



Conselho Internacional do Café
122.^a sessão
17 – 21 setembro 2018
Londres

**O papel dos mercados de futuros do café na
descoberta de preços para os produtores
latino-americanos**

Antecedentes

1. Nos termos do Artigo 34 do Acordo Internacional do Café de 2007 e Programa de Atividades para o ano cafeeiro de 2017/18, a Organização Internacional do Café (OIC) deve disponibilizar aos Membros estudos e relatórios sobre aspectos relevantes do setor cafeeiro.
2. O Plano de Ação Quinquenal da Organização inclui entre as ações prioritárias de sua Meta I ("Disponibilizar dados, análises e informações de categoria mundial") o estabelecimento de parcerias com universidades e institutos de pesquisa. O propósito dessas colaborações é ampliar a quantidade e a qualidade da produção analítica da OIC.
3. No ano cafeeiro de 2017/18, como primeiro passo na construção e formalização de parcerias com universidades, a Secretaria começou a colaborar com o Departamento de Economia Agrícola e Desenvolvimento Rural da Universidade Georg-August, de Goettingen, Alemanha. O objetivo da colaboração é combinar os dados da OIC sobre o mercado e suas próprias capacidades de pesquisa com instrumentos avançados de análise empregados por pesquisadores universitários para produzir estudos abrangentes de pesquisa. Esses estudos, de natureza técnica e dirigidos a uma plateia de especialistas e pesquisadores do setor que trabalham na área de Economia aplicada ao setor cafeeiro, serão divulgados dentro da comunidade de pesquisa. Seus Anexos incluem um relato detalhado da metodologia adotada, para replicação por pesquisadores, por exemplo, em institutos nacionais de pesquisa. Os estudos também incluem um resumo extenso em linguagem não técnica.

4. Desde o começo da colaboração, pesquisa conjunta foi conduzida nas áreas de preços do café, estruturas do comércio e igualdade de gênero. O primeiro estudo, já finalizado, é reproduzido nas páginas que seguem. Focalizando o papel dos mercados de futuros na descoberta de preços em mercados latino-americanos, este estudo analisa a relação entre o mercado à vista (o spot market) e o mercado de futuros do café do Brasil, Colômbia, El Salvador, Guatemala, Honduras e República Dominicana.

5. Dois outros estudos – uma avaliação da desigualdade de gênero refletida na produtividade da cafeicultura da Etiópia, usando dados de recenseamento do Banco Mundial; e uma análise de dados dos Certificados de Origem relativos às exportações de países produtores selecionados da Ásia e América Latina–vêm avançando, e espera-se que estejam concluídos no ano cafeeiro de 2018/19.

Ação

6. Solicita-se ao Conselho que tome nota deste documento.

RESUMO

O café é um importante produto de exportação para muitos países latino-americanos, alcançando um valor total de exportação que em 2016 variou de aproximadamente 2% no Brasil e El Salvador a mais de 11% em Honduras. O café também é ativamente comercializado nas bolsas internacionais de commodities. Portanto, é importante entender a relação entre os preços fixados para os futuros do café – uma obrigação contratual de vendê-lo a um preço predeterminado no futuro–, e seus preços correntes no mercado à vista, para pronta entrega. A pesquisa de preços se divide quanto à relação entre os preços à vista e os preços futuros. Enquanto alguns estudos consideram que os mercados de futuros do café dominam o processo de descoberta de preços, outros sugerem que os mercados à vista incorporam novas informações mais depressa.

O objetivo do presente estudo é contribuir para o debate i) investigando a relação entre os preços do café no mercado à vista e seus preços no mercado de futuros, e ii) analisando o papel dos mercados de futuros como mecanismo de descoberta de preços, com o uso dos dados sobre preços da OIC procedentes de seis países produtores da América Latina: Brasil, Colômbia, El Salvador, Guatemala, Honduras e República Dominicana.

A base deste estudo são observações mensais dos preços do café Arábica no período de janeiro de 1973 a março de 2017. As séries de preços ao produtor usadas na análise refletem observações mensais dos preços do café Arábica, e os preços de futuros compreendem médias mensais dos preços de futuros do contrato 'C' da Bolsa Intercontinental, a Bolsa de Nova Iorque.

