



Conseil international du Café
122^e session
17 – 21 septembre 2018
Londres (Royaume-Uni)

**Le rôle des marchés à terme du café dans la
détermination des prix pour les producteurs
latino-américains**

Contexte

1. Conformément à l'article 34 de l'Accord international de 2007 sur le Café et au Programme des activités pour l'année caféière 2017/18, l'Organisation internationale du Café (OIC) fournit aux Membres des études et rapports sur les aspects pertinents du secteur du café.
2. Le Plan d'action quinquennal de l'Organisation fixe l'une des mesures prioritaires du but stratégique I "Fournir des données, des analyses et des informations de classe mondiale" comme étant l'établissement de partenariats avec des universités et des instituts de recherche. L'objectif de ces collaborations sera d'améliorer la quantité et la qualité des analyses de l'OIC.
3. Comme première étape dans l'établissement et la formalisation de partenariats avec les universités au cours de l'année caféière 2017/18, le Secrétariat a commencé à collaborer avec le Département d'économie agricole et de développement rural de l'Université Georg-August de Göttingen (Allemagne). L'objectif de cette collaboration est de combiner les données sur le marché du café de l'OIC et ses capacités de recherche internes aux outils analytiques avancés utilisés par les chercheurs universitaires pour produire des études de recherche complètes. De nature technique, ces études s'adressent à un public de spécialistes du secteur et aux chercheurs travaillant dans le domaine de l'économie appliquée du secteur du café, et seront diffusées dans la communauté des chercheurs. Les annexes comprennent un compte rendu détaillé de la méthodologie utilisée pour permettre aux chercheurs, par exemple dans les instituts de recherche nationaux, de reproduire les résultats obtenus. Les études comprennent également un résumé détaillé en langage non technique.
4. Depuis le début de la collaboration, des recherches conjointes ont été menées dans le domaine des prix du café, de la structure des échanges et de l'égalité de genre. La

première étude a été finalisée et est jointe au présent document. Cette étude sur le rôle des marchés à terme dans la détermination des prix sur les marchés latino-américains analyse la relation entre le marché au comptant et le marché à terme du café au Brésil, en Colombie, au Guatemala, au Honduras, en République dominicaine et au Salvador.

5. Deux autres études, sur l'évaluation de l'écart de productivité entre les sexes dans la production de café éthiopien à partir des données du recensement de la Banque mondiale et une analyse des données des certificats d'origine pour les exportations de certains pays producteurs d'Asie et d'Amérique latine sont en cours et devraient être achevées pendant l'année caféière 2018/19.

Mesure à prendre

6. Le Conseil est invité à prendre note de ce document.

RÉSUMÉ

Le café est un produit d'exportation important pour de nombreux pays d'Amérique latine, sa part dans la valeur totale des exportations en 2016 allant d'environ 2% au Brésil et au Salvador à plus de 11% au Honduras. Le café fait également l'objet d'un négoce intense dans les bourses internationales de marchandises. Par conséquent, il est important de comprendre la relation entre les contrats à terme, obligation contractuelle de vendre le produit à un jour déterminé dans le futur, et les prix au comptant, c'est-à-dire le prix courant du marché pour livraison immédiate du café. Les recherches antérieures sont divisées sur le sens de la relation entre les prix au comptant et les prix à terme. Alors que certaines études montrent que le marché à terme du café domine le processus de détermination des prix, d'autres suggèrent que les marchés au comptant intègrent plus rapidement les informations nouvelles.

L'objectif de cette étude est de contribuer au débat i) en étudiant la relation entre le marché au comptant et les prix à terme, et ii) en analysant le rôle des marchés à terme en tant que mécanisme de détermination des prix à partir des données sur les prix de l'OIC de six pays producteurs de café d'Amérique latine : Brésil, Colombie, Guatemala, Honduras, El Salvador, Honduras et République dominicaine.

Cette étude s'appuie sur les observations mensuelles des prix de l'Arabica de janvier 1973 à mars 2017. Les séries de prix à la production utilisées dans l'analyse contiennent les observations mensuelles des prix de l'Arabica, alors que les prix à terme comprennent des moyennes mensuelles des prix à terme du contrat 'C' du *Intercontinental Exchange* de New York.

L'analyse économétrique des données sur les prix confirme l'existence d'une relation stable à long terme entre les prix à terme et les prix à la production. Une co-intégration a été établie pour les prix à terme et les prix à la production dans tous les pays, laissant entendre que les prix réagissent au même ensemble d'informations sur le marché. En outre, dans la plupart des cas, les prix à terme passés semblent influencer à la fois les prix à terme et les prix à la production courants. Les prix à la production passés semblent n'avoir qu'une influence limitée sur les prix à terme courants.

L'analyse du rôle des marchés à terme en tant que mécanisme de détermination des prix a donné des résultats mitigés : au Brésil, en Colombie et en République dominicaine, les prix locaux à la production semblent intégrer les informations nouvelles plus rapidement que le marché à terme. Cela peut être attribué à des facteurs tels que la taille du marché (Brésil, Colombie), l'existence d'une bourse des marchandises suffisamment liquide dans le pays (Brésil) et une forte consommation intérieure (Brésil, République dominicaine). Au Guatemala et au Honduras, cependant, le marché à terme de New York pilote effectivement la détermination des prix, et permet d'asseoir utilement les décisions de production et de commercialisation des producteurs de café. Enfin, les résultats pour El Salvador ne sont pas concluants en raison des limites de la méthode d'estimation.

L'étude donne un aperçu de la pertinence des marchés à terme en tant que base de décision pour les producteurs. D'autres recherches et un renforcement des capacités seront nécessaires pour accroître la capacité des producteurs à utiliser le marché à terme pour se couvrir contre le risque de prix.

ABRÉVIATIONS

ADF	Test augmenté de Dickey-Fuller
AIC	Critère d'information d'Akaike
ANACAFE	Association nationale du Café
FEDECAFE	Fédération nationale des caféiculteurs de Colombie
ICE	Intercontinental Exchange
IHCAFE	Institut hondurien du Café,
IS	Modèle IS d'analyse de la détermination des prix
Liffe	London International Financial Futures and Options Exchange
MVCE	Modèle vectoriel de correction des erreurs
NYBOT	New York Board of Trade
OIC	Organisation internationale du Café
PT	Modèle PT d'analyse de la détermination des prix

LE RÔLE DES MARCHÉS À TERME DU CAFÉ DANS LA DÉTERMINATION DES PRIX POUR LES PRODUCTEURS LATINO-AMÉRICAINS¹

I. INTRODUCTION

1. Le café est un produit de base important pour un certain nombre de pays tropicaux à revenu faible ou intermédiaire et une source importante de recettes d'exportation et de recettes fiscales. Il contribue de manière significative au PIB de nombreux pays producteurs (da Silveira, Mattos et Saes, 2017). Les prix du café sont caractérisés par d'importantes fluctuations à court terme (Mohan et Love, 2004). Une forte volatilité des prix, combinée à leur faiblesse, affecte les pays les moins développés qui dépendent du café (Fortenbery et Zapata, 2004). Les pics et les krachs de prix, causés, par exemple, par des facteurs environnementaux tels que la sécheresse et le gel, peuvent être une source majeure d'instabilité macroéconomique (Fry, Lai et Rhodes, 2010).

2. Le café est produit par quelque 25 millions de cultivateurs dans le monde, dont la grande majorité sont des petits producteurs (da Silveira *et al.* 2017). Ils sont particulièrement vulnérables à la volatilité des prix en raison de leur capacité limitée à couvrir leurs risques ou à diversifier leur production (Mohan et Love, 2004). Alors que le secteur du café a une longue histoire de réglementation, au cours des dernières décennies le marché s'est progressivement libéralisé. De nombreux pays en développement ont lancé des réformes d'ajustement structurel dans les années 1980 et 1990, notamment la libéralisation des cultures d'exportation et la suppression des offices de commercialisation (Subervie, 2009). Des études antérieures font état d'une intensification de la transmission des fluctuations de prix aux prix des marchés intérieurs à la suite des réformes mises en œuvre (Krivonos, 2004 ; Mofya-Mukuka et Abdulai, 2013 ; Subervie, 2009). Les réformes ont également accru la part des prix à la production dans les prix du marché mondial, mais à mesure que la chaîne de valeur du café se concentrait, davantage de pouvoir et de revenus ont été transférés aux torréfacteurs et aux détaillants des pays à revenu élevé. En raison de cette évolution, les petits producteurs et les pays exportateurs sont vulnérables et ont tendance à être les plus touchés par les fluctuations de prix (da Silveira *et al.*, 2017).

3. Le café fait également l'objet d'un négoce actif dans les bourses internationales de marchandises. Les marchés à terme en général peuvent être utilisés comme un instrument de gestion des risques, puisque les acteurs du marché sont en mesure de se couvrir contre le risque de fluctuations défavorables des prix (Fry *et al.*, 2010). En outre, la transparence dans la détermination et la diffusion des prix sont considérées comme les principaux avantages potentiels des marchés à terme. Les cotations à terme des prix des marchandises négociées sur les bourses internationales bien établies peuvent donc servir d'approximation utile pour les attentes de prix. Les avancées dans la technologie de la communication et de l'information ont également rendu l'information accessible, même aux producteurs des régions éloignées (Mohan et Love, 2004).

¹ Cette étude est basée sur un rapport établi par Johanna Gather, Département d'économie agricole et de développement rural, Université Georg-August de Göttingen

4. Néanmoins, les recherches antérieures sont divisées sur le sens de la relation entre les prix au comptant et les prix à terme. Il semble que le marché à terme domine le processus de détermination des prix du café (Fortenbery et Zapata, 2004 ; Mattos, Garcia et Louis, 2004), mais il y a également des indications d'une relation bidirectionnelle entre les marchés au comptant et à terme (Fry *et al.*, 2010 ; Mohan et Love, 2004).

5. L'objectif de cette étude est donc de contribuer au débat sur cette relation entre les prix au comptant et les prix à terme et d'analyser le rôle des marchés à terme en tant que mécanisme de détermination des prix. Si l'on veut que les prix à terme servent d'approximation des attentes de prix, il est important de mieux comprendre la relation entre les prix au comptant et les prix à terme et d'identifier comment les prix sont déterminés.

