : Corrélations croisées des résidus sur les cycles de prix (1ère et 2nde période)



La relation de causalité réciproque observée pour les résidus des séries semblent se confirmer sur les résidus estimés des séries en cycle de hausse de prix. En effet des corrélations croisées **significative** sont notées aux décalages -7, **-6,** -2, -1, **0, 1, 2,** 7 et 9

[30] La méthode statistique utilisée pour séparer nos séries en cycle de prix («*upswings*»- «*downswings*») est proposée dans la section *Données*

[31] Pour la première période le cycle de hausse du ECI est estimé par un ARIMA (1, 1, 2) et la baisse par un ARIMA (1, 1, 1). La série Urner-Barry est estimée par un processus saisonnier (1, 1, 1, 1) pour la hausse de prix et (1, 1, 2, 1) pour la baisse des prix. Pour la seconde période, les cycles de hausse et de baisse des séries ECI et Urner-Barry sont respectivement estimées par (0, 1, 4), (1, 1, 4), (1, 1, 1, 1) et (1, 1, 2, 1). Les résidus suivent un bruit blanc selon les tests réalisés.

pour la première et -8, -6, **-5, -4,** 1, **2,** 4, **8** et **10** pour la seconde période. Cela confirme le précédant résultat d'un effet immédiat, significatif et positif de la série du ECI sur celle du Urner-Barry. L'effet inverse aussi est confirmé avec une prédiction de la série du ECI par celle du Urner-Barry sur les cycles de hausse avec un décalage pouvant varier d'une à 6 journées pour la première période et de 3 jours selon la seconde. Les résidus estimés sur les baisses de prix présentent des corrélations croisées **significative** sur très peu de décalages : **-7** et 0 pour la première période et **-7**, -1, 0, 1, **8** et 9 pour la seconde.

Maynard avait trouvé que les séries du ECI et du Urner-Barry avaient une causalité réciproque et une analyse plus exhaustive sur les cycles de prix lui avait permis de valider la réciprocité lors des baisses de prix et un leadership du ECI sur les cycles de hausse. Nos résultats tendent à confirmer ses conclusions toutefois sur les cycles la relation entre le Urner-Barry et le ECI semble avoir changé. Les hausses de prix confirment causalité réciproque mais sur les baisses de prix, il serait statistiquement juste de dire que le ECI est leader sur le marché. Toutefois, très peu de corrélations croisées sont observées pour pouvoir conclure significativement.

Tableau 7 : Résumé comparatif des résultats des études pour le test de Haugh-Pierce

	Maynard	*1ère période*	*2nde période*
Séries	Causalité réciproque	Causalité réciproque	Causalité réciproque
Upswing	ECI cause UB	Causalité réciproque	Causalité réciproque
Downswing	Causalité réciproque	ECI cause UB	ECI cause UB

Modélisation de la causalité des séries

Modélisation de la causalité par les MCO

Dans la précédente méthode d'évaluation de la causalité par le test de Haugh-Pierce, nous avons estimé les résidus des séries pour la première et la seconde période mais aussi sur les cycles de prix. Ceux-ci ne présentaient aucune autocorrélation et semblaient suivre un bruit blanc. Cela nous permet de procéder à la seconde évaluation de la causalité par la méthode des moindres carrés ordinaires. Cette approche tronquée de la procédure d'Engle et Granger nous permet de caractériser la causalité par l'explication de la variabilité d'une série par l'autre à travers leurs résidus. Dans la procédure, elle consiste à régresser chaque d'une série sur ses propres valeurs passées et les valeurs passées, courante et futures (décalages positifs et négatifs) de l'autre afin d'estimer et d'inférer statistiquement sur les coefficients obtenus. Si ceux-ci sont statistiquement et significativement différents de 0 par le test de Fisher, nous pourront ainsi évaluer la portion de la variation qui est expliquée et inférer significativement sur la causalité et sa direction. L'hypothèse nulle testée est la nullité des coefficients des valeurs retardées et ou futures. Elle est rejetée si la statistique F est significative avec une probabilité supérieure au niveau de confiance de 5%[32].

La régression du ECI définie comme variable dépendante sur les valeurs futures du Urner-Barry comme variables explicatives; a donné des résultats significatifs. En effet, les coefficients des valeurs futures du Urner-Barry se sont avérées significatives au seuil de 5% avec des statistiques F = 2,10 (0,1023) et F = 0,14 (0,9373) respectivement pour la première et la seconde période toutefois nous avons obtenu des R^2 très faibles (3,26% et 0,37%). L'hypothèse nulle que les coefficients sur les valeurs futures sont nuls est fortement rejetée donc nous pouvons inférer que **la série ECI cause celle du UB**. Afin de confirmer ce résultat, nous avons procéder à la régression du Urner-Barry comme variable dépendante sur les valeurs passées du ECI comme variables explicatives pour la première et la seconde période. Les statistiques de Fisher respectivement 2,18 (0,0920) et 1,30 (0,2739) sont significatives pour les périodes avec des R^2 de 3,91% et 6,75%, permettant de rejeter

l'hypothèse nulle. La régression de la variable ECI sur celles passées du Urner-Barry pour la première période ont démontré que la série UB ne cause pas celle du ECI toutefois la régression inverse avec celle du Urner-Barry définie comme variable dépendante régressée sur les valeurs futures du ECI supporte notre premier résultat du test de Haugh-Pierce quant a la causalité réciproque des séries. Pour la seconde période, les résultats statistiques observés sont significatifs et permettent d'inférer que **la série UB cause celle du ECI** pour la première et la seconde période. Le tableau 7 donne un résumé des résultats statistiques obtenus.

Tableau 8 : Régressions linéaires sur les cycles de prix

	Var. endogène	Var. exogène	**F-stat**	Prob > F	Q-stat	R^2	retard sign.	Concl.	Causalité de Granger
1ère période	ECI_1	UB_1 futures	**2,10***	0,1023	1,0000	3,26%	1er	Rejet H_0	ECI cause UB
		UB_1 passées	**4,15**	0,0032	1,0000	3,77%	1er	Non-Rejet H_0	UB ne cause pas ECI
	UB_1	ECI_1 futures	**0,39***	0,7637	1,0000	0,71%	-	Rejet H_0	UB cause ECI
		ECI_1 passées	**2,18***	0,0920	1,0000	3,91%	2nd	Rejet H_0	ECI cause UB
2nde période	ECI_2	UB_2 futures	**0,14***	0,9373	1,0000	0,37%	-	Rejet H_0	ECI cause UB
		UB_2 passées	**0,05***	0,9537	1,0000	0,09%	-	Rejet H_0	UB cause ECI
	UB_2	ECI_2 futures	**0,05***	0,9943	1,0000	0,20%	1	Rejet H_0	UB cause ECI
		ECI_2 passées	**1,30***	0,2739	1,0000	6,75%	-	Rejet H_0	ECI cause UB
Cycle de hausse 1ère période	$ECI_{1\text{-}UP}$	$UB_{1\text{-}UP}$ futures	**2,41***	0,0692	1,0000	4,29%	4ème	Rejet H_0	ECI cause UB
		$UB_{1\text{-}UP}$ passées	**0,52***	0,5977	1,0000	0,63%	-	Rejet H_0	UB cause ECI
	$UB_{1\text{-}UP}$	$ECI_{1\text{-}UP}$ futures	**0,22***	0,8834	0,9995	0,91%	-	Rejet H_0	UB cause ECI
		$ECI_{1\text{-}UP}$ passées	**5,36**	0,0015	0,1652	10,64%	0, 2, 4	Non-Rejet H_0	ECI ne cause pas UB
Cycle de baisse de la 1ère période	$ECI_{1\text{-}DW}$	$UB_{1\text{-}DW}$ futures	**3,42**	0,0186	0,9900	6%	1er	Non-Rejet H_0	ECI ne cause pas UB
		$UB_{1\text{-}DW}$ passées	**3,17**	0,0448	1,0000	3,76%	1er	Non-Rejet H_0	UB ne cause pas ECI
	$UB_{1\text{-}DW}$	$ECI_{1\text{-}DW}$ futures	**1,47***	0,2236	1,0000	5,14%	0, 3ème	Rejet H_0	UB cause ECI
		$ECI_{1\text{-}DW}$ passées	**2,45***	0,0653	1,0000	6,77%	0, 4ème	Rejet H_0	ECI cause UB
Cycle de hausse 2nde période	$ECI_{2\text{-}UP}$	$UB_{2\text{-}UP}$ futures	**1,45***	0,2317	1,0000	3,81%	-	Rejet H_0	ECI cause UB
		$UB_{2\text{-}UP}$ passées	**0,79***	0,4575	1,0000	1,40%	-	Rejet H_0	UB cause ECI
	$UB_{2\text{-}UP}$	$ECI_{2\text{-}UP}$ futures	**2,40***	0,0545	1,0000	10,42%	3ème	Rejet H_0	UB cause ECI
		$ECI_{2\text{-}UP}$ passées	**0,92***	0,4570	1,0000	3,33%	-	Rejet H_0	ECI cause UB
Cycle de baisse de la 2nde période	$ECI_{2\text{-}DW}$	$UB_{2\text{-}DW}$ futures	**1,34***	0,2638	1,0000	3,54%	1er	Rejet H_0	ECI cause UB
		$UB_{2\text{-}DW}$ passées	**0,60***	0,5531	1,0000	1,06%	-	Rejet H_0	UB cause ECI
	$UB_{2\text{-}DW}$	$ECI_{2\text{-}DW}$ futures	**0,93***	0,4484	0,0001	3,31%	-	Rejet H_0	UB cause ECI
		$ECI_{2\text{-}DW}$ passées	**0,42***	0,7921	1,0000	2,25%	-	Rejet H_0	ECI cause UB

- Les bandes désignent les régressions équivalentes par période. À titre d'exemple la régression du ECI sur les valeurs futures du UB démontrant de l'effet de causalité du ECI sur le UB doit être confirmée par celle du UB sur les valeurs passées du ECI.
- * Statistique significative à 5%
- Les R^2 observés sont faibles dénotant de l'explication des mouvements des variables attribuables à d'autres facteurs que les variables exogènes retenus bien que leur explication ne soit pas négligeable.