A análise econométrica dos dados de preços confirma a existência de uma relação de longo prazo duradoura entre os preços de futuros e os preços ao produtor. Cointegração pode ser encontrada para os preços de futuros e os preços aos produtores em todos os países, isso subentendendo que os preços reagem ao mesmo conjunto de informações de mercado. Acresce que os preços passados de futuros parecem influenciar tanto os preços correntes de futuros quanto os preços ao produtor na maioria dos casos. Os preços pagos ao produtor no passado só parecem ter influência limitada sobre os níveis correntes de futuros.

A análise do papel do mercado de futuros como mecanismo de descoberta de preços forneceu resultados mistos: no Brasil, Colômbia e República Dominicana, os preços locais aos produtores parecem incorporar novas informações mais depressa que o mercado de futuros. Isso pode ser atribuído a fatores como, por exemplo, o tamanho do mercado (Brasil, Colômbia), a existência de câmbio suficientemente líquido no país (Brasil) e um consumo interno forte (Brasil, República Dominicana). Na Guatemala e Honduras, porém, a bolsa de futuros de Nova Iorque na verdade domina a descoberta de preços, oferecendo uma base útil para a tomada de decisões acerca da produção e da comercialização pelos produtores de café. Finalmente, os resultados referentes a El Salvador são inconclusivos, devido a limitações do método de estimativa.

O estudo dá uma visão da adequação das bolsas de futuros como base para a tomada de decisões pelos produtores. Mais pesquisa e construção de capacidade são necessárias para aumentar a aptidão dos produtores para o uso dos mercados de futuros como cobertura contra os riscos de preços.

ABREVIATURAS

ADF	Teste de Dickey-Fuller Aumentado
AIC	Critério de Informação de Akaike
ANACAFÉ	Associação Nacional do Café da Guatemala
FEDECAFÉ	Federação Nacional dos Cafeicultores da Colômbia
ICA (AIC)	Acordo Internacional do Café
ICE	Bolsa Intercontinental
ICO (OIC)	Organização Internacional do Café
IHCAFÉ	Instituto Hondurenho do Café,
IS	Partilha de informações
Liffe	Bolsa Internacional de Futuros Financeiros e Opções de Londres
NYBOT	Junta Comercial de Nova Iorque
PT	Modelo permanente-transitório
VECM	Modelo Vetorial de Correção de Erros

O PAPEL DO MERCADO DE FUTUROS DO CAFÉ NA DESCOBERTA DE PREÇOS PARA OS PRODUTORES LATINO-AMERICANOS¹

I. INTRODUÇÃO

1. O Café é um produto básico importante para diversos países tropicais de renda baixa e média e uma fonte significativa de receita e de impostos. Em muitos países produtores, sua contribuição ao PIB é expressiva (Silveira, Mattos e Saes, 2017). Seus preços são caracterizados por grandes flutuações de curta duração (Mohan e Love, 2004). A alta volatilidade dos preços, combinada com preços baixos, põe em risco os países menos desenvolvidos que dependem do café (Fortenbery e Zapata, 2004). Altas e baixas acentuadas de preços em consequência, por exemplo, de fatores ambientais como secas e geadas podem ser uma fonte considerável de instabilidade macroeconômica (Fry, Lai e Rhodes, 2010).

2. O café é produzido por cerca de 25 milhões de agricultores no mundo todo; a vasta maioria são pequenos produtores (Silveira *et al.* 2017), particularmente vulneráveis aos preços voláteis devido a sua capacidade limitada de cobrir riscos ou diversificar sua produção (Mohan e Love, 2004). Embora o setor cafeeiro tenha uma longa história de regulamentação, nas últimas décadas o mercado foi-se liberalizando gradualmente. Nos anos 80 e 90, muitos países em desenvolvimento começaram a implementar reformas estruturais, entre as quais a liberalização dos produtos agrícolas de exportação e a abolição das juntas de comercialização (Subervie, 2009). Estudos anteriores apontam para o aumento da transmissão das flutuações de preços aos preços do mercado interno em consequência da implementação dessas reformas (Krivonos, 2004; Mofya-Mukuka e Abdulai, 2013; Subervie, 2009). As reformas também elevaram a participação dos preços pagos ao produtor nos preços do mercado mundial, mas, como a cadeia de valor do café também se tornou cada vez mais concentrada, uma quantidade substancial de poder se transferiu aos torrefadores e varejistas nos países de alta renda. Devido a essa evolução, os pequenos produtores e os países exportadores, que são vulneráveis, tendem a ser os mais afetados pelas oscilações de preços (Silveira *et al.*, 2017).