6. La présente étude porte sur les questions suivantes :

- i. Existe-t-il une relation stable entre les prix à terme et les prix à la production du café ?
- ii. Les marchés à terme du café sont-ils la principale source de détermination des prix, en traitant les informations nouvelles du marché plus rapidement que les marchés locaux ?

7. Le reste de l'étude est structuré comme suit : la section 2 décrit le rôle des marchés à terme dans la détermination des prix. Les sections 3 et 4 donnent un aperçu du fonctionnement des marchés à terme du café ainsi que des données sur la relation entre les marchés au comptant et à terme. La section 5 décrit les données et l'approche méthodologique utilisées. Les résultats de l'analyse sont présentés à la section 6, suivis d'une conclusion et des perspectives à la section 7.

II. LES MARCHÉS À TERME DES MARCHANDISES ET LA DÉTERMINATION DES PRIX

8. Le rôle du marché à terme est de fournir un instrument permettant aux participants de couvrir leur risque de prix. Les prix à terme reflètent les points de vue combinés d'un grand nombre d'acheteurs et de vendeurs qui expriment leurs attentes quant à la valeur future d'une marchandise donnée. Les attentes des négociants sont basées sur les informations disponibles au moment de l'inscription des cours. À mesure que l'échéance d'un contrat à terme approche, de nouvelles informations sur le marché sont disponibles qui modifient la perception de l'offre et de la demande par les négociants, ce qui entraîne une modification des prix du marché (Fortenbery et Zapata, 1997).

9. En général, les prix au comptant et à terme réagissent de la même manière aux informations nouvelles du marché. En d'autres termes, si le marché reçoit des informations sur une diminution de l'offre de café, le prix à terme pour un délai de livraison futur augmente. Compte tenu de cette information nouvelle, on pourrait également s'attendre à ce que le prix au comptant observé pour cette période donnée soit plus élevé (*ibid.*).

10. Si une marchandise se négocie sur différents marchés, son prix sur l'un quelconque de ces marchés est déterminé par les nouvelles recueillies et interprétées sur ces marchés.

Seule la plate-forme de négoce étant différente, l'arbitrage entre ces marchés permet de s'assurer que les prix sur les différents marchés ne s'éloignent pas trop les uns des autres. Ils partagent donc un facteur stochastique commun. Ce facteur peut être considéré comme le prix efficient implicite déterminé par les informations nouvelles, ce qui en fait l'origine des mouvements permanents des prix sur tous les marchés (Baillie *et al.*, 2002).

11. Une caractéristique clé d'un marché à terme est la détermination des prix, c'est à dire le processus d'intégration des informations nouvelles dans le prix du marché et le décodage de la valeur marchande fondamentale (ou "prix efficient") de l'actif sous-jacent. Lehmann (2002) définit la détermination des prix comme "l'intégration efficace et opportune de l'information (...) dans les prix du marché " (p. 259). Pour Hasbrouck (1995), la détermination des prix s'entend comme "la première réaction dans le processus d'ajustement des prix " (p. 1184) aux informations nouvelles dans le prix efficient.

12. La question se pose de savoir lequel du marché au comptant ou du marché à terme intègre plus rapidement les informations nouvelles du marché et pilote donc le processus de détermination des prix. En règle générale, on considère que la contribution d'une série de prix à la détermination des prix est la mesure dans laquelle elle est la première à refléter les informations nouvelles sur la valeur de l'actif sous-jacent. Dans l'ensemble, l'intérêt d'un marché à terme réside dans la mesure dans laquelle le prix est bien déterminé sur ce marché. Les marchés à terme sont considérés comme des endroits où s'élaborent des indicateurs efficaces des prix au comptant futurs. Un marché à terme est considéré comme efficient si les prix qui y sont déterminés reflètent fidèlement les attentes des participants au marché quant à l'offre et à la demande futures. Cela conduit à penser que les participants du marché ne sont pas en mesure d'utiliser individuellement les informations disponibles pour faire des projections plus précises de l'offre et de la demande futures. Cela a également des répercussions sur la relation entre les prix à terme et les prix au comptant. Si un marché à terme constitue un mécanisme efficace de détermination des prix, les participants du marché peuvent utiliser les informations fournies par ce marché à terme pour prévoir les prix au comptant futurs et pour prendre des décisions (Fortenbery et Zapata, 1997).

III. LES MARCHÉS À TERME DU CAFÉ

13. Les marchés à terme du café ont été créés pour organiser le processus de détermination des prix et de négociation du café tout en réduisant le risque associé au marché au comptant. Les contrats à terme sur le café sont des contrats standardisés de livraison ou de réception d'une quantité et d'une qualité données de café dans l'un des différents ports de livraison. En matière d'opérations à terme, les paramètres à convenir sont le nombre de contrats, le prix et le délai de livraison. Le délai de livraison est choisi parmi un ensemble de mois calendaires et appelé la position de spéculation. Le mois de livraison le plus proche est donc appelé "première position", le suivant "deuxième position " et ainsi de suite (Centre du commerce international, 2011).

14. La bourse des marchandises est un marché organisé qui prend en charge cinq fonctions de base de formations des prix : détermination des prix, transfert du risque de prix, diffusion des prix, qualité de prix et arbitrage. Il fournit des services commerciaux, établit et fait respecter les règles du négoce et diffuse des données commerciales. La bourse établissant un cadre de marché libre et visible pour le négoce des contrats à terme, elle aide l'industrie sous-jacente à déterminer le prix du produit sur le marché (*ibid.*).

15. Il existe deux centres principaux de marché à terme pour le café : L'*Intercontinental Exchange* (ICE) de New York, qui négocie principalement de l'Arabica, et le *London International Financial Futures and Options Exchange* (NYSE Liffe), qui négocie du Robusta. Les contrats à terme sur le café existent depuis longtemps à New York puisqu'ils s'y négocient depuis 1882. En 1998, le *New York Board of Trade* (NYBOT) a été créé en tant que société mère du *Coffee, Sugar and Cocoa Exchange* (CSCE) et du *New York Cotton Exchange* (NYCE). L'ICE et le NYBOT ont fusionné en janvier 2007, ce qui a conduit à l'introduction du négoce électronique pour six marchandises du NYBOT, dont le café (*Intercontinental Exchange*, 2012). EU/livre

16. Le contrat du café 'C' (NYSE) négocié à l'ICE est la référence mondiale pour l'Arabica. Il fixe le prix de la livraison physique du café vert en grains de qualité provenant de l'un des 20 pays d'origine², principalement d'Amérique latine, dans un entrepôt agréé de l'un de plusieurs ports des États-Unis et d'Europe. Il porte sur cinq mois de livraison (mars, mai, juillet, septembre et décembre) et un volume de 37 500 livres. Parmi les pays faisant l'objet de l'enquête, le Salvador, le Guatemala et le Honduras se négocient à parité. La Colombie se négocie à une prime de 400 points, tandis que la République dominicaine et le Brésil font l'objet de remises de 400 et 600 points. Le café brésilien n'est livrable que depuis l'expiration du contrat de mars 2013. Les offres d'achat et de vente sont exprimées en cents EU/livre. Tout café soumis à un appel d'offres doit d'abord faire l'objet d'une certification de grade et de qualité par la bourse. La qualité est déterminée selon six évaluations et mesures. Il s'agit notamment de l'odeur du café, de sa granulométrie, de sa couleur, du nombre de ses défauts, de l'uniformité de sa torréfaction et de sa dégustation (*ibid.*).

17. La différence principale entre un marché à terme (du café) et le marché au comptant est que dans un contexte à terme, on traite de qualités et de lots de tailles normalisées. Les contrats à terme n'impliquent pas un transfert immédiat de propriété de la marchandise. Sur le marché au comptant, les participants échangent du café vert physique de différentes qualités. Le café est livré immédiatement ou à une date ultérieure et, sur le marché au comptant, la transaction repose sur un transfert effectif de propriété. Le prix au comptant est le prix local courant d'un produit très spécifique. Par contre, le prix

² Brésil, Burundi, Colombie, Costa Rica, République dominicaine, Équateur, El Salvador, Guatemala, Honduras, Inde, Kenya, Mexique, Nicaragua, Panama, Papouasie-Nouvelle-Guinée, Pérou, Rwanda, Tanzanie, Ouganda et Venezuela.

à terme est le prix que les participants du marché s'attendent à payer ou à recevoir pour le café à un moment donné dans le futur, selon la position négociée. Bien que la transaction à terme s'appuie sur du café physique, très peu de contrats débouchent sur une livraison effective de la marchandise. Sur le marché à terme, les négociants se concentrent plutôt sur la gestion des risques ou les opportunités d'investissement que sur l'échange physique du café (Centre du commerce international, 2011).

18. Le prix à terme représente un prix moyen du café disponible, car le contrat repose sur une quantité et une qualité normalisées de marchandise. La différence entre les prix au comptant et les prix à terme, positive ou négative, est appelée base ou écart. À mesure que la date d'expiration du contrat approche, les prix au comptant et à terme ont tendance à se rapprocher (*ibid.*).

19. Le volume des transactions est un facteur essentiel du succès d'un marché à terme. Des volumes de transactions importants offrent une certaine flexibilité aux négociants en leur donnant la possibilité de choisir les mois de contrats les plus appropriés pour couvrir leur risque de prix. Plus le nombre de négociants (acheteurs et vendeurs) d'un marché à terme est élevé, plus ce marché est efficace pour déterminer le prix de l'actif sous-jacent. Le volume n'affecte pas seulement les prix à terme, mais il a inévitablement un impact sur le prix du café sur le marché physique. C'est pourquoi l'industrie du café examine et publie régulièrement les positions des spéculateurs et des opérateurs en couverture sur le marché (Centre du commerce international, 2011).

IV. ÉLÉMENTS PROUVANT LA RELATION ENTRE LES PRIX AU COMPTANT ET LES PRIX À TERME DU CAFÉ

20. En examinant la relation entre les marchés du café au comptant et à terme, Kebede (1993) a testé la causalité et la rationalité du marché à terme du café à New York. L'auteur constate que les prix à terme influencent fortement les variations des prix au comptant à huit semaines ou plus de l'échéance, et que, à partir de sept semaines de l'échéance, la relation entre les deux marchés semble bidirectionnelle. En général, l'auteur constate que les prix à terme peuvent servir d'indicateurs des prix au comptant de 55 à 77 semaines avant l'échéance.