Sur les cycles de hausse et de baisse de prix, nous avons consigne les résultats dans le tableau 7. Ces résultats confirment les précédents du test de Haugh-Pierce sur les cycles de

hausse avec une causalité réciproque[33]. Sur les baisses de prix les résultats de la première période ne nous permettent pas de conclure[34] tandis que la seconde période confirme le résultat de causalité réciproque obtenu par Maynard lors des baisses de prix. Toutefois il est important de noter que dans la majorité des régressions, bien que les statistiques de Fisher soient significatives (*F-stat; Prob > F*) et les résidus sans autocorrélations (*Q-statistique ~ 1.0000*), les coefficients de corrélations obtenus sont très faibles. Autrement, l'explication des mouvements des variables définies comme dépendantes est attribuable à des facteurs autres que celles des variables indépendante bien que l'explication qu'elles apportent ne soit pas négligeable. Cela nous amène à considérer la dernière méthode d'évaluation de la causalité par la modélisation vectorielle.

Tableau 9 : Résumé comparatif des résultats des études pour les MCO (*)

Test de causalité		Maynard	1ère période	2nde période
MCO	Séries	Causalité réciproque	Causalité réciproque	Causalité réciproque
	Upswing	ECI cause UB	UB cause ECI **	Causalité réciproque
	Downswing	Causalité réciproque	Causalité réciproque***	Causalité réciproque
HAUGH-PIERCE	Séries	Causalité réciproque	Causalité réciproque	Causalité réciproque
	Upswing	ECI cause UB	Causalité réciproque	Causalité réciproque
	Downswing	Causalité réciproque	UB cause ECI	UB cause ECI

(*) Rappel des résultats obtenus pour les tests de corrélations croisées de Haugh-Pierce
(**) Voir note 37.
(***) Voir note 38

[33] Sauf pour la régression du Urner-Barry sur les valeurs passées du ECI pour le cycle de hausse de la première période. Bien que le R2 soit élevé, les coefficients ne sont pas significatifs au seuil de 1% et 5%.
[34] Aucune des régressions sur le cycle de baisse de la première période n'est validée par sa régression équivalente. Toutefois au seuil de confiance de 1%, la causalité réciproque est avérée.

Modélisation vectorielle de la causalité par l'approche de Johansen

Dans notre modélisation du VAR, nous évoquions l'optique des tests de racine unitaire pour déterminer l'ordre d'intégration de chacune des séries et une estimation des relations de long terme comme le montre les équations que nous avions déjà présentées. Johansen (1991, 1995) a proposé une approche multivariée par un vecteur à correction d'erreur (VECM) qui consiste en deux étapes. La première est la validation de la relation de long terme et ou de cointégration, autrement elle est fallacieuse. Dans la procédure d'Engle et Granger, il s'agissait d'entreprendre la régression des séries stationnaires et d'effectuer un test de sur les résidus (Durbin et Watson / Durbin et Dickey-Fuller, Dickey-Fuller Augmenté). Toutefois dans la procédure de Johansen, le test de cointégration inclut l'éventualité où les séries sont stationnaires et de même, celle de l'éventualité de la présence d'une racine unitaire. La seconde étape quant à elle, est l'estimation du modèle à correction d'erreur. L'analyse simultanée de ces deux étapes est exprimée par la relation suivante :

$$\Delta UB_t = \boldsymbol{\alpha}(\boldsymbol{\beta} UB_{t-1} + \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\rho} t) + \sum_{i=1}^{p-1} \boldsymbol{\Gamma}_i \mathbf{\Delta UB}_{t-i} + \boldsymbol{\gamma} + \boldsymbol{\tau} t + \epsilon_t$$

Le premier terme $\alpha(\beta UB_{t-1} + \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\rho} t)$ désigne la relation de cointégration ou relation de long terme. Le second terme est la correction ou compensation qui sera à déterminer sur le long terme. Cette équation présente différentes caractéristiques d'ajustement aux variables entre autre le $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}$ contenant les coefficients d'ajustement de long terme notés $\boldsymbol{_ce1}$ (sortie STATA), le $\widehat{\boldsymbol{\Gamma}}$ contenant les coefficients d'ajustement de court terme notés selon le 1er, 2nd ou le Nème retard respectivement $\boldsymbol{L.D.}$, $\boldsymbol{L2.D.}$ et $\boldsymbol{Ln.D}$ et le $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ contenant les coefficients de cointégration. L'équation permet aussi une spécification des modèle selon la présence ou absence d'une tendance ($\boldsymbol{\rho} t$) et d'une constante ($\boldsymbol{\mu}$) dans la relation de cointégration jumelée au même cas de figure avec une constante ($\boldsymbol{\gamma}$) et une tendance ($\boldsymbol{\tau} t$) pour la correction de l'erreur de long terme.

L'opérationnalisation de cette procédure de Johansen sur STATA se fait en quelques tests. Les deux premiers s'appliquent au premier terme. Il s'agit d'abord de sélectionner le nombre de retard optimal en vue de procéder au test de rang de cointégration. Ce dernier

complète la définition des paramètres pour l'estimation du modèle à correction d'erreur. Les trois tests suivants consistent à vérifier et valider adéquation du modèle à la série avec un test sur les résidus et les coefficients et un test de stabilité. La dernière consiste à la caractérisation de la causalité avec les fonctions de réponses impulsionnelles.

Test de rang de cointégration

Avant de procéder sur le premier terme de cette équation, expression de la relation de long terme, par un test de rang de cointégration, nous devons déterminer le nombre de retards optimal pour chaque modèle. Les résultats[35] obtenus montrent que les tests de rang de cointégration peuvent être entrepris avec 5 retards pour les modèles bivariés de la première et seconde période (ECI_1 - UB_1, ECI_2 - UB_N). Sur les cycles de prix[36], les hausses subiront un test de rang avec 4 retards tandis que la première série de baisse le sera avec 3 retards et la seconde avec 4. Dans la réalisation du test de rang de cointégration, nous avons procédé de façon séquentielle, et avons imposé des contraintes relatives à la tendance ($\boldsymbol{\rho t}$) et à la constante ($\boldsymbol{\mu}$). L'opérationnalisation repose sur une comparaison des maxima de vraisemblance et deux statistiques : les eigenvalues maximum et la trace (statistique). L'ensemble définit le rang de cointégration. Autrement si le maximum de vraisemblance du modèle non contraint qui inclut la relation de long terme est significativement différent du modèle contraint qui ne l'inclut pas, alors l'hypothèse nulle de non-cointégration (rang zéro) est rejetée. Nous nous attendons à avoir au plus 1 rang et le tableau 10 présente les résultats des tests.

Tableau 10 : Test de rang de cointégration des séries

Variables	Retards	modèle	Rang de cointégration[37]	Eigenvalue	Trace statistic	Valeur critique
ECI_1 - UB_1	5	*rconstant*	1	0,10132	3,4705*	9,42
$ECI_{1\text{-}UP}$ - $UB_{1\text{-}UP}$	5	*rtrend*	1	0,06464	4,0814*	12,25
$ECI_{1\text{-}DW}$ - $UB_{1\text{-}DW}$	2	*rconstant*	1	0,06464	1,6403*	9,42
ECI_2 - UB_2	5	*rtrend*	1	0,06859	8,8040	12,25

[35] Lutkepohl, H., 2005 a démontré que le choix d'un nombre de retard minimisant les critères d'information SBIC et HQIC conduirait à des estimations plus consistantes du nombre de retards comparativement au AIC et le FPE qui auront plus tendance à surestimer le vrai retard avec une probabilité plus élevée même si l'échantillon est grand.

[36] L'application de la procédure de Johansen sur les cycles de prix ne pouvait se faire sans purger les séries des gaps. Dans la procédure, plus technique, il s'agit de créer une série temporelle continue en éliminant les gaps à travers une nouvelle variable générée. Ce faisant, il nous est possible de substituer les séries que nous avions précédemment générées ($ECI_{1\text{-}UP}$, $ECI_{1\text{-}DW}$, $UB_{1\text{-}UP}$, $UB_{1\text{-}DW}$, $ECI_{2\text{-}UP}$, $ECI_{2\text{-}DW}$, $UB_{2\text{-}UP}$ $UB_{2\text{-}DW}$) par des séries temporelles continues sans gap ($UGECI_{1\text{-}UP}$, $UGECI_{1\text{-}DW}$, $UGUB_{1\text{-}UP}$, $UGUB_{1\text{-}DW}$, $UGECI_{2\text{-}UP}$, $UGECI_{2\text{-}DW}$, $UGUB_{2\text{-}UP}$ $UGUB_{2\text{-}DW}$).