3. O café também é ativamente negociado nas bolsas internacionais de commodities. Os mercados de futuros podem ser usados como instrumento de gestão de risco, pois possibilitam aos participantes do mercado cobrir essas commodities contra os riscos das flutuações adversas de preços (Fry *et al.*, 2010). Além disso, a descoberta transparente e a difusão de preços são consideradas os principais usos potenciais dos mercados de futuros. Cotações dos produtos comercializados em bolsas internacionais bem estabelecidas, assim, podem servir como substitutos úteis para as expectativas de preço. Avanços nas tecnologias de comunicação e informação também tornaram as informações acessíveis até mesmo para os produtores em áreas remotas (Mohan and Love, 2004).

¹ Este estudo se baseia em um relatório produzido por Johanna Gather, Departamento de Economia Agrícola e Desenvolvimento Rural, Universidade Georg-August, de Goettingen.

4. Pesquisas anteriores, contudo, mostravam-se divididas quanto à relação entre os preços à vista e os preços de futuros. Há evidência de que os mercados de futuros de café dominam o processo de descoberta de preços (Fortenbery e Zapata, 2004; Mattos, Garcia e Louis, 2004), mas também há indicações de uma relação bidirecional entre os mercados à vista e de futuros (Fry *et al.*, 2010; Mohan e Love, 2004).

5. O objetivo deste estudo, portanto, é contribuir para o debate, investigando essa relação dos preços nesses dois mercados e analisando o papel dos mercados de futuros como mecanismo de descoberta de preços. Se preços de futuros forem admitidos como sucedâneos das expectativas de preços, é importante que se entenda melhor a relação entre os preços à vista e de futuros e se determine onde a descoberta de preços ocorre.

6. Este estudo investiga as seguintes indagações de pesquisa:

- i. Existe uma relação estável entre os futuros do café e os preços aos produtores?
- ii. O mercado de futuros do café é a fonte primária de descoberta de preços, processando novas informações de mercado mais depressa que o mercado local?

7. O restante do estudo é estruturado da seguinte forma: Na Seção 2, o papel do mercado de futuros na descoberta de preços é discutido. As Seções 3 e 4 apresentam uma visão geral do funcionamento do mercado de futuros do café e evidência da relação entre o mercado à vista e o de futuros. A Seção 5 descreve os dados e a abordagem metodológica que se utilizam. Os resultados da análise são apresentados na Seção 6, seguidos por uma conclusão e perspectivas na Seção 7.

II. BOLSAS DE FUTUROS DE COMMODITIES E DESCOBERTA DE PREÇOS

8. O mercado de futuros proporciona aos participantes do mercado um instrumento para cobrir o risco de preços. Os preços de futuros refletem as opiniões combinadas de um grande número de compradores e vendedores expressando suas expectativas do valor futuro de um determinado produto. As expectativas dos traders se baseiam nas informações disponíveis no momento em que o preço se registra. À medida que o vencimento de um contrato de futuros se aproxima, novas informações de mercado se tornam disponíveis. Isso altera as percepções da oferta e da demanda pelos traders, resultando em uma mudança do preço de mercado (Fortenbery e Zapata, 1997).

9. Em geral se espera que os preços à vista e de futuros reajam às novas informações de mercado da mesma forma. Isto é, quando informações sobre uma redução da oferta de café chegam ao mercado, o preço de entrega do café em um período posterior de entrega aumenta. Em vista das novas informações, a previsão também é de que o preço à vista no período em questão aumentaria (*ibid*).

10. Se um produto é negociado em diferentes mercados, seu preço em qualquer deles é determinado pelas notícias reunidas e interpretadas nesses mercados. Como só o local dos negócios difere, a arbitragem intermercados assegura que os preços em diferentes mercados não se afastam muito uns dos outros. Eles assim compartilham um fator estocástico comum. Pode-se falar nesse fator como sendo o preço eficiente implícito movido por novas informações, que fazem dele a origem de flutuações permanentes de preços em todos os mercados (Baillie *et al.*, 2002).