21. Sabuhoro et Larue (1997) ont testé l'hypothèse de l'efficience du marché pour les marchés à terme du café et du cacao. Ils ont constaté que les marchés au comptant et les marchés à terme sont cointégrés, même s'il existe des écarts à court terme par rapport à l'équilibre. Néanmoins, l'étude a montré que le marché à terme du café est globalement efficient et impartial. L'efficacité du marché a également été étudiée par Kristoufek & Vosvrda (2014), qui ont analysé les marchés à terme du café parmi un ensemble de 25 matières premières. Les auteurs se sont servis d'un indice d'efficience et ont constaté que le marché à terme du café figurait parmi les marchés les plus efficaces.

22. Au moyen d'un cadre de cointégration, Fortenbery et Zapata (2004) ont constaté l'existence d'une relation stable entre le marché à terme de New York et deux pays d'Amérique centrale. Alors que le marché à terme semble avoir une grande influence sur

le marché au comptant, l'influence de ce dernier sur les prix à terme semble comparativement faible. Ils en ont conclu que le recours aux contrats de New York peut servir de vecteur de couverture et se traduire par une réduction du risque de prix pour les acteurs du marché dans ces pays. D'autre part, Mohan et Love (2004) ont effectué une analyse par régression et ont constaté l'existence d'une relation bidirectionnelle entre les prix au comptant et les prix à terme. Les auteurs en ont conclu que les prix à terme n'étaient pas efficaces pour prévoir les prix au comptant futurs. Fry *et al.* (2010) ont également constaté l'existence d'une relation bidirectionnelle entre les marchés au comptant et les marchés à terme. Ils ont néanmoins constaté que les effets des deux marchés n'étaient pas constants dans le temps. Durant les périodes antérieures, le marché à terme semblait avoir une plus grande influence, tandis qu'avec le temps, l'influence du marché au comptant sur le marché à terme a augmenté.

23. Mattos *et al.* (2004) ont examiné les effets des opérations à terme sur la détermination des prix. Les auteurs ont étudié plusieurs marchés à terme agricoles, dont celui du café, au Brésil. Si, pour la plupart des marchandises étudiées, les auteurs n'ont pas réussi à établir une relation stable à long terme, les marchés du café au comptant et à terme semblent être cointégrés. Ils en ont conclu que le volume des échanges joue un rôle dans la relation entre les deux marchés et que les contrats à terme jouent un rôle dominant dans le secteur plus actif du café.

24. *En résumé, les marchés à terme des produits de base agricoles, et celui du café en particulier, suscitent, en raison de leur importance globale, une attention considérable. Plusieurs études donnent des preuves de l'efficience et de l'impartialité du marché à terme et de son utilité pour estimer les prix au comptant futurs. Néanmoins, certaines études ont montré que les marchés au comptant jouent un rôle considérable dans les relations entre les deux marchés. Cependant, si les prix à terme doivent servir d'approximation des anticipations de prix, il est nécessaire d'établir où se déterminent les prix.*

V. DONNÉES ET APPROCHE ÉCONOMÉTRIQUE

V.1. Données

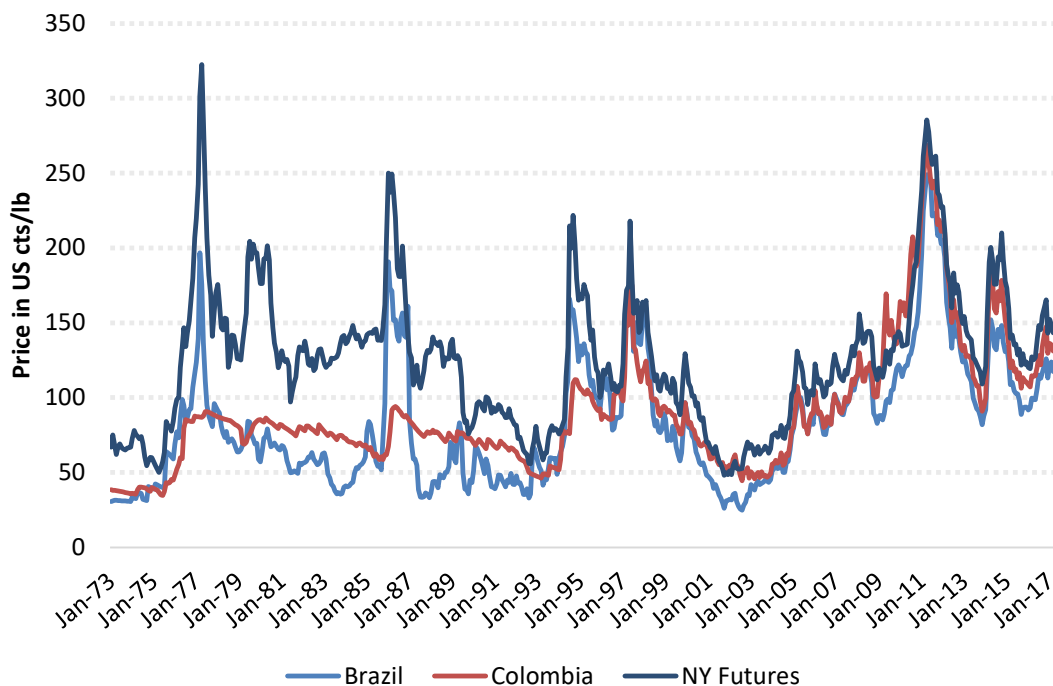
25. Cette étude s'appuie sur les données de l'OIC comprenant les observations mensuelles des prix de l'Arabica de janvier 1973 à mars 2017. Les séries de prix à la production utilisées dans l'analyse contiennent des observations mensuelles des prix de l'Arabica au Brésil, en Colombie, au Guatemala, au Honduras, au Salvador et en République dominicaine. Le Brésil, la Colombie et le Honduras ont été sélectionnés essentiellement en raison de leur grande importance dans la production de café. La longueur et l'exhaustivité des séries de prix étaient un autre critère de sélection, sur la base duquel le Guatemala, El Salvador et la République dominicaine ont été choisis parmi l'éventail des pays producteurs d'Amérique latine. Les séries de prix reflètent les prix payés aux producteurs et sont collectées par les institutions des pays producteurs et communiquées à l'OIC. Tous les prix sont exprimés en cents EU/livre en fonction des taux de change nominaux.

26. Pour les prix à terme, on calcule la moyenne mensuelle des prix des contrats à terme des deuxième et troisième positions de l'ICE. Le NYBOT et l'ICE ayant fusionné en 2007, les données sur les prix à terme portent sur le café négocié au NYBOT jusqu'en 2007. Après la fusion, les prix sont basés sur les contrats négociés à l'ICE. Les prix à terme sont également indiqués en cents EU/livre et obtenus à partir de la base de données de l'OIC.

27. Les figures 1 et 2 illustrent l'évolution des prix payés aux producteurs locaux et du marché à terme de New York pour l'ensemble de la période. Deux schémas se dégagent de cette illustration. Premièrement, toutes les séries de prix semblent suivre un tracé similaire, avec des pics au milieu des années 1970, au milieu des années 1980 et deux pics dans les années 1990. Après la crise des prix du café à la fin des années 1990 et le niveau historiquement bas des prix au début des années 2000, les prix à la production et les prix à terme semblent suivre une tendance régulière à la hausse jusqu'en 2011. Après une baisse temporaire, les prix ont commencé à se redresser fin 2013/début 2014.

28. Deuxièmement, pendant la majeure partie de la période, les prix à terme sont en situation de report³, c'est-à-dire supérieurs aux prix locaux à la production. Ce n'est qu'en de rares occasions qu'une série de prix à la production est supérieure au prix à terme et que le marché à terme est en léger déport.

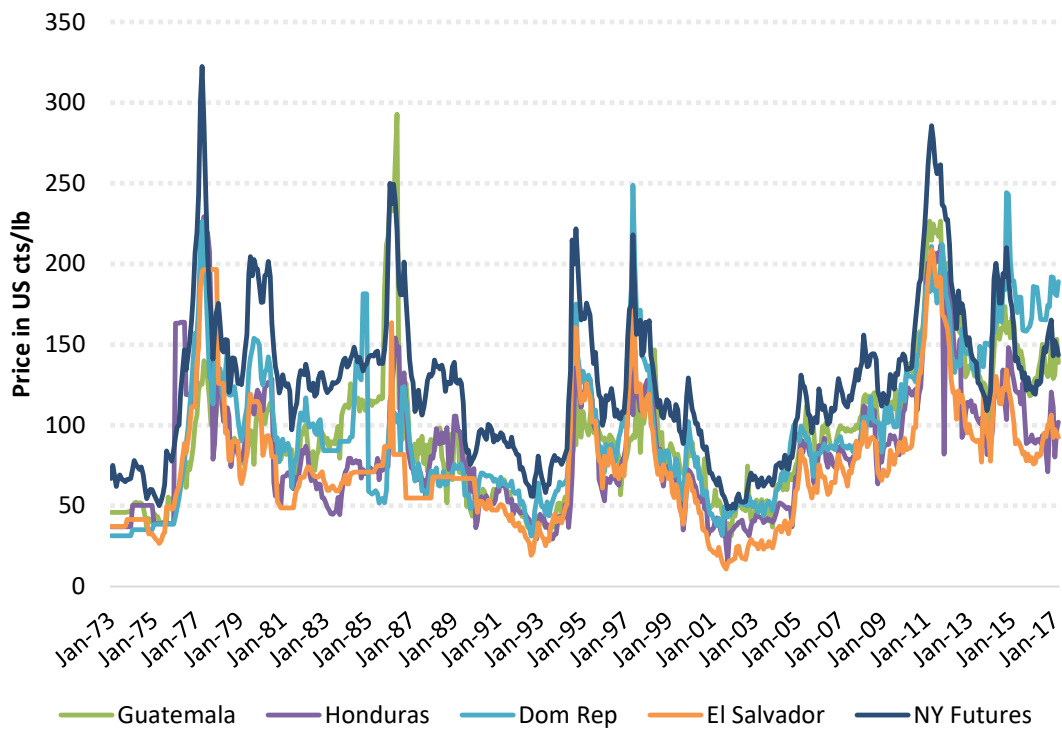
Figure 1: Évolution des prix à terme et des prix à la production



Source: OIC

³ Situation où le prix au comptant d'une marchandise est inférieur au prix à terme.