[37] Johansen, S. 1995. Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. Oxford: Oxford University Press.

$ECI_{2\text{-}UP}$ - $UB_{2\text{-}UP}$	2	*rtrend*	1	0,07495	3,5252*	12,25
$ECI_{2\text{-}DW}$ - $ECI_{2\text{-}DW}$	1	*rtrend*	1	0,08922	2,6016*	12,25

Les hypothèses nulles d'absence de cointégration pour tous les modèles proposés ont été rejetées. Les traces indiquent une relation de cointégration au seuil de 5% entre les séries du ECI et du Urner-Barry. Donc nous pouvons déduire au moins une impulsion qui sera à identifier et qui aura un effet persistant. Par ailleurs, l'existence de la relation de cointégration justifie l'adoption d'un mécanisme à correction d'erreur.

Estimation des modèles à correction d'erreur

$$\Delta UB_t = \boldsymbol{\alpha\beta UB}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \mathbf{\Gamma}_i \mathbf{\Delta UB}_{t-i} + \mathbf{v} + \boldsymbol{\delta} t + \epsilon_t$$

Cette équation n'est autre que la procédure d'auto-ajustement à long terme des séries par une correction de leurs trajectoires respectives. C'est un modèle à correction d'erreur avec β désignant les paramètres de l'équation de cointégration, α est le coefficient d'ajustement ou encore coefficient de rappel vers l'équilibre de long terme et les coefficients de la relation de court terme. Les termes de la tendance[38] $\mathbf{v}$ et $\boldsymbol{\delta}$ peuvent être exprimés en fonction du coefficient de rappel de sorte à pouvoir imposer des contraintes et procéder à un test de significativité sur cette dernière. Ce modèle traduit la tendance commune entre le ECI et le Urner-Barry à travers leurs interactions courantes et celles sur les valeurs décalées.

Tel qu'attendu, la cointégration des séries est avérée avec une valeur négative et significative. Par ce résultat, nous pouvons dire qu'il existe une relation de causalité à long terme. Les coefficients d'ajustement de long terme sont de signes opposés et présentent des ordres de valeur différente. Nous pouvons inférer que l'ajustement du ECI vers la trajectoire de long terme se fait plus rapidement que celui du UB. Par ailleurs la variation de la valeur courante du ECI est expliquée de façon significative par les 1ers retards des

---

[38] $\mathbf{v} = \boldsymbol{\alpha\mu} + \gamma$ et $\boldsymbol{\delta} t = \boldsymbol{\alpha\rho} t + \boldsymbol{\tau} t$ et l'équation VECM peut être réécrite considérant les différents cas de contraintes possibles (5) : $\Delta UB_t = \boldsymbol{\alpha}(\boldsymbol{\beta UB}_{t-1} + \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\rho} t) + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta UB_{t-i} + \gamma + \boldsymbol{\tau} t + \epsilon_t$ avec $\begin{cases} \boldsymbol{\tau} = \mathbf{0} \\ \boldsymbol{\tau} = \mathbf{0} \text{ et } \boldsymbol{\rho} = \mathbf{0} \\ \boldsymbol{\tau} = \mathbf{0} \text{ et } \boldsymbol{\rho} = \mathbf{0} \text{ et } \boldsymbol{\gamma} = \mathbf{0} \\ \boldsymbol{\tau} = \mathbf{0} \text{ et } \boldsymbol{\rho} = \mathbf{0} \text{ et } \boldsymbol{\gamma} = \mathbf{0} \text{ et } \boldsymbol{\mu} = \mathbf{0} \end{cases}$ et la dernière condition est le cas non contraint. Dans le choix de la spécification, l'eigenvalue le plus élevé parmi les modèles est celui à retenir.

deux séries tandis que celle du UB ne semble être expliquée que par son 1er retard. Cela démontre qu'à court terme, il y a aussi un ajustement qui se fait. Toutefois, la vérification de l'hypothèse commune que tous les coefficients retardés sur les séries en différences premières, apparaissant dans le modèle à correction d'erreur sont nuls doit être effectuée. Cela nous permettra aussi de procéder si nécessaire à un ajustement[39] sur le nombre de retard des séries, au cas échéant, le test de causalité de Granger sera entrepris sur les CACT. C'est une inférence sur la causalité de court terme d'autant plus que la relation de cointégration que nous venons de vérifier est l'expression de la causalité de long terme en utilisant les graphiques des tests sur les résidus et les statistiques de Lagrange. Dans la prochaine étape, nous procéderons au test de stabilité des modèles, aux tests de causalité et à l'évaluation des fonctions de réponses impulsionnelles.

Validation des modèles (résidus, stabilité et retards)

Le VECM comme nous l'avons déjà mentionnée est constitué par une relation de cointégration et un modèle à correction d'erreur. Une fois que la relation de cointégration est validée, il faut vérifier que l'ensemble forme un modèle stable. La stabilité des VECM repose sur 2 conditions : la «*Theory for the moduli of eigenvalues*» et le nombre de retard spécifié. La première suppose que les modèles ne sont stables que si les «***eigenvalues***» remplissent les conditions de stabilité en ayant des racines comprises dans la spécification du nombre d'unité de module imposée par le modèle. Autrement, il faudrait que les modules de chaque «***eigenvalues***» ou racines soient relativement éloignés de spécification imposée pour que les modèles soient stables. La seconde condition peut être vérifiée à travers un test de significativité sur chacun des retards au moyen d'une statistique de F. L'hypothèse conjointe posée suppose que les 4 coefficients de chacun des retards formant notre vecteur ($\hat{\mathbf{\Gamma}}$) ne sont pas significativement différent de 0. Il permet de savoir si ajouter un retard supplémentaire au modèle est nécessaire.

Les résultats obtenus pour les tests de stabilité pour les 6 modèles bivariés n'indiquent pas une mauvaise spécification de leurs paramètres. Les modèles sont stables et respectent tous

---

[39] Dans le cas d'un modèle bivarié pour lequel les résultats du VARSOC n'ont pas permis d'identifier un retard vers lequel convergent tous les critères d'information, ce test permet de départager les retards entre lesquels la répartition des critères s'est faite.

la spécification unitaire[40]. Bien que nous ayant procéder à la détermination du nombre de retard optimal[41] avec l'estimation des modèles, les tests sur les différents retards ont permis d'ajuster et de réévaluer les modèles à correction d'erreur mais aussi d'identifier les retards qui contribuent significativement à l'explication de la variance de la variable indépendante. Les «*p-value*» nous ont amené à retrancher ou augmenter un retard de sorte à définir un modèle idoine. À titre d'illustration, pour la première période, le modèle a été estimé avec 5 retards et les valeurs retardées du UB définies comme variable exogènes ont été trouvées significatives dans l'explication de la variation du ECI. En effet le 1er, le 2nd et le 4ème retard du UB sont significatif mais le 3ème ne l'est pas. Le modèle a été conservé comme tel. Les hypothèses nulles posées et suggérant que les coefficients retardés sont nuls ont été rejetées dans tous les cas.

Test de causalité de Granger

Après avoir testé la stabilité des modèles et la significativité des retards, nous pouvons procéder à la vérification de la causalité de court terme. Les précédents résultats nous ont permis d'ajuster les modèles au niveau du nombre de retards et la causalité de court terme est formellement testée après la modélisation vectorielle au moyen d'une statistique du Chi-carré. La contribution de chaque variable exogène retardée est déterminée ainsi. Les résultats sont résumés dans le tableau 11.

Tableau 11 : Résumé des résultats de la modélisation vectorielle

Séries	Nombre de retards	Retards significatifs	F-statistique	Prob > F	Conclusions	Causalité de Granger
$ECI_1 - UB_1$	5	1, 2, 4	42,21	0,0000	Rejet H_0	UB cause ECI
			3,63	0,4587	Non-rejet H_0	ECI ne cause pas UB
$ECI_{1up} - UB_{1up}$	5		27,51	0,0000	Rejet H_0	UB cause ECI
			2,50	0,6448	Non-rejet H_0	ECI ne cause pas UB
$ECI_{1dw} - UB_{1dw}$	2		4,18	0,0409	Rejet H_0	UB cause ECI
			0,92	0,3378	Non-rejet H_0	ECI ne cause pas UB
$ECI_2 - UB_n$	5		32,00	0,0000	Rejet H_0	UB cause ECI
			3,63	0,4579	Non-rejet H_0	ECI ne cause pas UB
$ECI_{2up} - UB_{nup}$	2		5,54	0,0186	Rejet H_0	UB cause ECI
			0,01	0,9212	Non-rejet H_0	ECI ne cause pas UB

[40] Les résultats des tests de stabilité avec les conditions de stabilité des eigenvalues pour tous les modèles spécifiés est inférieurs à 1 autrement dans le cercle unitaire.

$ECI_{2dw} - UB_{ndw}$	2		5,01	0,0253	Rejet H_0	UB cause ECI
			0,56	0,4536	Non-rejet H_0	ECI ne cause pas UB

La causalité réciproque observée lors des précédentes évaluations de la causalité à travers le test de Haugh-Pierce et la régression des moindres carrés n'est pas vérifiée. Le fait qu'aucune des séries du ECI ne cause aucune des séries du UB semble aberrant. Bien que cela confirme notre seconde hypothèse, cela nous a amené d'abord à nous référer aux fonctions de réponses impulsionnelles qui permettent une décomposition de la variance. Ensuite nous avons entrepris une réévaluation des modèles à correction d'erreur avec un nombre de retard lié à la saisonnalité. Le tableau 12 résume les résultats des 3 méthodes d'évaluations de la causalité.