11. Uma das principais características do mercado de futuros é a descoberta de preços, o processo de incorporação de novas informações no preço de mercado e de esclarecimento do valor fundamental de mercado (ou “preço eficiente”) do bem subjacente. Lehmann (2002) define a descoberta de preços como “a incorporação eficiente e pontual da informação [...] nos preços de mercado” (p.259). Hasbrouck (1995) entende descoberta de preços como “quem reage primeiro no processo de ajustamento do preço” (p.1184) a inovações no preço eficiente.

12. Pergunta-se se é o mercado à vista ou o mercado de futuros que incorpora as novas informações mais depressa e, assim, lidera o processo da descoberta de preços. Considera-se que, tipicamente, a contribuição que uma série de preços faz à descoberta de preços é a medida em que ela reflete primeiro as novas informações sobre o valor do bem subjacente. De modo geral, o valor de um mercado de futuros consiste em sua capacidade descobrir bem os preços nesse mercado. Considera-se que os mercados de futuros são um lugar onde se desenvolvem preditores eficientes dos preços à vista subsequentes. Considera-se que um mercado de futuros é eficiente se os preços nele descobertos refletem com precisão as expectativas dos participantes do mercado na demanda e oferta futuras. Isso sugere que participantes do mercado não seriam individualmente capazes de usar as informações disponíveis para fazer projeções mais específicas de informações sobre a oferta e a demanda. Isso também tem implicações para a relação entre preços de futuros e à vista. Se um mercado de futuros propicia um mecanismo eficiente de descoberta de preços, os participantes do mercado podem usar as informações fornecidas pelo mercado de futuros para prever futuros preços no mercado à vista e como base para a tomada de decisões (Fortenbery e Zapata, 1997).

III. BOLSAS DE FUTUROS DE CAFÉ

13. As bolsas de futuros do café foram criadas para organizar o processo de cotação de preços e as transações, reduzindo o risco associado com o mercado à vista. Os futuros do café são contratos padronizados para entrega ou aceitação de uma dada quantidade de café em um de uma determinada série de portos de entrega. Quando se participa do

comércio de futuros, os parâmetros a serem acordados são o número de contratos, o preço e o período de entrega. O período de entrega é escolhido de um conjunto de meses calendário, denominado posição de comércio. O próximo mês de entrega é assim chamado "primeira posição"; o seguinte, "segunda posição"; e assim por diante (Centro de Comércio Internacional, 2011).

14. A bolsa de futuros é um mercado organizado que apoia cinco funções básicas: descoberta de preços, transferência do risco de preços, divulgação de preços, qualidade dos preços e arbitragem. Ela oferece recursos para o comércio, estabelece e faz cumprir regras de comércio e divulga dados comerciais. Como a bolsa estabelece um mercado livre e visível para o comércio de futuros, ela ajuda o setor subjacente a encontrar (descobrir) um preço de mercado para o produto (*ibid.*).

15. O mercado de futuros tem dois centros principais para o café: a Bolsa Intercontinental (ICE) em Nova Iorque, que basicamente negocia café Arábica, e a Bolsa Internacional de Futuros Financeiros e Opções de Londres (NYSE Liffe), que negocia café Robusta. Os futuros do café têm uma longa história de comércio em Nova Iorque, onde eles são negociados desde 1882. Em 1998, a Junta Comercial de Nova Iorque (New York Board of Trade – NYBOT) foi estabelecida como empresa matriz da Bolsa do Café, Açúcar e Cacau (CSCE) e da Bolsa do Algodão de Nova Iorque (NYCE). A ICE e a NYBOT se fundiram em janeiro de 2007, levando à introdução de comércio eletrônico para seis produtos básicos da NYBOT, o café inclusive (Bolsa Intercontinental, 2012).

16. O contrato 'C' ou NYSE negociado na ICE é a referência mundial para o café Arábica. Estabelece o preço para a entrega física dos grãos verdes de café de qualidade comerciável de um 20 países² de origem, latino-americanos sobretudo, a um armazém licenciado em um de diversos portos dos EUA e da Europa. Determina cinco meses de entrega (março, maio, julho, setembro e dezembro) e um volume de 37.500 libras-peso. O café de El Salvador, Guatemala e Honduras, dentre os países examinados, é negociado ao par. O café da Colômbia é negociado com um prêmio de 400 pontos, enquanto os da República Dominicana e do Brasil são negociados com descontos de 400 e 600 pontos. A entrega de café brasileiro só tem sido possível desde o vencimento do contrato de março de 2013. Lances e ofertas são cotados em centavos de dólar dos EUA por libra-peso. Todo café apresentado para oferta precisa primeiro obter uma certificação da bolsa. Há seis avaliações e medidas, com base nas quais a qualidade do café é determinada: cheiro, tamanho da peneira, cor, contagem de defeitos, uniformidade da torra e bebida (*ibid.*).