Figure 2: Évolution des prix à terme et des prix à la production



Source: OIC

V.2. Approche économétrique

29. L'analyse empirique comprend trois étapes :

a. Identification des ruptures structurelles

Un calendrier approprié d'analyse sera défini à l'aide du test de cointégration basé sur les résidus introduit par Gregory et Hansen (1996) (voir l'annexe technique I). Différents événements ont eu un impact sur le secteur du café en tant que tel (par exemple, l'effondrement du système des quotas en 1989). Un changement dans la relation entre le marché à terme de New York et un pays peut être lié à un événement spécifique qui s'est produit dans un seul pays qui n'a eu aucun effet sur les autres pays producteurs (comme les réformes des politiques nationales). Un point de rupture sera donc étudié séparément pour chaque paire pays/marché à terme de New York (voir l'annexe technique I).

b. Test de cointégration des prix à terme et des prix à la production

La série de prix subira un test de racine unitaire au moyen du test augmenté de Dickey-Fuller (ADF). S'il s'avère que les prix sont intégrés du même ordre, chaque paire pays/marché à terme sera testée pour en évaluer la cointégration au moyen

de la méthode introduite par Johansen (1988, 1991). Après s'être assuré de l'existence d'une relation de cointégration entre les paires de prix, un modèle vectoriel de correction des erreurs (MVCE) sera calculé à l'aide de l'approche de Johansen (voir l'annexe technique II).

c. Définir la contribution de chaque marché à la détermination des prix

Pour définir la contribution des marchés intérieurs et des marchés à terme à la détermination des prix, on utilisera l'approche introduite par Hasbrouck (1995) et Gonzalo et Granger (1995) (voir l'annexe technique III).

VI. RÉSULTATS DES ESTIMATIONS

VI.1. Ruptures structurelles

30. Aucune indication théorique claire n'étant disponible sur le modèle à utiliser, toutes les spécifications de modèle ont été estimées. Les résultats sont présentés au tableau 1. Au Brésil, la plupart des statistiques de test indiquent une rupture en mars, avril ou mai 1992. La date de rupture retenue est avril 1992, car elle est indiquée par le modèle prenant pour hypothèse un glissement du point d'intersection avec et sans évolution dans le temps. De plus, cette date de rupture est statistiquement significative à un niveau de 1 % et a les valeurs les plus faibles pour la statistique du test de Phillips z_t .

Tableau 1: Résultats des tests de Gregory Hansen sur les ruptures structurelles des séries chronologiques de prix

Pays	Test	Glissement de niveau		Glissement de régime		Glissement de niveau et tendance		Glissement de régime et tendance	
		Point de rupture ^a	Statistique du test ^c	Point de rupture ^a	Statistique du test ^c	Point de rupture ^a	Statistique du test	Point de rupture	Statistique du test ^b
Brésil	ADF	1990/06	-5,07**	1992/12	-5,51***	1992/05	-5,11**	1991/09	-5,69**
	Phillips	1992/04	-5,35***	1994/06	-5,80***	1992/04	-5,41**	1992/03	-5,94**
Colombie	ADF	1989/03	-5,72***	1989/03	-5,72***	1989/03	-5,93***	2002/09	-6,17***
	Phillips	1989/01	-6,13***	1989/02	-6,44***	1989/02	-6,28***	1989/02	-6,55***
Guatemala	ADF	1997/12	-7,45***	1997/12	-7,51**	1988/03	-8,75***	1986/09	-9,22***
	Phillips	1997/12	-8,28***	1997/08	-8,37***	1987/10	-10,16***	1986/08	-10,67***
Honduras	ADF	2001/09	-9,43***	1994/09	-9,49***	1979/09	-10,33***	1986/02	-10,72***
	Phillips	2001/08	-9,11***	1994/10	-9,15***	1979/09	-10,23***	1986/02	-10,65***
République dominicaine	ADF	2009/11	-5,16***	2010/05	-5,46**	1984/10	-6,26***	1984/08	-6,44***
	Phillips	1990/07	-5,17***	2010/05	-5,46**	1984/10	-6,35***	1985/02	-6,79***
El Salvador	ADF	1979/08	-5,29***	1986/03	-5,82***	1979/08	-5,78***	1988/11	-7,37***
	Phillips	1979/08	-5,43***	1994/07	-5,83***	1979/08	-6,02***	1988/11	-7,28***

Dans tous les cas, les statistique du test Phillips indiquaient la même date de rupture; seules les statistiques Zt sont présentées ici
 Statistiques du test Zt; -, **, *** indiquant une signification statistique à des seuils de 10%, 5% ou 1%, respectivement

31. Pour la Colombie, toutes les spécifications de modèle et les statistiques de test suggèrent sans équivoque une rupture structurelle au début de 1989. Seule la statistique du test ADF relative à l'hypothèse d'une rupture de niveau, de pente et de tendance dans temps indique une rupture structurelle à la fin de 2002. Cependant, étant donné qu'une rupture en 1989, année où les quotas ont été abolis, est fortement confortée par toutes les spécifications de modèle, la date de la rupture structurelle en Colombie a été choisie comme étant mars 1989.

32. S'agissant du Guatemala, une rupture à la fin de 1997 est indiquée par le modèle spécifiant un glissement du point d'intersection et par la spécification supposant un changement dans le point d'intersection et la pente. Alors que les autres spécifications indiquent une rupture environ dix ans plus tôt, la date de la rupture structurelle est fixée à décembre 1997. Le Guatemala a souffert d'une guerre civile de 1960 à 1996, de sorte qu'un changement dans la relation entre les prix à la production guatémaltèques et les prix à terme de New York est supposé s'être produit après la fin du conflit.

33. Pour le Honduras, chaque spécification de modèle indique une date de rupture différente. Une rupture en août 2001 a été retenue, considérant la crise des prix du café comme l'événement introduisant un changement dans la relation entre les prix à terme de New York et les prix à la production au Honduras.

34. Selon la spécification du modèle, différentes dates de rupture sont également indiquées pour la République dominicaine. Compte tenu de sa proximité à l'abandon des quotas en juillet 1989, la date de la rupture structurelle est fixée à juillet 1990, dans l'hypothèse d'un glissement du point d'intersection.

35. Pour El Salvador, la rupture est supposée avoir eu lieu en juillet 1994. Pour El Salvador aussi, les différentes spécifications de modèle indiquent des dates de rupture différentes. Pourtant, comme le Guatemala, El Salvador a souffert d'un conflit civil entre 1979 et 1992 qui a eu un fort impact sur le secteur du café. Par conséquent, un changement dans la relation entre les prix à terme de New York et les prix locaux à la production à la fin du conflit semble probable.

VI.2. Racines unitaires, co-intégration et résultats du MVCE

36. Après avoir identifié la période appropriée pour chaque pays, on a recherché les racines unitaires dans les séries de prix pour la période suivant leur rupture structurelle respective. Les résultats des tests de stationnarité effectués sur les variables des prix des différents pays sont présentés au tableau 2. En outre, pour s'assurer que la série de prix à terme est intégrée du même ordre que la série de prix à la production pour chaque période donnée, on a recherché une racine unitaire pour toutes les périodes. Le test ADF ne pouvant rejeter une racine unitaire selon les niveaux de prix mais selon la première différence, les séries de prix sont toutes supposées être $I(1)$.

Tableau 2: Résultats des tests ADF, y compris la constante mais pas la tendance temporelle

	Période	No d'observ.	Statistique du test ^a		Valeur p	
			Niveau	Première différence	Niveau	Première différence
Brésil	1992/05-2017/03	299	-1,979	-13,564	0,2961	0,000
Marché à terme^b			-1,941	-14,181	0,3132	0,000
Colombie	1989/04-2017/03	336	-1,549	-15,814	0,5090	0,000
Marché à terme			-1,835	-14,923	0,3630	0,000
Guatemala	1998/01-2017/03	231	-1,807	-19,447	0,3771	0,000
Marché à terme			-1,391	-12,770	0,5866	0,000
Honduras	2001/09-2017/03	187	-2,552	-17,042	0,1033	0,000
Marché à terme			-1,889	-11,647	0,3371	0,000
Rép. dom.	1990/08-2017/03	320	-1,636	-16,994	0,4641	0,000
Marché à terme			-1,797	-14,784	0,3817	0,000
El Salvador	1994/08-2017/03	272	-1,835	-16,409	0,3631	0,000
Marché à terme			-1,907	-15,720	0,3288	0,000

^a Valeurs critiques: -3,45, -2,88 et -2,57 pour des seuils de signification de 1%,5% et 10%, respectivement

^b Les marché à terme apparaissant plusieurs fois dans chaque période, on a recherché une racine unitaire dans la série de prix à terme

37. Étant donné que toutes les séries de prix sont intégrées d'un même ordre et présentent des séries I(1) non stationnaires, l'approche de Johansen a été utilisée pour vérifier si les prix à la production et les prix à terme sont cointégrés. Les résultats sont présentés au tableau 3. Sur la base des statistiques du test de dépistage, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration peut être rejetée dans tous les cas, au moins à un niveau de 5%. L'hypothèse nulle d'existence d'une relation de cointégration ne peut pas être rejetée. Sur la base des résultats du test de cointégration, la première hypothèse d'une relation stable à long terme entre les prix à terme et les prix à la production peut être acceptée. Ils partagent donc un facteur stochastique commun et réagissent au même ensemble d'informations.

Tableau 3: Résultats du test de cointégration

	Classement	Valeur propre	Test de dépistage	Valeur p
Brésil	0	0,12114	45,976	0,000
	1	0,026364	7,8818	0,2694
Colombie	0	0,090599	37,284	0,0009
	1	0,016852	5,6595	0,5145
Guatemala	0	0,06998	16,474	0,0338
	1	0,0026701	0,58553	0,4442
Honduras	0	0,22523	52,974	0,000
	1	0,032182	6,0189	0,4684
République dominicaine	0	0,040377	15,628	0,046
	1	0,007745	2,4803	0,1153
El Salvador	0	0,074064	24,440	0,011
	1	0,013809	3,7405	0,4639

38. Dans le cas du Brésil, de la Colombie, du Guatemala, du Honduras et du Salvador, le MVCE a été estimé en limitant la constante. Par conséquent, aucun des niveaux de prix n'inclut de tendance temporelle quadratique ou linéaire. Le MVCE modélisant la relation entre les prix à terme et les prix à la production en République dominicaine a été ajusté sur la base d'une constante non limitée. Bien que cette option exclue toute tendance temporelle quadratique au niveau des données, elle autorise néanmoins l'existence d'une tendance temporelle linéaire. Les prix ont été pris en logarithmes naturels pour rendre leur interprétation plus intuitive.