Tableau 12 : Résumé comparatif des résultats des études pour les MCO (*)

Test de causalité		Maynard	1ère période	2nde période
VECM	Séries	Causalité réciproque	UB cause ECI	UB cause ECI
	Upswing	-	UB cause ECI	UB cause ECI
	Downswing	-	UB cause ECI	UB cause ECI
MCO	Séries	Causalité réciproque	Causalité réciproque	Causalité réciproque
	Upswing	ECI cause UB	UB cause ECI **	Causalité réciproque
	Downswing	Causalité réciproque	Causalité réciproque***	Causalité réciproque
HAUGH-PIERCE	Séries	Causalité réciproque	Causalité réciproque	Causalité réciproque
	Upswing	ECI cause UB	Causalité réciproque	Causalité réciproque
	Downswing	Causalité réciproque	UB cause ECI	UB cause ECI

(*) Rappel des résultats obtenus pour les tests de corrélations croisées de Haugh-Pierce
(**) Voir note 37.
(***) Voir note 38

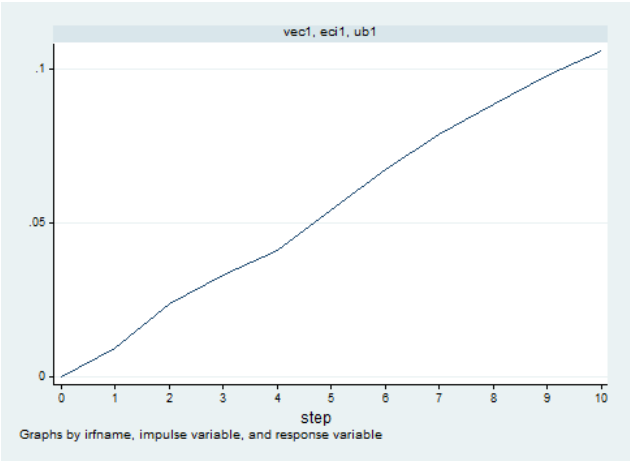
Fonctions de réponses impulsionnelles (FRI)

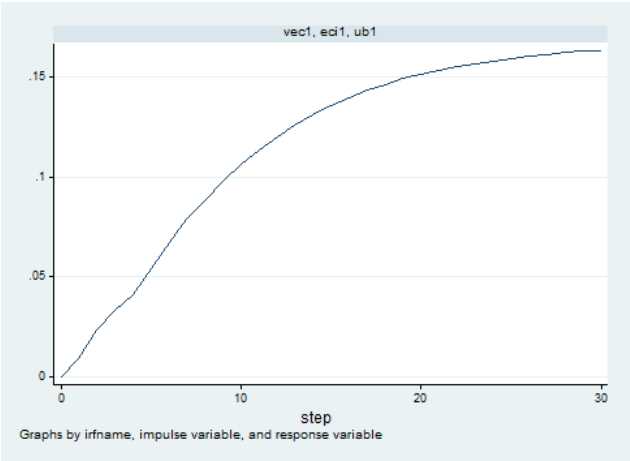
La fonction de réponse impulsionnelle est une représentation graphique de l'information contenue dans l'analyse de variance. Elle permet de tracer la réponse dynamique d'une variable suite à un choc. Elle permet de faire le lien avec l'information contenue dans la variance par l'analyse des variances décomposées à travers la décomposition de la relation causale. Autrement, la décomposition de la variance permet de fractionner (breakdown) le changement dans la valeur de la variable pour un intervalle de temps précis provenant du changement propre à ses valeurs passées mais aussi provenant de l'autre ou des autres variables.

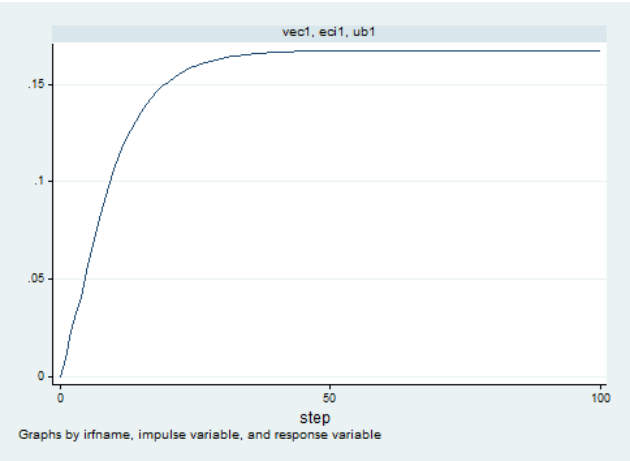
L'ensemble des FRI démontrent les faits stylisés suivant :

- ✓ Quelque soit l'origine de l'impulsion, le choc qui en découle semble avoir un effet permanent sur les prix du ECI et du UB. Cela vient confirmer le choix méthodologique que nous avons fait au début de notre analyse. Par ailleurs cela confirme aussi l'influence réciproque qu'ont les séries entre elles.
- ✓ La réponse du ECI suite à un choc est plus rapide, plus intense et moins étalé comparativement au UB. Ce fait appuie la seconde hypothèse que nous avons développée et réduisant le ECI à son rôle primaire de mécanisme permettant les ajustement de court terme au niveau de l'offre et de la demande entrainant ipso facto une régulation du prix lorsque l'indice Urner-Barry ne reflète pas bien les conditions de marché.
- ✓ Sur les hausses de prix, il est important de remarquer …
- ✓ Sur les baisses de prix, il est aussi important de remarquer …
- ✓ Toutefois ces faits stylisés sur les cycles de prix sont à prendre avec précaution d'autant plus que nos séries présentaient des gaps et que l'analyse s'est faite sur des séries filtrées

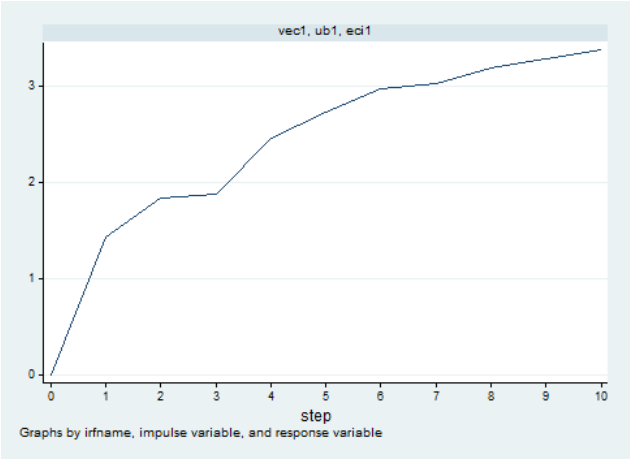
SÉRIE – 1 : Suite à une impulsion du ECI … réponse du UB

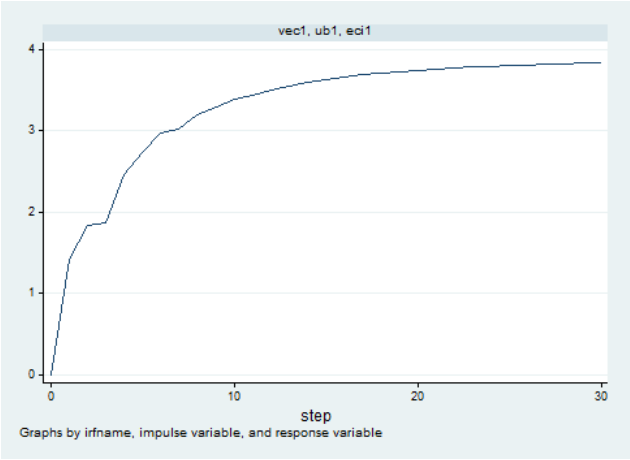


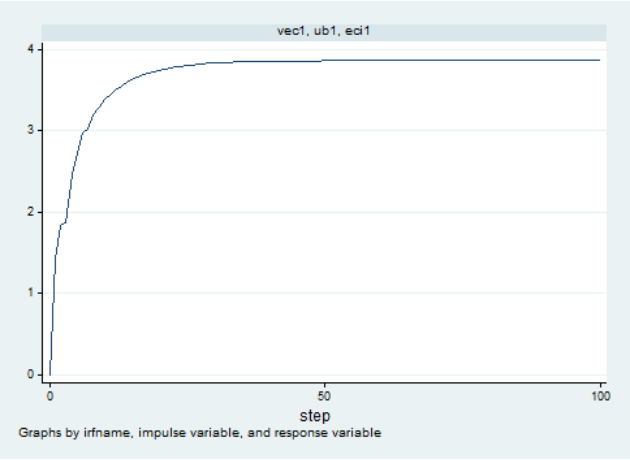




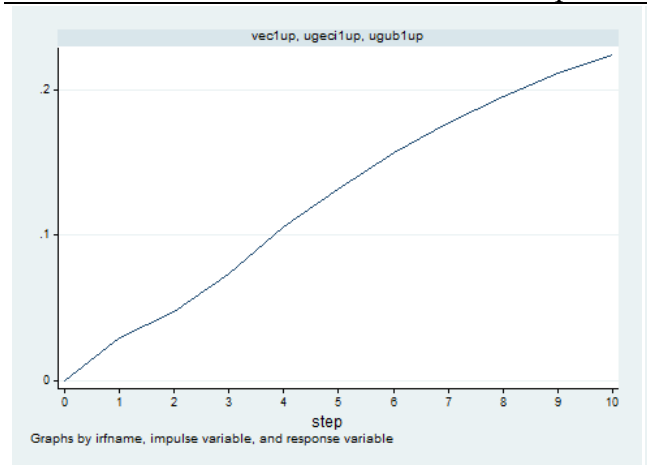
SÉRIE – 1 : Suite à une impulsion du UB … réponse du ECI