² Brasil, Burundi, Colômbia, Costa Rica, Equador, El Salvador, Guatemala, Honduras, Índia, México, Nicarágua, Panamá, Papua-Nova Guiné, Peru, Quênia, República Dominicana, Ruanda, Tanzânia, Uganda e Venezuela.

17. A principal diferença entre um mercado de futuros e o mercado à vista de café é que, em um contexto de futuros, lida-se com qualidades e tamanho de partidas padronizados. Os contratos de futuros não envolvem uma transferência imediata da propriedade do produto. No mercado à vista, os participantes negociam café verde físico de diferentes qualidades. O café é entregue imediatamente ou numa data posterior, e a transação se baseia na transferência efetiva da propriedade. O preço à vista é o preço corrente local de um produto muito específico. O preço de futuros, por outro lado, é o preço que os participantes do mercado esperam pagar ou receber pelo café em algum ponto do futuro, dependendo da posição negociada. Embora a transação de futuros seja centrado em café físico, muito poucos contratos levam a uma entrega real da mercadoria. No mercado de futuros os operadores se concentram na gestão de risco ou nas oportunidades de investimento e não na troca física do café (Centro de Comércio Internacional, 2011).

18. O preço de futuros representa um preço médio do café disponível, pois o contrato se baseia em uma quantidade e qualidade padronizada da mercadoria. A diferença entre os preços à vista e de futuros, positiva ou negativa, é chamada base ou diferencial. À medida que a data de vencimento se aproxima, os preços à vista e de futuros tendem a convergir (*ibid.*).

19. O volume de negócios é um fator crucial para o sucesso de uma bolsa de futuros. Grandes volumes de transação proporcionam flexibilidade aos operadores, dando-lhes a oportunidade de escolher os meses de contrato mais apropriados para cobrir seu risco de preços. Quanto maior o número de negociantes (compradores e vendedores) em um mercado de futuros, mais eficiente é esse mercado na determinação do preço do bem subjacente. O volume não só afeta os preços de futuros, como inevitavelmente tem um impacto sobre o preço do café no mercado físico. Portanto, o setor cafeeiro regularmente examina as posições publicadas dos especuladores e hedgers que operam no mercado (Centro de Comércio Internacional, 2011).

IV. EVIDÊNCIA EXISTENTE DA RELAÇÃO ENTRE PREÇOS À VISTA DE DE FUTUROS DO CAFÉ

20. Examinando a relação do mercado à vista (spot market) e de futuros do café, Kebede (1993) testou a causalidade e racionalidade do mercado de futuros de Nova Iorque. O autor encontra indicações de que os preços de futuros influenciam fortemente os preços à vista oito ou mais semanas até a maturidade, embora, a partir de sete semanas até a maturidade, a relação entre os dois mercados pareça bidirecional. O autor pensa que, de modo geral, os preços de futuros podem ser usados como indicadores para os preços no mercado à vista 55-77 semanas antes da maturidade.

21. Sabuhoro e Larue (1997) testaram a hipótese da eficiência de mercado em relação aos futuros do café e do cacau. Eles julgaram que os mercados à vista e de futuros estão cointegrados e que, embora desvios de curto prazo do equilíbrio ocorram, de modo geral o mercado de futuros do café é eficiente e imparcial. Kristoufek & Vosvrda (2014) também estudaram a eficiência do mercado, analisando os mercados de futuros do café, incluído em um total de 25 commodities. Estes autores usaram um índice de eficiência e constataram que o mercado de futuros do café está entre os mais eficientes.