39. Le tableau 4 présente les estimations du MVCE et inclut les erreurs-types entre parenthèses. Le nombre de décalages a été choisi en fonction du critère d'information d'Akaike (AIC). L'incidence des prix à terme passés sur les prix à la production courants est statistiquement significative dans quatre cas sur six. Ce n'est qu'au Honduras et au Brésil que les prix à terme décalés semblent n'avoir aucun impact à court terme. Les prix à la production courants en Colombie et au Guatemala semblent être influencés par les

prix à terme passés, et une autocorrélation de premier et de deuxième ordre des prix à terme se retrouve dans ces deux modèles. Dans le cas d'El Salvador, seul le deuxième décalage des prix à terme semble avoir un impact statistiquement significatif sur les prix à la production et à terme courants. Au Brésil, les prix à la production passés semblent n'avoir aucune incidence sur les prix à terme courants. D'autre part, les résultats montrent qu'en Colombie, les prix à la production du mois précédent semblent avoir un impact sur les prix à terme courants. De même, les prix à terme passés semblent influencer les prix à la production en Colombie, mais n'ont apparemment aucun impact sur les prix à la production au Brésil. Alors que les prix à la production passés du Guatemala semblent influencer sur les prix à terme courants, les prix à la production du Honduras n'exercent aucune influence sur ces prix. Les prix à terme du mois précédent semblent également avoir un impact sur les prix à la production courants au Guatemala, mais pas au Honduras.

40. Bien que l'AIC indique l'intégration de quatre décalages dans le MVCE décrivant la relation entre les prix à la production au Brésil et les prix à terme de New York, aucun de ces décalages ne semble être statistiquement significatif. Cela semble être le cas tant pour les prix à la production que pour les prix à terme. De même, aucun des deux décalages dans les prix à la production et les prix à terme ne s'avère statistiquement significatif au Honduras. Les prix à la production passés n'ont aucune incidence sur les prix à terme courants dans quatre cas sur six. Néanmoins, dans trois cas, l'autocorrélation des prix à la production semble statistiquement significative.

41. Dans cinq cas sur six, les paramètres d'ajustement α montrent des signes d'altération. Ce n'est qu'au Salvador que les deux paramètres d'ajustement sont positifs et statistiquement significatifs ; dans tous les autres cas, le coefficient des prix à la production est négatif. Dans cinq cas sur six, seul le coefficient d'ajustement de la série de prix à terme est statistiquement significatif et, dans tous les cas, positif. Au Honduras, seul le coefficient d'ajustement de la série des prix à la production est statistiquement significatif. Ce n'est qu'au Guatemala que le coefficient d'ajustement des deux séries de prix est statistiquement significatif.

Tableau 4: Résultats du modèle vectoriel de correction des erreurs

Pays	Équation	α	p_{t-1}^c	p_{t-2}^c	p_{t-3}^c	p_{t-4}^c	p_{t-1}^f	p_{t-2}^f	p_{t-3}^f	p_{t-4}^f
Brésil	Δp_t^c	-0,0511 (0,0642)	0,0222* (0,1126)	0,0084 (0,1135)	0,1341 (0,1106)	0,0547 (0,1098)	0,0223 (0,1335)	0,0003 (0,1337)	-0,1019 (0,1283)	-0,1587 0,1286
	Δp_t^f	0,1189** (0,0535)	0,0822 (0,0938)	0,0613 (0,0945)	-0,0541 (0,0921)	0,0102 (0,0915)	0,0920 (0,1113)	0,0687 (0,1114)	0,1021 (0,1069)	-0,1044 (0,1071)
Colombie	Δp_t^c	-0,0317 (0,0243)	0,0191 (0,0684)	-0,0663 (0,0678)			0,1773*** (0,0638)	0,0690 (0,0650)		
	Δp_t^f	0,0900*** 0,0258	-0,1233* (0,0725)	-0,0994 (0,0719)			0,2687*** (0,0677)	0,2166*** (0,0689)		
Guatemala	Δp_t^c	-0,2290*** (0,0580)	-0,2236*** (0,0753)	-0,0177 (0,0703)			0,2012*** (0,1111)	0,0326 (0,1119)		
	Δp_t^f	0,1050*** (0,0383)	-0,0758 (0,0498)	-0,0362 (0,0465)			0,2399*** (0,0734)	0,1423** (0,0740)		
Honduras	Δp_t^c	-0,5535*** (0,0898)	-0,0268 (0,0838)	-0,1109 (0,0721)			(0,1423) (0,1732)	-0,1743 (0,1674)		
	Δp_t^f	0,0363 (0,0446)	-0,0219 (0,0416)	-0,0345 (0,0358)			0,1785 (0,0859)	(0,1325) (0,0831)		
République dominicaine	Δp_t^c	-0,001 (0,0265)	-0,0724 (0,0741)				0,2381** (0,0030)			
	Δp_t^f	0,0552*** (-0,0206)	-0,0161 (0,0576)				0,2064*** (0,0724)			
El Salvador	Δp_t^c	0,0878* (0,0525)	-0,1344 (0,1105)	-0,2790** (0,1095)	-0,1517 (0,1088)		0,2520 (0,1665)	0,5168*** (0,1671)	0,1873 (0,1653)	
	Δp_t^f	0,1298*** (0,0324)	-0,0432 (0,0682)	-0,2076*** (0,0676)	-0,0972 (0,0672)		0,1657 (0,1028)	0,3353*** (0,1032)	0,1758* (0,1021)	

Les erreurs types entre parenthèses; -***, -**, -* indiquent une signification statistique à des seuils de 1%, 5% et 10%, respectivement.

42. Au Honduras et au Guatemala, par contre, les coefficients d'ajustement des prix à la production sont beaucoup plus élevés et statistiquement significatifs à 1%. Les deux pays ont un coefficient d'ajustement plus élevé que le marché à terme. L'écart est particulièrement important au Honduras et, dans ce cas, l'alpha du marché à terme est également négligeable. Au Guatemala, les deux paramètres d'ajustement à long terme sont statistiquement significatifs, mais les prix à la production semblent réagir beaucoup plus fortement aux déséquilibres que les prix à terme. Bien que la République dominicaine ne présente qu'un alpha très faible et statistiquement négligeable, les prix à terme du mois précédent semblent avoir un impact sur les prix à la production courants dans le pays. La série de prix à terme présente un paramètre d'ajustement positif et statistiquement significatif mais le coefficient reste très faible.

43. S'agissant du Salvador, les deux coefficients d'ajustement sont positifs et statistiquement significatifs. Pourtant, le marché à terme semble réagir plus fortement aux écarts d'équilibre. Il apparaît également que les prix à terme passés ont un impact sur les prix à la production courants du Salvador. Il est intéressant de noter que c'est le deuxième décalage des prix à terme qui semble affecter les prix au Salvador. Pourtant, c'est aussi le deuxième décalage des prix à la production qui semble influencer les prix à terme courants.

VI.3. Détermination des prix sur le marché du café

44. Les paramètres de détermination des prix ont été calculés sur la base des résultats du MVCE. Le tableau 5 présente les résultats de l'analyse de détermination des prix. Les coefficients α figurant dans la colonne 3 de l'estimation du MVCE peuvent servir au calcul du vecteur des coefficients de pondération communs. La colonne 4 présente les coefficients γ du modèle PT, les colonnes 5 et 6 les limites supérieure et inférieure du modèle IS, respectivement, et la colonne 7 le point milieu des deux colonnes précédentes.

45. En général, les résultats de l'analyse de détermination des prix indiquent l'existence d'un flux d'information bidirectionnel entre le marché au comptant et le marché à terme. Toutefois, la part la plus importante de l'information est absorbée par les prix locaux à la production. Si l'on considère la moyenne entre les limites supérieure et inférieure du modèle IS, dans quatre cas sur six, les paramètres du modèle IS et du modèle PT donnent des résultats similaires. Dans le cas de la République dominicaine, les résultats des deux modèles sont comparativement éloignés les uns des autres tout en ayant les mêmes implications. Pour El Salvador, l'estimation du modèle PT n'a pas été concluante et il n'a pas été possible d'utiliser le modèle IS en raison des limites de la méthode économétrique appliquée.

Tableau 5: Résultats de l'analyse de la détermination des prix

Pays	Équation	α	Modèle PT	Modèle IS		
				Limite supérieure	Limite inférieure	IS ϕ
Brésil	p_t^f	-0,0511	0,3007	0,5812	0,0471	0,3142
	p_t^p	0,1189	0,6993	0,9528	0,4188	0,6858
Colombie	p_t^f	-0,0317	0,2606	0,4989	0,1012	0,3001
	p_t^p	0,09	0,7394	0,8988	0,5011	0,6999
Guatemala	p_t^f	-0,229	0,6856	0,7427	0,5525	0,6476
	p_t^p	0,105	0,3144	0,4475	0,2573	0,3524
Honduras	p_t^f	-0,5535	0,9385	0,9827	0,8982	0,9405
	p_t^p	0,0363	0,0615	0,1018	0,0173	0,0595
République dominicaine	p_t^f	-0,001	0,0254	0,3461	0,0009	0,1735
	p_t^p	0,0552	0,9746	0,9991	0,6539	0,8265

46. En ce qui concerne les limites du modèle IS, dans quatre cas sur cinq, la limite supérieure et la limite inférieure ont toutes deux la même implication quant au marché qui pilote le processus de détermination des prix. Dans le cas du Brésil uniquement, ces implications changent en fonction du marché qui figure en premier dans l'estimation. Dans tous les autres cas, les limites supérieure et inférieure du modèle IS confirment également les résultats du modèle PT.