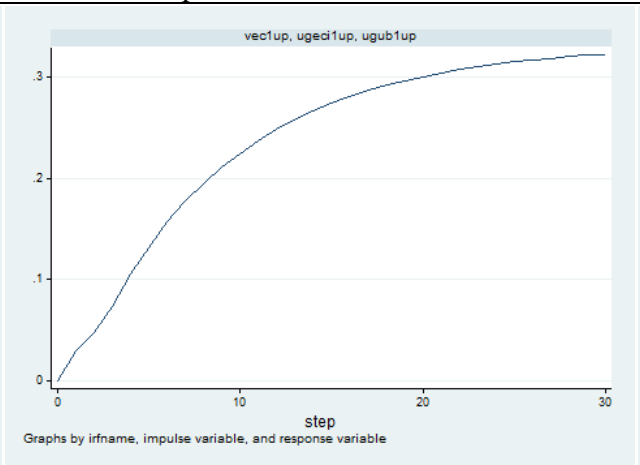


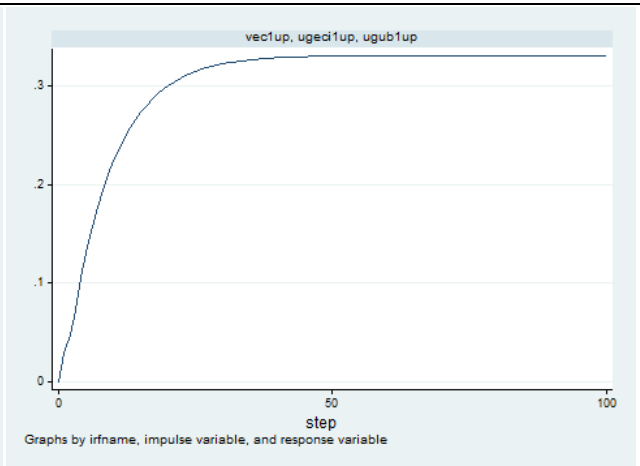




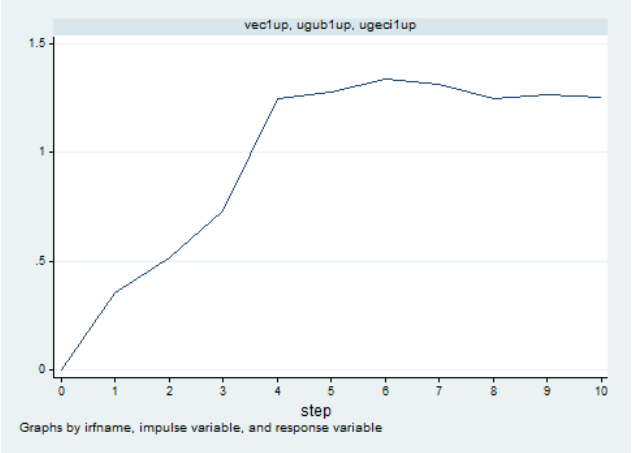
SÉRIE – 1 : UPSWING – 1 Suite à une impulsion du ECI … réponse du UB

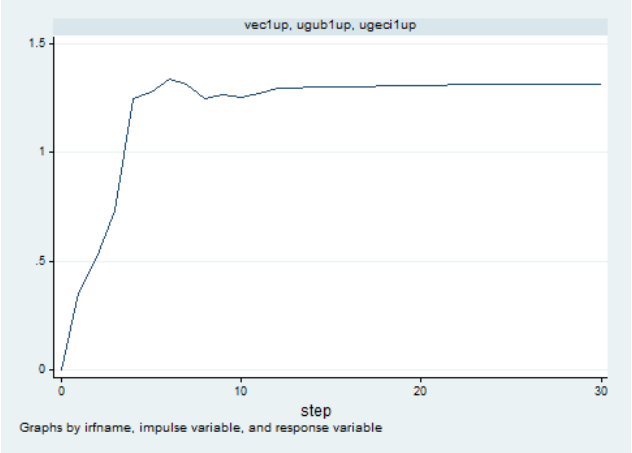


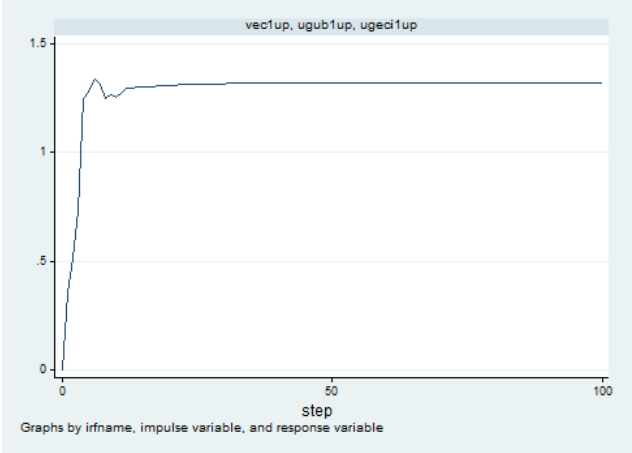




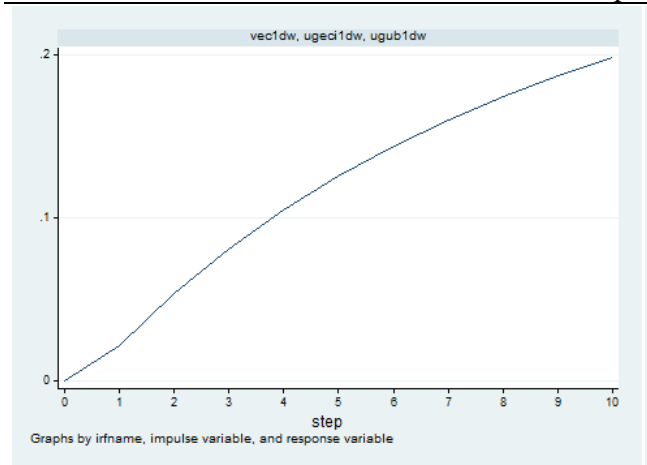
SÉRIE – 1 : UPSWING – 1 Suite à une impulsion du UB … réponse du ECI

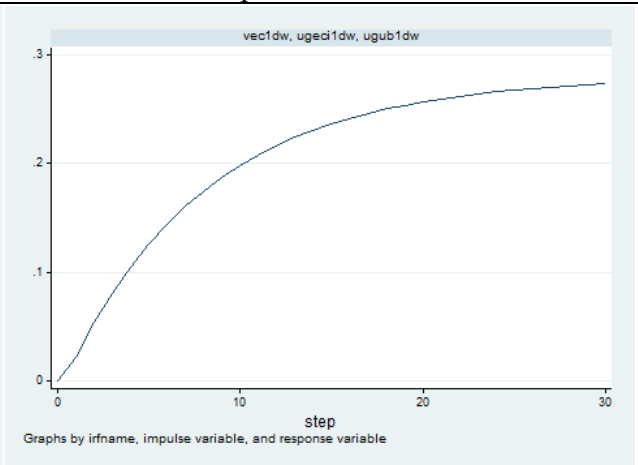


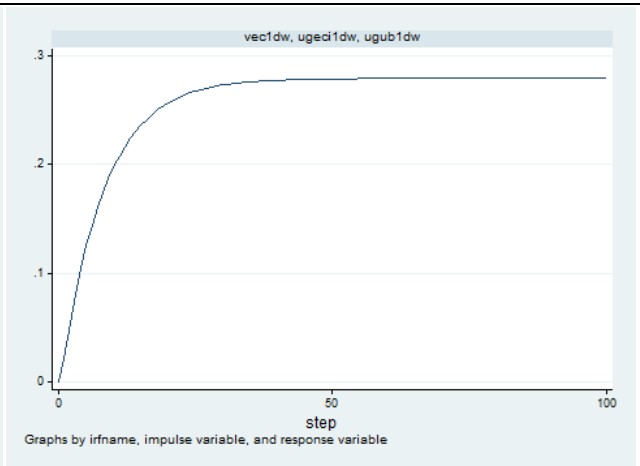




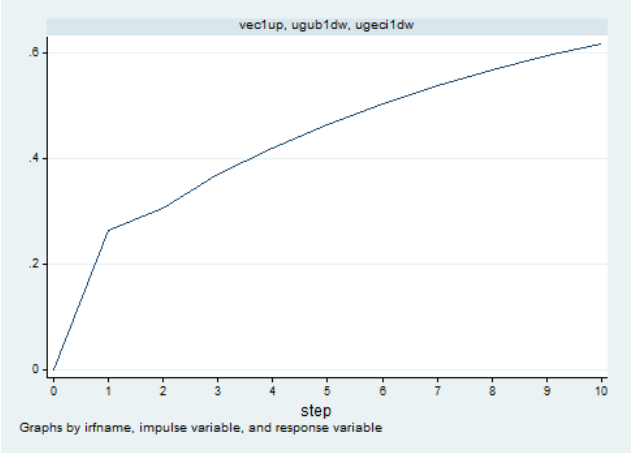
SÉRIE – 1 : DOWNSWING – 1 Suite à une impulsion du ECI … réponse du UB