22. Usando um quadro de cointegração, Fortenbery e Zapata (2004) verificaram uma relação estável entre o mercado de futuros em Nova Iorque e dois países centro-americanos. O mercado de futuros parecia ter um grande efeito sobre o mercado à vista; a influência deste último sobre os preços de futuros, porém, parecia comparativamente pequena. Os autores concluíram que o uso dos contratos de Nova Iorque pode funcionar como um veículo de cobertura e resultar em uma redução do risco de preços para os participantes do mercado nesses países. Mohan e Love (2004), por outro lado, fizeram uma análise regressiva e constataram uma relação bidirecional entre os preços à vista e de futuros. Sua conclusão foi de que os preços de futuros não são eficientes na previsão dos preços à vista subsequentes. Fry *et al.* (2010) também encontraram uma relação a bidirecional entre os mercados à vista e de futuros. No entanto, eles observaram que os efeitos dos dois mercados não se mantêm constantes com o passar do tempo. No passado o mercado de futuros parecia ter uma influência mais forte, mas com o tempo a influência do mercado à vista sobre o mercado de futuros cresceu.

23. Os efeitos das atividades comerciais sobre a descoberta de preços foram examinados por Mattos *et al.* (2004), que estudaram diversos mercados de futuros de commodities agrícolas no Brasil, incluindo o de café. Eles não descobriram uma relação estável de longo prazo nos mercados da maioria dos produtos que investigaram, mas lhes pareceu que existe uma cointegração dos mercados à vista e de futuros do café. Eles concluem que o volume de negócios influencia a relação entre os dois mercados, e que o mercado de futuros desempenha um papel predominante no setor cafeeiro, registrando o maior volume de transações.

24. *Resumindo, os mercados de futuros dos produtos agrícolas, do café em particular, têm atraído considerável atenção, devido a sua relevância geral. Vários estudos fornecem provas da eficiência e imparcialidade do mercado de futuros e da utilidade dos preços de futuros para estimar os preços à vista subsequentes. No entanto, alguns estudos concluíram que os mercados à vista têm seu papel nas relações entre os dois mercados. Porém, aceitando-se que se os preços de futuros servem como substituto para as expectativas de preços, é necessário determinar onde os preços são descobertos.*

V. DADOS E ABORDAGEM ECONOMÉTRICA

V.1. *Dados*

25. Este estudo se baseia em dados da OIC, acompanhando a evolução mensal dos preços do café Arábica no período de janeiro 1973 a março de 2017. A série de preços ao produtor usada na análise permite observar a evolução mensal dos preços do Arábica do Brasil, Colômbia, Guatemala, Honduras, El Salvador E República Dominicana. O Brasil, a Colômbia e Honduras foram selecionados primariamente devido à grande importância da respectiva produção cafeeira. A extensão e integralidade das séries de preços foram outro critério de seleção, com base no qual a Guatemala, El Salvador e a República Dominicana foram escolhidos dentre os países produtores da América Latina. A série de preços reflete os preços pagos aos produtores coletados por instituições dos países produtores e comunicados à OIC. Todos os preços são expressos em centavos de dólar dos EUA e dados em taxas de câmbio nominais.

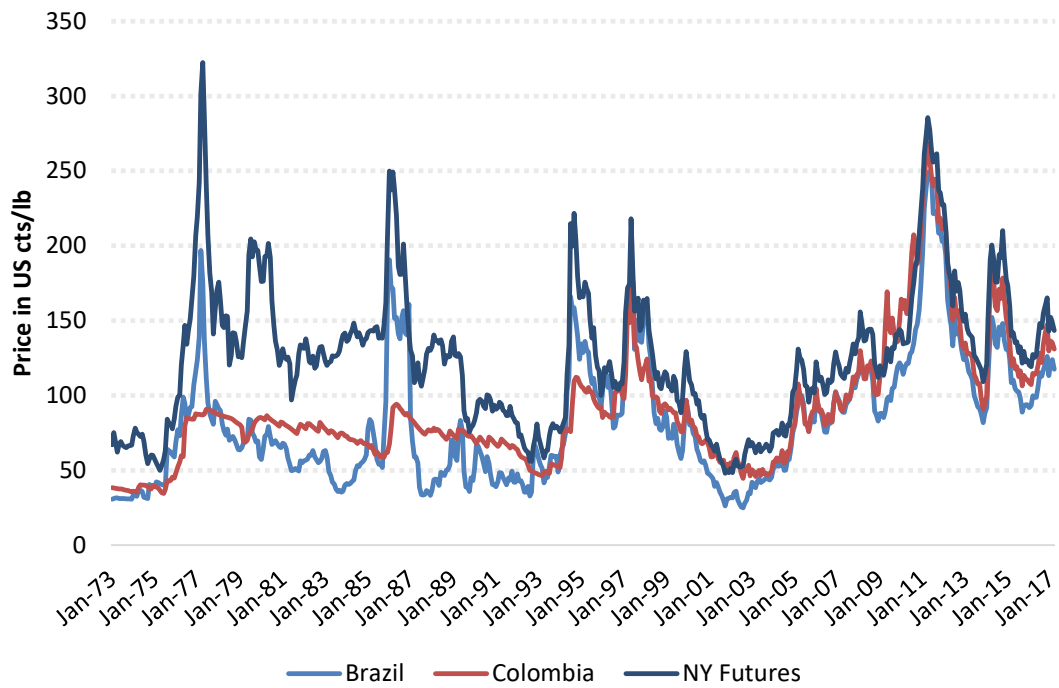
26. No caso dos preços de futuros, computa-se a média mensal da segunda e terceira posições de comércio nos contratos de futuros. Como a NYBOT e a ICE se fundiram em 2007, os preços de futuros cobrem o café negociado na NYBOT até 2007. Depois da fusão, os preços se baseiam nos contratos negociados na ICE. Os preços de futuros também são expressos em centavos de dólar dos EUA por libra-peso e obtidos do banco de dados da OIC.