47. L'écart entre la limite supérieure et la limite inférieure du modèle IS est généralement le résultat de la corrélation entre les prix à terme et les prix à la production. Le tableau 6 présente les coefficients de corrélation entre les termes d'erreur des prix locaux à la production et du marché à terme. La corrélation la plus forte semble être entre les prix à la production au Brésil et les prix à terme de New York, et la plus faible entre le Honduras et New York. On constate que plus la corrélation entre les deux séries de prix est forte, plus l'écart entre les limites est grand.

Tableau 6: Coefficients de corrélation des termes d'erreur du MVCE

Pays	Coefficient de corrélation
Brésil	0,6036
Colombie	0,4445
Guatemala	0,1996
Honduras	0,1917
République dominicaine	0,5637

48. Pour le Brésil, le modèle PT et le modèle IS donnent des résultats similaires : environ 70 % des informations nouvelles sont intégrées en premier lieu dans les prix à la production, et 30 % par le marché à terme. En raison de la corrélation relativement étroite entre les prix à la production au Brésil et le marché à terme de New York, on peut observer un écart important entre la limite supérieure et la limite inférieure du modèle IS. Selon le marché considéré en premier dans la factorisation de Cholesky, l'implication peut changer : si l'on considère d'abord le marché à terme, sa contribution à la détermination des prix est proche de 60 %, mais si les prix à la production au Brésil sont considérés en premier, les prix sont déterminés en quasi-totalité par le marché local. Cela peut être lié au fait que l'Arabica brésilien ne se négocie à l'ICE que depuis 2013 et qu'il se négocie avec une décote de 600 points. En outre, le Brésil dispose d'un marché à terme local bien établi, la Bourse des marchandises du Brésil, où le café se négocie activement.

49. Selon le modèle PT, près de 75 % de la détermination des prix se fait sur le marché local en Colombie, et seulement environ un quart sur le marché à terme. Si l'on considère le modèle IS, la part de la Colombie dans la détermination des prix n'est que légèrement inférieure. Si le marché à terme est le premier élément de la factorisation de Cholesky, la

contribution des deux marchés aux informations nouvelles innovations est pratiquement égale. Pourtant, si la série de prix à la production est considérée en premier, elle domine clairement la détermination des prix. La part plus importante du marché local dans la détermination des prix pourrait être liée au fait que la plupart des producteurs de café colombiens sont membres de FEDECAFE, qui achète le café à ses membres au prix intérieur. Ce prix repose uniquement sur le prix du contrat 'C' à terme de New York et sert également de prix plancher au cas où les membres n'obtiendraient pas des prix plus élevés en commercialisant leurs produits en tant que café de spécialité (Gilbert et Gomez 2016). De plus, comme le café brésilien, le café de Colombie ne se négocie pas à parité à l'ICE. Mais contrairement au café brésilien, le café colombien se négocie avec une prime élevée, ce qui peut entraver le rôle de détermination des prix du marché à terme.

50. Au Honduras et au Guatemala, le marché à terme semble être la principale source de détermination des prix. Au Guatemala, les deux tiers environ de l'information sont captés en premier lieu par les prix à terme, tandis qu'environ un tiers est absorbé d'abord par les prix locaux à la production. Cela est confirmé à la fois par le modèle PT et le modèle IS. Au Honduras, le marché à terme joue un rôle encore plus important dans la formation des prix. Environ 94 % des informations nouvelles sont absorbées en premier lieu par le marché à terme, et seulement 6 % par les prix locaux à la production. Dans ce cas, les modèles PT et IS donnent des résultats pratiquement identiques, et les limites supérieure et inférieure du modèle IS ne sont pas très éloignées. Le café des deux pays se négocie à parité à New York, ce qui peut faciliter la fonction de détermination des prix du marché à terme. Les résultats sont conformes à l'étude menée par Fortenbery et Zapata (2004), qui indiquait déjà une relation étroite entre le marché à terme de New York et les deux pays d'Amérique latine. Les auteurs interprétaient cette relation comme la possibilité pour les acteurs du marché du café de couvrir leur risque de prix, et le marché à terme comme étant un centre de détermination des prix pour les pays exportateurs d'Amérique latine.

51. Pour la République dominicaine, selon le modèle PT, plus de 97,5 % de l'information est absorbée en premier par les prix à la production et seulement 2,5 % par les prix à terme. Selon le modèle IS, la part du marché à terme dans la détermination des prix est proche de 20 % et les prix semblent encore être principalement déterminés par le marché local. Si l'on examine les limites du modèle IS, on constate que, si l'on considère d'abord les prix à la production dans la factorisation de Cholesky, les prix sont entièrement déterminés par le marché local. Cela pourrait être lié au fait que le pays ne joue qu'un rôle mineur dans la production mondiale de café et que seule une petite partie de sa production est commercialisée sur le marché international. L'étude de Mattos *et al.* (2004), qui montre la pertinence du volume des transactions dans la relation entre les prix à terme et les prix au comptant, corrobore cette hypothèse. Les auteurs constatent que la fonction de détermination des prix d'un marché à terme est étroitement liée à son niveau d'activité. Bien qu'Adämmer *et al.* (2016) constatent que le marché à terme peut piloter le processus de détermination des prix même sur des marchés peu actifs, ils montrent aussi que la fonction de détermination des prix d'un marché est effectivement liée au volume des transactions. Dans l'ensemble, la majeure partie du café dominicain étant consommée au

niveau national, il n'est pas surprenant que l'offre et la demande locales jouent un rôle primordial dans l'explication de la valeur marchande du café en République dominicaine.

52. Enfin, au Salvador, les résultats du modèle PT ne peuvent pas être interprétés et montrent les limites de cette approche. Pour permettre une interprétation, les coefficients de pondération doivent être limités à $[0, 1]$. Ce n'est le cas que si les coefficients d'ajustement des deux marchés présentent des signes différents, condition qui a été ignorée dans ce cas. Par conséquent, un calcul selon le modèle IS n'est pas possible. La faible part du Salvador dans la production mondiale de café pourrait jouer un rôle à cet égard. En outre, le pays a souffert d'une guerre civile qui a fortement affecté le secteur du café. L'absence d'institutions stables et le rôle des intermédiaires peuvent également avoir un impact sur la relation entre les prix à terme et les prix à la production.

53. Les paramètres de détermination des prix montrent que, dans la plupart des cas, les prix locaux à la production intègrent les informations nouvelles plus rapidement que le marché à terme. Bien que les prix à terme et les prix à la production semblent réagir au même ensemble d'informations, ce dont témoigne l'existence d'un équilibre stable à long terme entre les prix à terme et les prix à la production, les producteurs latino-américains ne se servent généralement pas des informations fournies par le marché à terme pour prendre leurs décisions. Néanmoins, pour le Guatemala et le Honduras, le marché à terme de New York semble, dans l'ensemble, absorber plus rapidement l'information. Cela indique qu'ici, le marché à terme constitue un mécanisme efficace de détermination des prix.

VII. CONCLUSION

54. Le café est un produit d'exportation important pour de nombreux pays d'Amérique latine et se négocie activement sur les bourses internationales de marchandises. Il est donc important de comprendre la relation entre les marchés à terme bien établis et les prix à la production du café. **L'objectif de cette étude était d'analyser la relation entre le marché au comptant et le marché à terme du café dans différents pays d'Amérique latine et de rechercher qui du marché au comptant ou du marché à terme pilote le processus de détermination des prix.**

55. L'analyse s'est appuyée sur les données mensuelles des prix à la production de l'Arabica provenant de six pays d'Amérique latine : Brésil, Colombie, Guatemala, Honduras, El Salvador et République dominicaine. Les prix à terme sont donnés en tant que moyennes mensuelles des contrats 'C' à terme des deuxième et troisième positions de l'ICE de New York.

56. L'analyse reposait sur deux hypothèses : premièrement, les deux marchés réagissant au même ensemble d'informations, il existe une relation stable entre les prix à terme du café et les prix à la production, et deuxièmement, les marchés à terme constituent un vecteur de détermination des prix.

57. Dans l'ensemble, les résultats confortent l'hypothèse d'une relation stable à long terme entre les prix à terme et les prix à la production. **Une cointégration a pu être trouvée**

entre toutes les paires de prix à terme/prix à la production, ce qui indique que les séries de prix partagent un facteur stochastique commun et réagissent à un même ensemble d'informations. En outre, les résultats montrent que, dans la plupart des cas, le marché à terme réagit plus fortement aux déséquilibres. Dans la plupart des cas, les prix à terme passés semblent influencer à la fois les prix à terme et les prix à la production courants. Les prix à la production passés semblent n'avoir qu'un effet limité sur les prix à terme courants.

58. En ce qui concerne la deuxième hypothèse, les résultats sont ambigus. **Au Brésil, en Colombie et en République dominicaine, les prix locaux à la production semblent intégrer les informations nouvelles plus rapidement que le marché à terme.** Cela peut être attribué à des facteurs tels que la taille du marché (Brésil, Colombie), l'existence d'une bourse des marchandises suffisamment liquide dans le pays (Brésil) et une forte consommation intérieure (Brésil, République dominicaine).

59. **Au Guatemala et au Honduras, le marché à terme de New York domine le processus de détermination des prix.** Cela suggère que les producteurs de ces deux pays auraient avantage à prendre leurs décisions en fonction des informations du marché à terme. L'information pourrait être rendue plus accessible aux producteurs, par exemple par la vulgarisation, des coopératives ou des négociants locaux. En ce qui concerne El Salvador, une estimation n'a pas été possible en raison de contraintes méthodologiques.

60. L'étude a permis de mieux comprendre le rôle des marchés à terme du café bien établis pour les producteurs latino-américains. Bien qu'elle donne un aperçu de la pertinence des marchés à terme comme base de décision pour les producteurs, des recherches supplémentaires sont nécessaires sur le rôle potentiel de ces marchés pour que les producteurs puissent se couvrir contre le risque de prix.