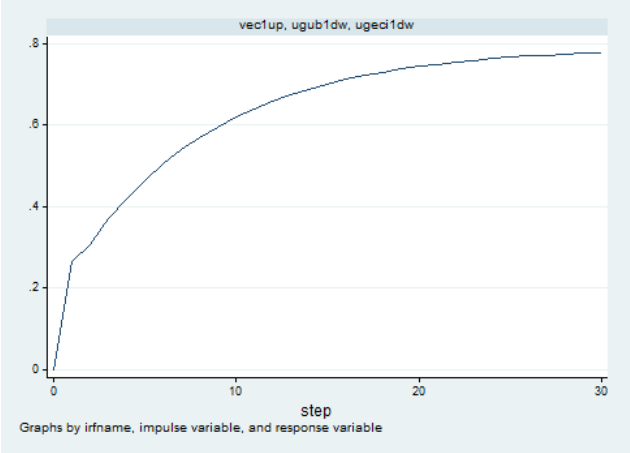


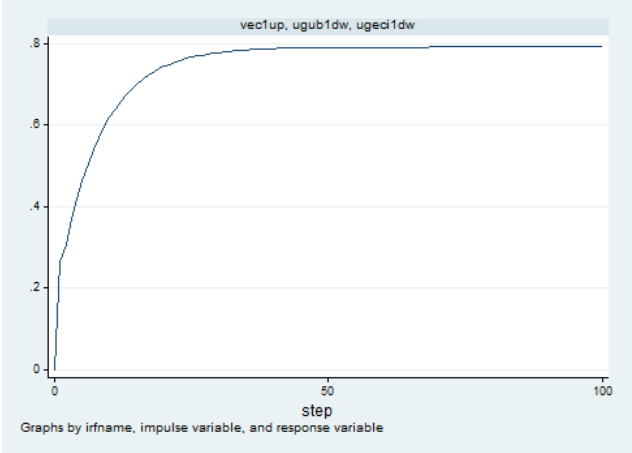




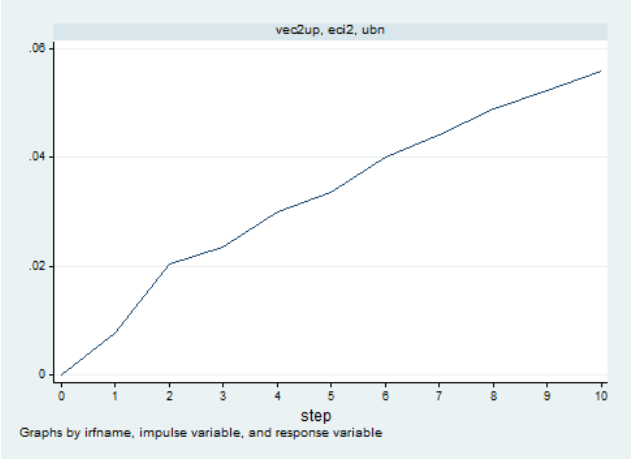
SÉRIE – 1 : DOWNSWING – 1 Suite à une impulsion du ECI … réponse du UB

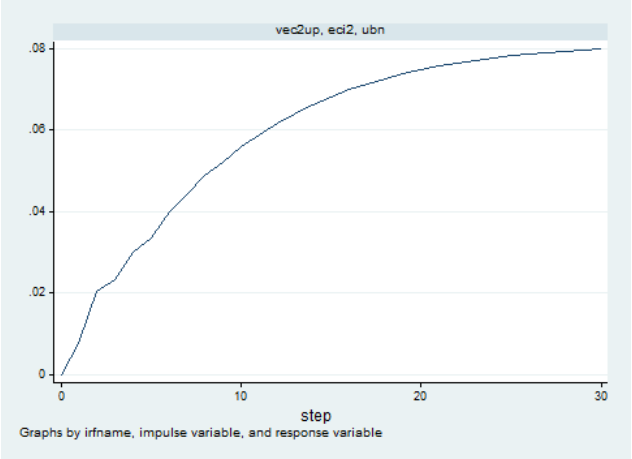


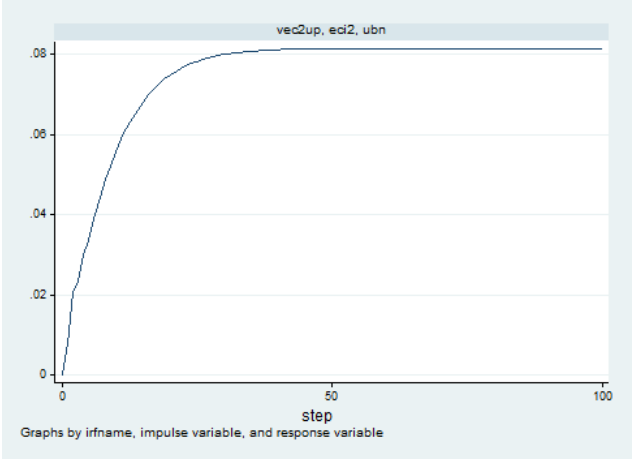




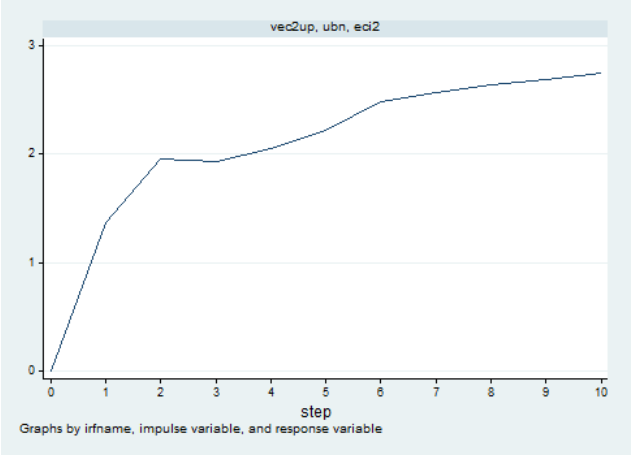
SÉRIE – 2 : Suite à une impulsion du ECI … réponse du UB

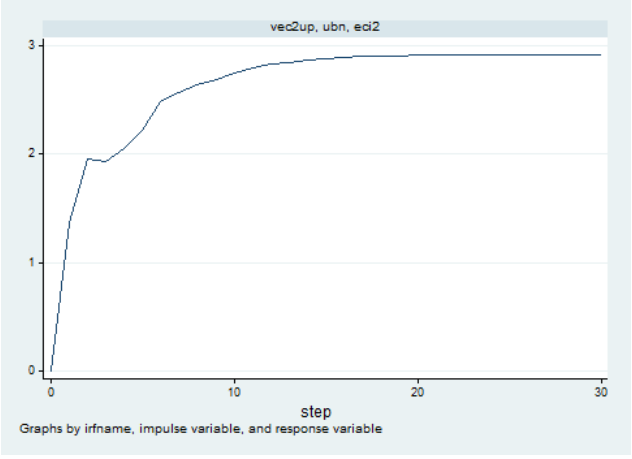


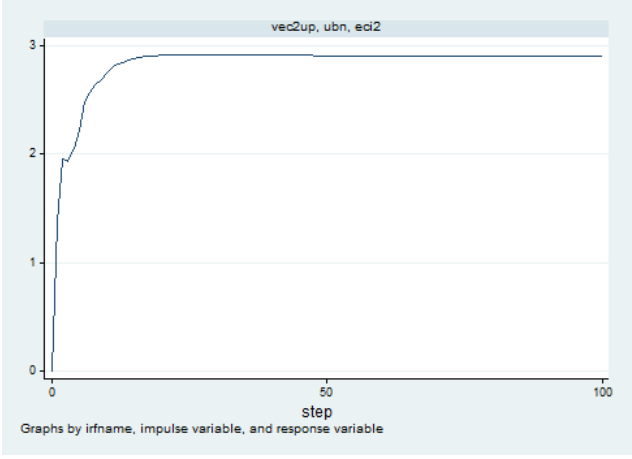




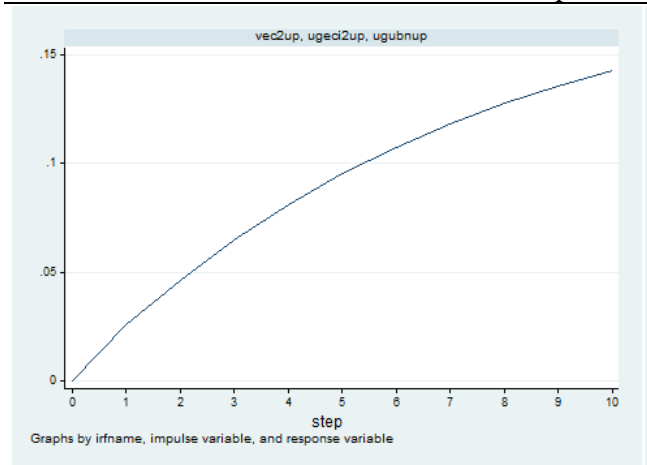
SÉRIE – 2 : Suite à une impulsion du UB … réponse du ECI