27. As figuras 1 e 2 ilustram a evolução dos preços locais ao produtor e os preços de futuros durante todo o período. Dois padrões surgem da ilustração. Primeiro, toda a série de preços parece seguir uma dinâmica semelhante, com picos em meados dos anos 70, em meados dos anos 80 e dois picos nos anos 90. Depois da crise dos preços do café no final dos anos 90 e do nível de preços historicamente baixo nos primeiros anos deste milênio, os preços ao produtor e de futuros parecem seguir uma tendência altista constante até 2011. Depois de uma queda temporária, eles começaram a se recuperar no final de 2013/início de 2014.

28. Em segundo lugar, na maior parte do período, os preços de futuros estão em contango³, isto é, mais altos que os preços locais ao produtor. Só em raras ocasiões a série de preços ao produtor individualmente excede o preço de futuros e o mercado de futuros mostra ligeira backwardation.

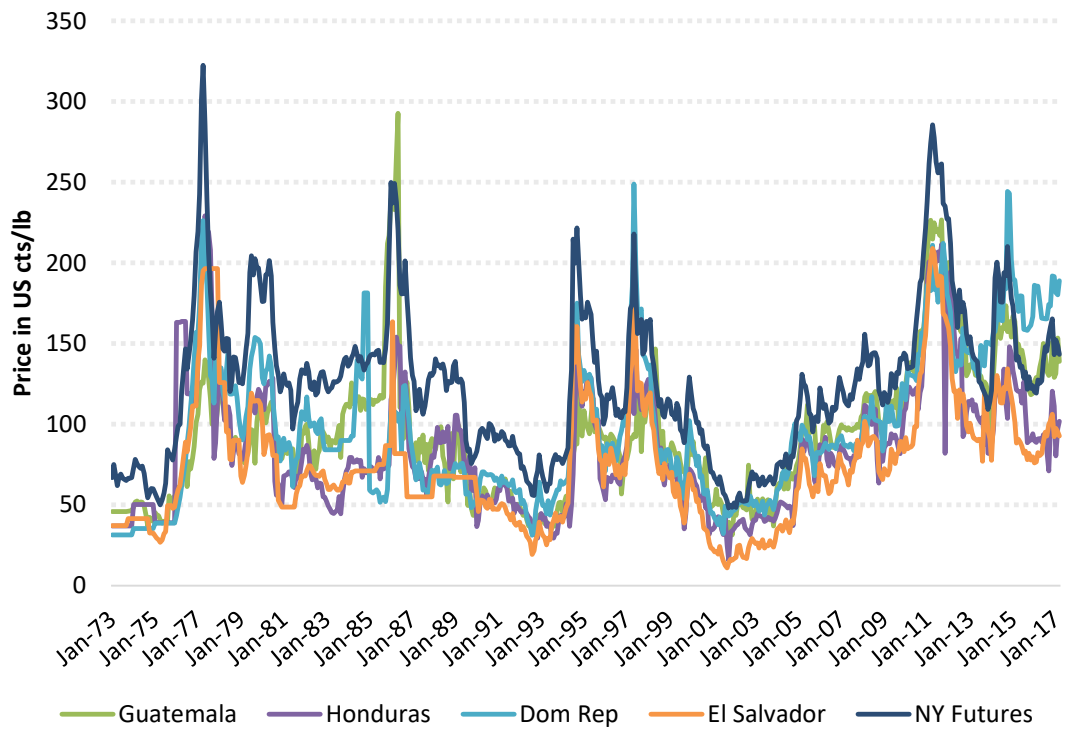
³ A situação em que o preço à vista ou em dinheiro de um produto é inferior ao preço de futuros.