Références

- Adämmer, Philipp, Martin T. Bohl, and Christian Gross. 2016. "Price Discovery in Thinly Traded Futures Markets: How Thin Is Too Thin?" *Journal of Futures Markets* 36(9):851–69.
- Baillie, Richard T., G.Geoffrey Booth, Yiuman Tse, and Tatyana Zobotina. 2002. "Price Discovery and Common Factor Models." *Journal of Financial Markets* 5:309–21.
- Baldi, Lucia, Massimo Peri, and Daniela Vandone. 1994. "Spot and Futures Prices of Agricultural Commodities : Fundamentals and Speculation." *Working Papers of Department of Economics, Business and Statistics, University of Milan*. Retrieved (www.economia.unimi.it/uploads/wp/DEAS-2011_03wp.pdf).
- Brockman, Paul and Yiuman Tse. 1995. "Information Shares in Canadian Agricultural Cash and Futures Markets Information Shares in Canadian Agricultural Cash and Futures Markets." *Applied Economics Letters* 2:335–38.
- Dickey, David A. and Wayne A. Fuller. 1979. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root." *Journal of the American Statistical Association* 4(366):427–31.
- Dimpfl, Thomas, Michael Flad, and Robert C. Jung. 2017. "Price Discovery in Agricultural Commodity Markets in the Presence of Futures Speculation." *Journal of Commodity Markets* 5:50–62.
- Easwaran, RS and P. Ramasundaram. 2008. "Whether Commodity Futures Market in Agriculture Is Efficient in Price Discovery?-An Econometric Analysis." *Economics Research Review* 21:337–44. Retrieved (<http://core.kmi.open.ac.uk/download/pdf/6653145.pdf>).
- Engel, Robert Fry and Clive William John Granger. 1987. "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing." *Econometrica* 55(2):251–76.
- Fortenbery, T.Randall and Hector O. Zapata. 1997. "An Evaluation of Price Linkages Between Futures and Cash Markets for Cheddar C Heese." *The Journal of Futures Markets* 17(3):279–301.
- Fortenbery, T.Randall and Hector O. Zapata. 2004. "Developed Speculation and Under Developed Markets – The Role of Futures Trading on Export Prices in Less Developed Countries." *European Review of Agricultural Economics* 31:451–471.
- Fry, John M., Baoying Lai, and Mark Rhodes. 2010. "The Interdependence of Coffee Spot and Futures Markets." *International Network for Economic Research*. Retrieved (<https://pdfs.semanticscholar.org/2b09/fa08b3aa31a6dcde4697e93fc54018922ce9.pdf>).
- Gilbert, Anthony J. and Lady A. Gomez. 2016. "Colombia Coffee Annual." *USDA Foreign Agricultural Service GAIN Report*.
- Gonzalo, Jesus and Clive William John Granger. 1995. "Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems." *Journal of Business & Economic Statistics* 13(1):27–35.
- Gregory, Allan W. and Bruce E. Hansen. 1996. "Residual-Based Tests for Cointegration with Regime Shifts in Models." *Journal of Econometrics* 70:99–126.

- Hasbrouck, Joel. 1995. "One Security, Many Markets: Determining the Contributions to Price Discovery." *Source: The Journal of Finance THE JOURNAL OF FINANCE* * 50(4):1175–99. Retrieved (<http://www.jstor.org/stable/2329348>).
- Intercontinental Exchange (ICE). 2012. "Coffee `C`." *ICE Futures U.S.*
- International Coffee Organization (ICO). 2016. "Coffee Country Profile El Salvador." *International Coffee Organization, London.*
- International Trade Centre. 2011. *The Coffee Exporter's Guide*. 3rd ed. Geneva.
- Johansen, Soren. 1991. "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive." *Econometrica* 59(6):1551–80.
- Joseph, Anto, Garima Sisodia, and Aviral Kumar Tiwari. 2014. "A Frequency Domain Causality Investigation between Futures and Spot Prices of Indian Commodity Markets." *Economic Modelling* 40:250–58.
- Kebede, Yohannes. 1993. "Causality and Efficiency in the Coffee Futures Market." *Journal of International Food & Agribusiness Marketing Journal of International Food Br Agribusiness Marketing* 5(1).
- Kellard, Neil, Paul Newbould, Tony Rayner, and Christine Ennew. 1999. "The Relative Efficiency of Commodity Futures Markets." *The Journal of Futures Markets* 19(4):413–32.
- Kristoufek, Ladislav and Miloslav Vosvrda. 2014. "Commodity Futures and Market Efficiency." *Energy Economics* 42:50–57.
- Krivosos, Ekaterina. 2004. *The Impact of Coffee Market Reforms on Producer Prices and Price Transmission.*
- Kumar, Sunil. 2004. "Price Discovery and Market Efficiency: Evidence from Agricultural Commodities Futures Markets." *South Asian Journal of Management* 11(2):32–47.
- Lehmann, Bruce N. 2002. "Some Desiderata for the Measurement of Price Discovery across Markets." *Journal of Financial Markets* 5(3):259–76.
- Mattos, Fabio, Philip Garcia, and St Louis. 2004. "Price Discovery in Thinly Traded Markets: Cash and Futures Relationships in Brazilian Agricultural Futures Markets." *Paper Presented at the NCR-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management St. Louis, Missouri, April 19-20, 2004.*
- Mckenzie, Andrew M. and Matthew T. Holt. 1998. "Market Efficiency in Agricultural Futures Markets Correspondence Regarding This Paper Can Be Addressed to:" *Applied Economics* 34:1519–1532.
- Mofya-Mukuka, R. and A. Abdulai. 2013. "Effects of Policy Reforms on Price Transmission in Coffee Markets: Evidence from Zambia and Tanzania." (September). Retrieved (<http://fsg.afre.msu.edu/zambia/wp79.pdf>).
- Mohan, Sushil and James Love. 2004. "Coffee Futures: Role in Reducing Coffee Producers' Price Risk." *Journal of International Development.*
- Rau, Benjamin and Attaché lady A. Gomez. 2017. "Colombian Coffee Annual." *USDA Foreign Agricultural Service GAIN Report.*
- Sabuhoro, Jean Bosco and Bruno Larue. 1997. "The Market Efficiency Hypothesis: The Case

of Coffee and Cocoa Futures.” *Agricultural Economics* 16(3):171–84.

- Siegel, Paul and Jeff Alwang. 2004. “Export Commodity Production and Broad-Based Rural Development: Coffee and Cocoa in the Dominican Republic.” *World Bank Policy Research Working Paper 3306*.
- da Silveira, Rodrigo Lanna F., Fabio L. Mattos, and Maria Sylva M. Saes. 2017. “The Reaction of Coffee Futures Price Volatility to Crop Reports.” *Emerging Markets Finance and Trade* 53(10):0–16.
- Stock, James H. and Mark W. Watson. 1988. “Testing for Common Trends.” *Journal of the American Statistical Association* 83(404):1097–1107.
- Subervie, Julie. 2009. “The Impact of Coffee Market Reforms on Price Transmission.” *Presented at Journées Des Jeunes Chercheurs Du Département SAE2, Montpellier, FRA (2009-10-01 - 2009-10-02)*.
- Thraen, Cameron S. 1999. “A Note: The CSCE Cheddar Cheese Cash and Futures Price Long-Term Equilibrium Relationship Revisited.” *The Journal of Futures Markets* 19(1):233–44.
- Wang, H.Holly and Bingfan Ke. 2005. “Efficiency Test of Agricultural Commodity Futures Markets in China.” *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 49:125–41.
- Yang, Jian, David A. Bessler, and David J. Leatham. 2001. “Asset Storability and Price Discovery in Commodity Futures Markets: A New Look.” *The Journal of Futures Markets* 21(3):279–300.

IDENTIFYING STRUCTURAL BREAKS

Over the past decades, the structure of the international coffee sector has changed substantially. To investigate possible change-points in the relationship between producer and futures prices, the method introduced by Gregory and Hansen (1996) will be employed. This residual-based test for cointegration between two markets allows for a regime shift and helps to identify an appropriate timeframe for the estimation. The underlying model is assumed to be

$$p_t^f = \mu + \omega p_t^p + e_t, \quad (13)$$

where p_t^f and p_t^p denote the futures price and producer price series, respectively, μ and ω are parameters to be estimated, and e_t is the error term. In a cointegration setting, μ and α are assumed to be time-invariant. Yet under certain circumstances, they might be constant over a certain period and then shift to a new level. Such a shift might be modelled in a change in the intercept μ and/or the slope α . To model such a change, it is helpful to introduce a dummy into equation (13):

$$\varphi_{t\tau} = \begin{cases} 0 & \text{if } t \leq \tau \\ 1 & \text{if } t > \tau \end{cases} \quad (14)$$

where the unknown part τ describes the timing of the structural break. Based on equation (1), Gregory and Hansen (1996) discuss different cases for the identification of a break date in this relationship.

Level shift (C)

$$p_t^f = \mu_1 + \varphi_{t\tau}\mu_2 + \omega p_t^p + e_t, \quad (14a)$$

In this specification, only the intercept changes at a certain breakpoint. μ_1 is the intercept before the break date, μ_2 represents the change in the intercept after the shift.

Level shift with trend (C/T)

$$p_t^f = \mu_1 + \varphi_{t\tau}\mu_2 + \beta t + \omega p_t^p + e_t, \quad (14b)$$

Again, only the intercept changes at the time of the break. The only difference between equations (14a) and (14b) is that the latter also includes a time trend.

Regime Shift (C/S)

$$p_t^f = \mu_1 + \varphi_{t\tau}\mu_2 + \omega_1 y_{2t} + \omega_2 p_t^p \varphi_{t\tau} + e_t, \quad (14c)$$

Another structural break option allows the slope to also be different before and after the break. Again, μ_1 and μ_2 are the intercepts before and after the break date, respectively, α_1 denotes the slope before and α_2 the slope after the structural change.

Regime Shift with trend (C/S/T)

$$p_t^f = \mu_1 + \varphi_{t\tau}\mu_2 + \beta t + \beta t\varphi_{t\tau} + \omega_1 p_t^p + \omega_2 p_t^p \varphi_{t\tau} + e_t, \quad (14d)$$

In (14d), the structural change affects the intercept, the slope and the trend function. The ADF and the Phillips test statistics are then computed for all values of $\tau \in$. The most plausible breakpoint is given by the smallest value of the test statistics.

TESTING FOR COINTEGRATION

Following the definition given by Engel and Granger (1987), a time series which becomes stationary after differencing d times is considered to be integrated of order d , denoted $I(d)$. Two variables are considered cointegrated if both variables are integrated of the same order d and share a linear component which is stationary. The cointegrating relationship implies that the variables move closely together in the long run but may drift apart in the short run.