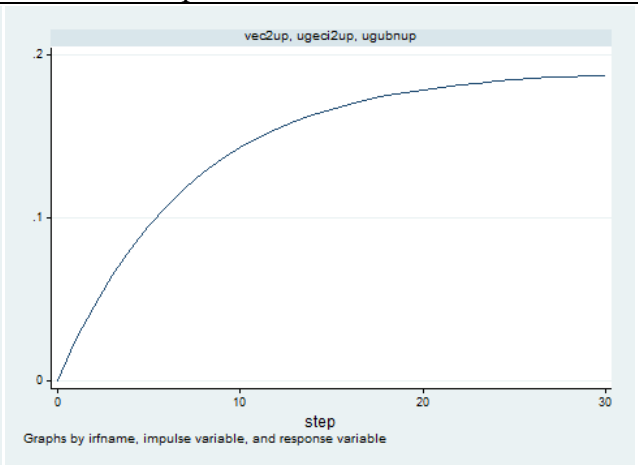


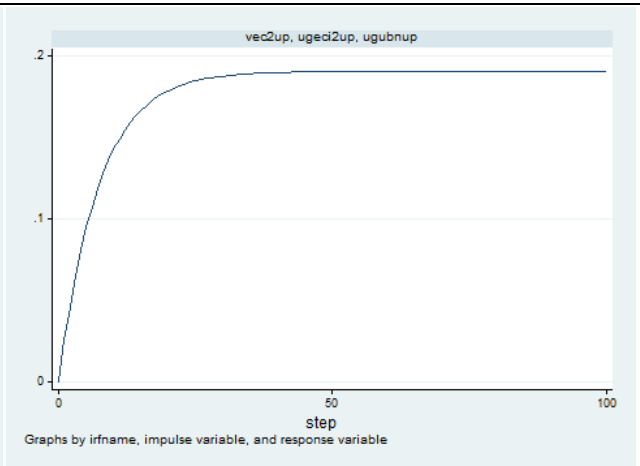




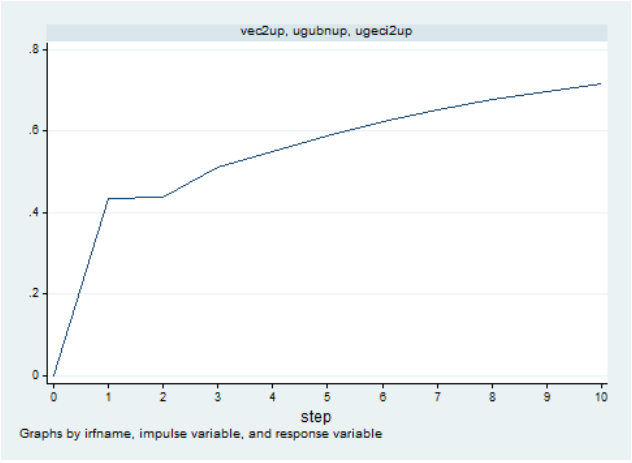
SÉRIE – 2 : UPSWING – 2 Suite à une impulsion du ECI … réponse du UB

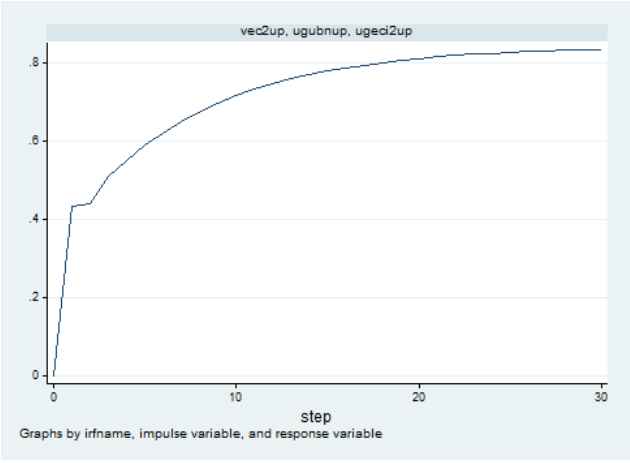


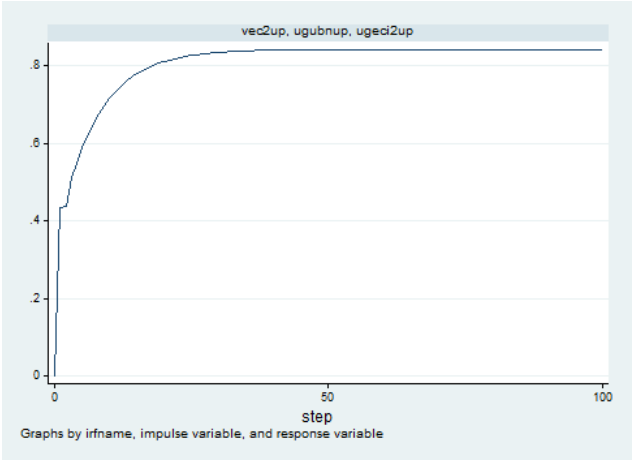




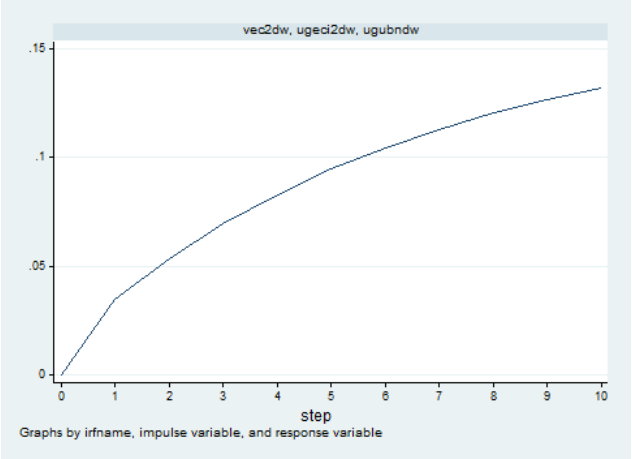
SÉRIE – 2 : UPSWING – 2 Suite à une impulsion du UB … réponse du ECI

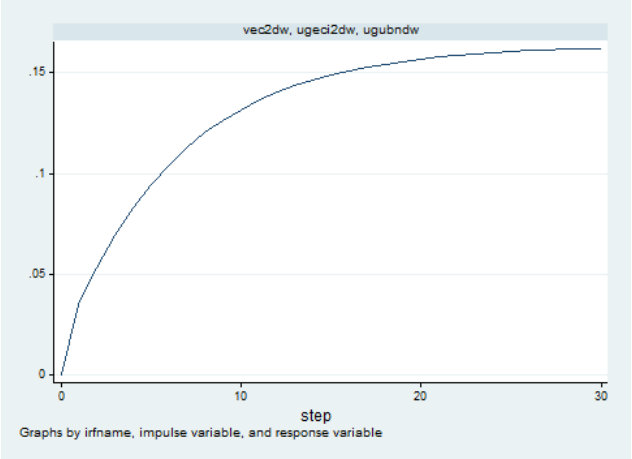


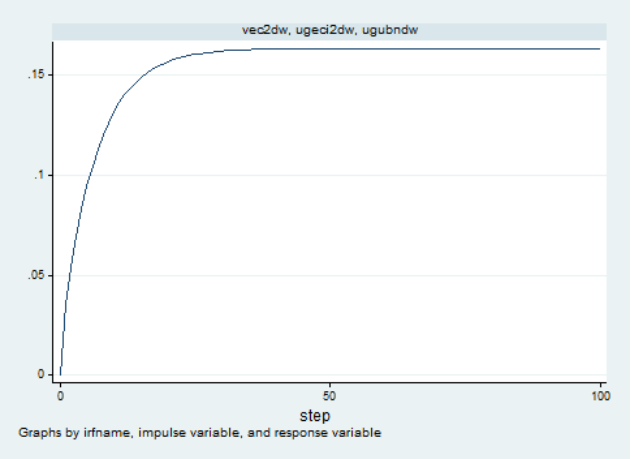




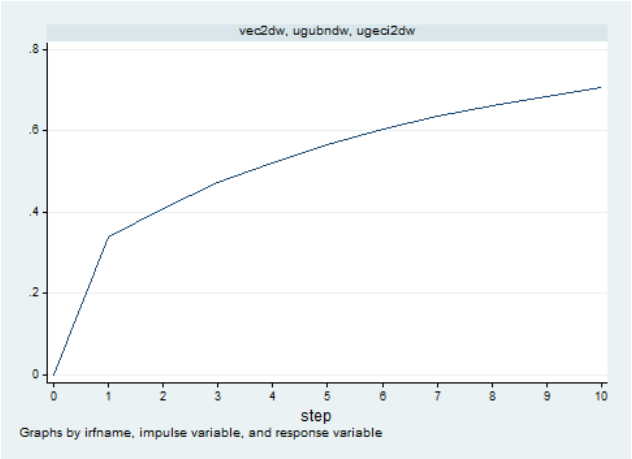
SÉRIE – 2 : DOWNSWING – 2 Suite à une impulsion du ECI … réponse du UB