Different methods are available to test the order of integration of single time series. On the grounds of a method developed by Dickey and Fuller (1979), the Augmented Dickey-Fuller (ADF) test is one of the most widely used unit root tests. Following this approach, three different forms of the test can be used to test for the presence of a unit root:

$$\Delta y_t = \beta_t y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1a)$$

$$\Delta y_t = \alpha_t + \beta_t y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1b)$$

$$\Delta y_t = \alpha_t + \beta_t y_{t-1} + \delta t + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1c)$$

where k presents the number of lags chosen. Under the null hypothesis $\beta = 0$, (1a) is a pure random walk, (1b) adds a constant term α_t and (1c) includes both a constant and a linear time trend, δt .

If two time series are found to be $I(1)$, they can be tested for cointegration, i.e. whether or not there is a linear combination of the series which is covariance stationary. Following the procedure introduced by Johansen (1991), the null hypothesis of no cointegration will be tested against the alternative of one cointegrating vector. The Johansen approach has two different forms, the trace test and the maximum eigenvalue test. The former tests if the number of linear combinations K equal a certain value K_0 against the alternative of K being greater than K_0 .

Setting $K_0 = 0$, the null hypothesis of the trace test is based on the assumption of no cointegration and needs to be rejected to establish cointegration between the variables. The test statistics are given by

$$Tr(r) = \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (2)$$

The maximum eigenvalue test starts from the same null hypothesis, yet tests against a different alternative. The implication from rejecting the null hypothesis using the maximum eigenvalue is slightly different from the trace test. Though both forms are based on the assumption of no cointegration in their null hypothesis, rejecting the null based on the maximum eigenvalue implies that there is just a single possible combination of the non-stationary variables to yield in a stationary process. The corresponding test statistic for the maximum eigenvalue is given by

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_i). \quad (3)$$

If the markets are found to be cointegrated, the Granger Representation Theorem (Engel and Granger, 1987) holds another important implication for their relationship: If two I(1) variables, e.g. two spatially separated markets $Y_t = (y_{1t}, y_{2t})'$, are cointegrated, their connection may be described by an Error Correction Model and vice versa. The Vector Error Correction Model (VECM) describing their relationship may be then written as follows:

$$\Delta Y_t = \alpha(\beta' Y_{t-1} + \mu + \rho t) + \sum_{i=1}^k A_j \Delta Y_{t-j} + \gamma + \tau t + e_t \quad (4)$$

where $\beta = (1, -1)'$ is the cointegration vector, $z_t = Y_t = y_{1t} - y_{2t}$ is the error correction term, i.e. the deviations from the long-run equilibrium of the two prices, and e_t are identically and independently distributed disturbances. The constant term μ in the adjusted model implies a linear time trend, and δt a quadratic time trend in the price levels. The error correction vector α contains the parameters which measure the speed of adjustment of the price series to deviations from equilibrium. The parameters are commonly called the error correction coefficients, usually $0 < |\alpha_i| < 1$, $i=1,2$. The proximity of α_i to one determines the speed of the markets returning to equilibrium. The model has two parts: The long-run

dynamics between the price series are presented in the first part, $\alpha\beta'Y_{t-1}$. The second portion of the model, $\sum_{i=1}^k A_i\Delta Y_{t-i}$, depicts the short-run dynamics of the relationship induced by market imperfections.

By allowing for a constant term and a time trend, the Johansen approach for fitting and estimating the model allows placing different restrictions on the trend terms, which result in five cases:

Unrestricted trend

This case places no restrictions on the parameters and assumes a quadratic trend in the levels of the data. This means that the cointegrating equations are trend stationary, i.e. they are stationary around the time trend.

Restricted trend

By setting $\tau = 0$, the model allows for a linear, but not a quadratic time trend in the data levels. This restriction also allows the cointegrating equations to be trend stationary.

Unrestricted constant

This specification poses the restrictions $\tau = 0$ and $\rho = 0$ on equation (4). This excludes the possibility of the data levels to have a quadratic trend. It furthermore restricts the cointegrating equations to be stationary around constant means, but still includes a linear time trend in the levels of the data.

Restricted constant

In this case, restrictions are posed such that $\tau = 0$, $\rho = 0$ and $\gamma = 0$. This scenario excludes the quadratic and the linear time trend of the levels of data. Though specification allows levels to be stationary around a constant mean, it excludes any other trends and constant terms.

No trend

In the last specification, the model includes no nonzero means and trends anymore and places restrictions such that $\tau = 0$, $\rho = 0$, $\gamma = 0$ and $\mu = 0$. Here levels and differences of the data are assumed to have a zero mean, just like the cointegrating equations.

The different specifications allow for a greater flexibility in estimating the relationship of the two markets. This provides the possibility of selecting an appropriate model specification for each futures market/ country pair.

DETERMINING THE CONTRIBUTION OF MARKETS TO PRICE DISCOVERY

Based on the cointegration framework and the VECM introduced in Annex II, there are two widely used common factor models for investigating the principals of price discovery, the permanent-transitory (PT) model by Gonzalo and Granger (1995) and the information share (IS) criterion by Hasbrouck (1995).

Though the two models show similarities, they have different understandings of price discovery. The PT model is solely concerned with the error correction model and involves only permanent shocks (opposed to transitory ones) which result in disequilibria. The IS approach looks at the price discovery process with respect to the variance of innovations to the common factor. While the PT defines a market's contribution to price discovery as a function of the error correction coefficient and thus its part in the common factor, the IS looks at the market's relative contribution to the variance of the innovations. If $P_t = (p_t^f, p_t^p)'$, where p_t^f and p_t^p denote the futures price and the producer price, respectively, the two metrics start from the VECM as specified in (4),

$$\Delta P_t = \alpha(\beta' P_{t-1} + \mu + \rho t) + \sum_{i=1}^k A_i \Delta P_{t-i} + \gamma + \tau t + e_t$$

with $\beta = (1, -1)'$ being the cointegration vector, $z_t = \beta' P_t = p_t^f - p_t^p$ being the error correction term, α being a vector containing the error correction coefficient and e_t being a vector of serially uncorrelated disturbances with zero mean and a covariance matrix Ω such that

$$\Omega = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \rho\sigma_1\sigma_2 \\ \rho\sigma_1\sigma_2 & \sigma_2^2 \end{pmatrix}. \quad (5)$$

The correlation between e_{t1} and e_{t2} is represented by ρ , and σ_1^2 and σ_2^2 are the variances of e_{t1} and e_{t2} , respectively.

Stock and Watson (1988) show that if two price series are cointegrated, the vector P_t may be dissected into a common factor, representing the common effective price of the markets, and a transitory component. This leads to the model

$$P_t = f_t + \mu_t \quad (6)$$

where f_t denotes the common factor and $\mu_t = (\mu_{1t}, \mu_{2t})'$ is a vector containing the transitory components. Following Gonzalo and Granger (1995), the common factor f_t may be written as a linear combination of the variables Y_t , resulting in the model

$$f_t = \gamma_1 p_t^f + \gamma_2 p_t^p \quad (7)$$

The vector $\Gamma = (\gamma_1, \gamma_2)'$ is the vector of common factor coefficients, which may be viewed as the weights of each market in the common factor. Gonzalo and Granger (1995) also prove that the vector Γ is orthogonal to the vector of adjustment parameters α , implying in a binary case that $\alpha_1 \gamma_1 + \alpha_2 \gamma_2 = 0$. By posing a small additional restriction on the binary case so that the common factor weights sum up to unity, i.e. $\gamma_1 + \gamma_2 = 1$, and rearranging the two equations a little, it is easy to see that

$$\begin{aligned} \gamma_1 &= \frac{\alpha_2}{\alpha_2 - \alpha_1} \\ \gamma_2 &= \frac{\alpha_1}{\alpha_1 - \alpha_2} \end{aligned} \quad (8)$$

The decomposition of the common factor, i.e. the permanent influence on price changes, is the main idea of the PT model. Therefore, the two factor weights γ_1 and γ_2 present each market's contribution to price discovery.

The IS, however, measures each market's contribution to price discovery by decomposing the variance of the common factor innovations. Baillie et al. (2002) show the connection between the PT model and the IS approach by Hasbrouck (1995) and demonstrate that, if there does not occur a significant correlation between the error terms arising from the cointegration equation, the metric can easily be calculated by

$$IS_i = \frac{\gamma_i \sigma_i}{\gamma_1^2 \sigma_1^2 - \gamma_1^2 \sigma_1^2} \quad (9)$$

Yet if there appears a significant correlation between the error terms, equation (13) does not hold. To eliminate the contemporaneous correlation, Hasbrouck (1995) employs a Cholesky factorization of $\Omega = MM'$, where M denotes a lower triangular matrix with the form

$$M = \begin{pmatrix} m_{11} & m_{12} \\ m_{21} & m_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 \\ \rho \sigma_2 & \sigma_2 (1 - \rho^2)^{1/2} \end{pmatrix}. \quad (10)$$

By further noting that $IS_1 + IS_2 = 1$, the model can be rearranged to

$$IS_1 = \frac{(\gamma_1 m_{11} + \gamma_2 m_{21})^2}{(\gamma_1 m_{11} + \gamma_2 m_{21})^2 + (\gamma_2 m_{22})^2} \quad (11)$$

$$IS_2 = \frac{(\gamma_2 m_{22})^2}{(\gamma_1 m_{11} + \gamma_2 m_{21})^2 + (\gamma_2 m_{22})^2} \quad (12)$$

The two equations (11) and (12) show that the computation of the IS only depends on the or orthogonal of α and Ω . But it also becomes clear that the factorization puts a larger weight on the first price series in the equation. This defines the upper (lower) bound of the information share of a market, depending on which market is first (second) in the factorization. Furthermore, the higher the correlation between the two markets, the greater (smaller) is the upper (lower) bound. Equations (11) and (12) show that the upper bound includes both the market's own contribution (σ represented by m_{11} in eq. (15)) and its correlation with the second market ($\rho\sigma_2$ represented by m_{21}). The lower bound in comparison only includes only the market's uncorrelated contribution to the information share. It is also easy to see that the upper and lower of the IS depend on the magnitude of correlation, being larger (smaller), the higher the correlation between the two markets.