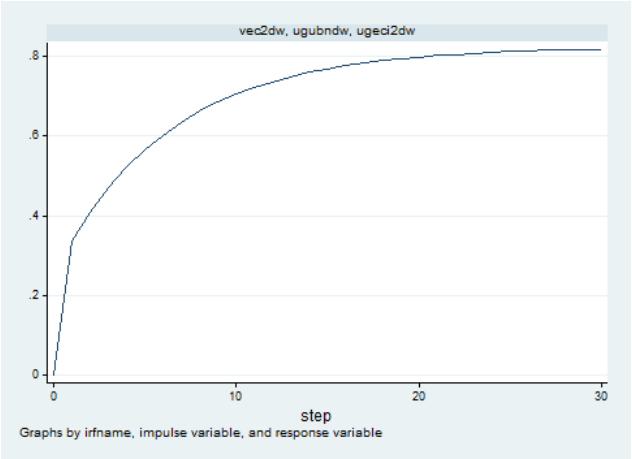


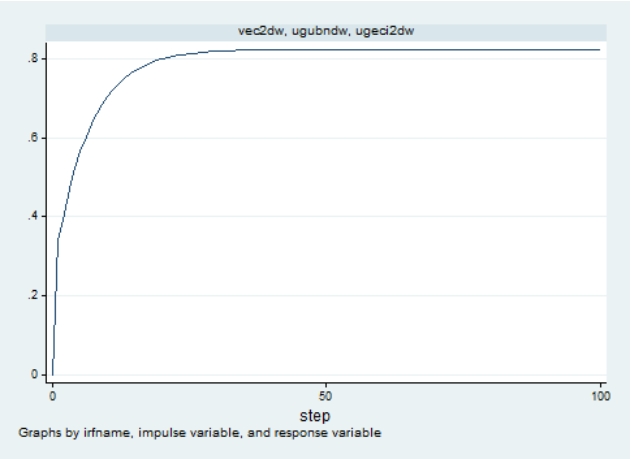




SÉRIE – 2 : DOWNSWING – 2 Suite à une impulsion du UB … réponse du ECI







L'hypothèse de complémentarité

En effet le marché du ECI, bien que résiduel et suscitant des inquiétudes quant aux prix découverts, a atteint aujourd'hui un niveau d'activité de 4 à 5% de la production totale américaine. Cela est principalement dû à son efficacité organisationnelle amenant tous les intervenants de la filière à différents niveaux et quelques soit leurs types d'activités à y transiger pour ajuster leurs besoins. Bien que subsistent autant et encore une volatilité excessive et suffisamment d'incitatifs à la manipulation, cela n'implique pas nécessairement de mauvaises performances du marché. Toutefois ces conditions de réalisation des prix sont incapacitantes quant au rôle préalablement défini par les précurseurs de notre axe de recherche voulant que le ECI soit un mécanisme de découverte de prix. Il demeure néanmoins un mécanisme d'ajustement reflétant un signal d'acuité et d'efficacité des indices publiés à refléter les réelles conditions de marché. Cela rend donc sa contribution de fait sin qua non au mécanisme de découverte de prix déjà légitime dans le secteur. Et, il importe de prendre en considération que de nombreuses catégories ovoproduits sont transigées sur le marché du ECI et celle du tout-venant ou Nest-Run Breaking Stock demeure l'apanage de tout surplus.

Par ailleurs, cette hypothèse voulant que le ECI et Urner Barry soit considérée en opposition dans leur rôle, redéfinie contextuellement à la maturité des institutions, suggère une complémentarité et une synergie nécessaire des institutions afin de faciliter la découverte du vrai prix. Il est donc possible d'envisager que le marché du ECI puisse servir de régulateur de prix lorsque l'indice Urner-Barry ne reflète pas bien les conditions de marché, pour diverses raisons. Le déséquilibre ainsi créer peut alors se corriger sur ECI. En d'autres termes, le principal mécanisme de découverte de prix existant sur le marché relève des publications Urner-Barry et le marché du ECI servirait au calibrage dudit mécanisme de découverte de prix à travers le cadre d'ajustement qu'il offre aux acteurs de la filière.

Cette optique de la relation entre les deux institutions ouvre un nouvel horizon d'analyse très peu documenté dans la littérature mais auquel, peut être liée la notion de transmission des prix. Cette dernière notion est assimilable à la causalité et est défini comme l'effet d'entrainement résultant du changement d'un prix sur un autre. Dans le

contexte de notre étude, la transmission de prix est symptomatique du manque d'information relatif à l'établissement des indices Urner-Barry bien que légitime et aux ajustements conséquents qui prennent place sur le marché su ECI. Elle peut-être traduite par l'élasticité de la transmission des prix entre les marchés du ECI et du Urner-Barry et évaluer selon différentes méthodes statistiques (ratio de pourcentage, coefficient de corrélation, régression, analyse de cointégration, …). Nous supposons que les prix découverts sur le marché du ECI de la veille sont intégrés à la formulation de prix du Urner-Barry du jour selon un certain pourcentage indéterminé. Donc une augmentation du niveau du prix journalier sur le marché du ECI d'un pourcentage X% entraine une hausse de Y% sur celui du Urner-Barry, l'élasticité de transmission du prix serait donnée par le rapport X/Y. Ces rapports sont inférés de l'analyse de cointégration de l'analyse de cointégration conséquemment à la réécriture du modèle de correction d'erreur comme suit :

$$\Delta P_t^{UB} = \rho + \alpha(P_{t-1}^{UB} + \beta P_{t-1}^{ECI}) + \delta \Delta P_{t-1}^{ECI} + \theta \Delta P_{t-1}^{UB} + \varepsilon_t$$

- ✓ ΔP_t^{UB} : variation du prix du Urner-Barry
- ✓ α : terme de correction d'erreur ou vitesse d'ajustement à long terme
- ✓ $P_{t-1}^{UB} + \beta P_{t-1}^{ECI}$: relation de cointégration ou relation de long terme
- ✓ δ et θ : coefficients d'ajustement de court terme des variables

Nous intéressons principalement aux coefficients d'ajustement de long et court terme estimés pour un décalage comme le montre le tableau suivant.

	Série	Rang de Cointégration	Coefficient d'ajustement de court terme	Coefficient d'ajustement de long terme	Transmission de prix
1ère période	Séries				
	Upswing				
	Downswing				
2nde période	Séries				
	Upswing				
	Downswing				

Conclusion

À la lumière des précédents résultats mis en perspective avec ceux des précédentes études, hors de tout doute, il existe une relation causale entre les prix découverts sur le marché du ECI et les indices publiés par Urner-Barry. Cette relation entre ces deux institutions a évolué dans le temps dans un rôle d'opposition, d'abord au gré de la maison de publication à travers le pourcentage accordé aux prix du ECI dans la formulation des indices, ensuite de l'évolution structurelle de la filière mais aussi leur propre évolution en tant que tel. Ce faisant, les soubassements théoriques de l'hypothèse[42] à la base des précédentes études (Bessler et Schrader, Bessler, Schrader et Preston, Maynard) se sont vus réconfortés par un leadership d'un des mécanismes inférant ainsi d'une acuité et d'une précision plus grande de l'un ou l'autre des mécanismes de découverte de prix. Nos résultats vont aussi dans ce sens parce qu'un des objectifs que nous avions énoncé relevait de la réévaluation de cette relation selon cette hypothèse. Une causalité réciproque est observée majoritairement sur l'ensemble des périodes et des cycles allant dans le sens de la validation des précédents résultats de Maynard.

Toutefois, les institutions dans leur évolution ont atteint une maturité qui les replace dans un nouveau contexte rendant désuet celui ayant défini la précédente hypothèse voulant que le ECI et Urner Barry soit considérée en opposition dans leur rôle. Les résultats obtenus, et le contexte actuel des relations entre les 2 institutions suggèrent une complémentarité et une synergie nécessaire afin de faciliter la découverte du vrai prix. Le principal mécanisme de découverte de prix existant sur le marché américain relève des publications Urner-Barry et le marché du ECI est son mécanisme de calibrage à travers le cadre d'ajustement qu'il offre aux acteurs de la filière.

Sur le marché canadien, le choix du prix Urner-Barry vient certes contraster la relative stabilité des prix au sein de la filière. Il n'en demeure pas moins représentatif, et semble devoir se maintenir parce que son coût d'opportunité est bien réel pour les industries en

---

[42] L'hypothèse a été formalisée par Bessler et Schrader (1980) énonçant que si une série de prix produite par l'un des mécanismes de découverte de prix s'avéraient être prédicatrice de l'autre série de prix produite par un autre mécanisme de découverte de prix alors celle qui prédit devrait être considérer comme la référence de base pour la formation de prix des contrats.

activité sur les marchés aux chapitres des importations et des exportations. Toutefois, il importe de réorganiser la mise en marché des œufs décoquillés par un mécanisme discriminant afin de pouvoir maintenir à un certain niveau la rente associée à la production des œufs destinés à la transformation. L'essor continu du réseau HRI sur le marché canadien et son poids sur les prélevés, les restructurations aux seins de la filière américaine avec un marché des œufs de table en perte de vitesse, la relative complicité entre le ECI et le Urner-Barry dans la compréhension réciproque de leur rôle, la parité maintenue du taux de change et le marché de niche que constitue encore la transformation bien que freiné par le recours au marché américain; sont des signes éloquents de la nécessité d'un réajustement du mécanisme actuel de prix afin de pouvoir profiter de l'implication de tous les acteurs de la filière. L'inertie actuelle du mécanisme de prix voit ses conséquences juguler par le momentum favorable à la filière canadienne qui rend presque imperceptible les changements au sein de la filière américaine et les fluctuations de prix qu'ils occasionnent. Mais cette situation pourrait changer dans un avenir rapproché.

Bibliographie