Figura 1: Evolução dos preços de futuros e ao produtor



Fonte: OIC

Figura 2: Evolução dos preços de futuros e ao produtor



Fonte: OIC

V.2. *Abordagem econométrica*

29. A análise empírica compreende três passos:

(a) Identificação de interrupções estruturais

Um cronograma apropriado para a análise será identificado, através do teste da cointegração com base em resíduos introduzido por Gregory e Hansen (1996) (ver Anexo técnico I). Diferentes eventos tiveram impacto sobre o setor cafeeiro (por exemplo, o colapso do sistema de quotas em 1989). Uma mudança na relação entre o mercado de futuros de Nova Iorque e um dado país ainda pode estar ligada a um evento específico ao país, sem efeitos em outros países produtores (por exemplo, uma reforma das políticas nacionais). Os pontos de interrupção serão assim investigados separadamente em relação a cada par formado por um país e o mercado de futuros de Nova Iorque (ver Anexo técnico I).

(b) Teste da cointegração dos preços de futuros e ao produtor

A série de preços será testada para determinação de uma raiz unitária usando o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Caso se constate que os preços estão integrados na mesma ordem, cada par formado pelo país e o mercado de futuros será testado para verificação da cointegração, empregando o método introduzido por Johansen (1988, 1991). Quando a existência de uma relação cointegradora entre os pares for confirmada, um Modelo Vetorial de Correção de Erros será estimado, usando-se a abordagem ML de Johansen (ver Anexo técnico II).

(c) Determinação da contribuição de cada mercado à descoberta de preços

Para determinar a contribuição do mercado interno e do mercado de futuros à descoberta de preços, a abordagem introduzida por Hasbrouck (1995) e Gonzalo e Granger (1995) será usada (ver Anexo técnico III).

VI. RESULTADOS DAS ESTIMATIVAS

VI.1. Interrupções estruturais

30. Como não há indicação teórica clara sobre qual modelo utilizar, todas as especificações dos modelos são estimadas. Os resultados são apresentados no quadro 1. No Brasil, a maior parte das estatísticas dos testes indicam uma interrupção em março, abril ou maio de 1992. A data da interrupção que se escolheu foi de abril de 1992, sendo indicada nos dois modelos, presumindo-se uma mudança na interceptação com e sem uma tendência temporal. Além disso, essa data de interrupção é estatisticamente significativa em um nível de 1% e mostra os menores valores das estatísticas do teste Phillips z_t .

Quadro 1: Resultados do teste de Gregory Hansen sobre interrupções estruturais nas séries temporais de preços

País	Tipo de teste	Mudança de nível		Mudança de regime		Mudança de nível com tendência		Mudança de regime com tendência	
		Ponto de interrupção ^a	Estatísticas do teste ^b	Ponto de interrupção ^a	Estatísticas do teste ^b	Ponto de interrupção ^a	Estatísticas do teste ^b	Ponto de interrupção ^a	Estatísticas do teste ^b
Brasil	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**
Colômbia	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***
República Dominicana	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***

^a Em todos os casos, as duas estatísticas de Phillips indicaram a mesma data de interrupção; só as estatísticas Z_t apresentadas aqui

^b Estatísticas de teste Z_t ; -, **, -*** indicando significância estatística em níveis de 10%, 5% ou 1%, respectivamente

31. No caso da Colômbia, as especificações do modelo e as estatísticas do teste todas sugerem inequivocamente uma interrupção estrutural no começo de 1989. Só a estatística especificada no teste ADF que presume uma interrupção de nível, inclinação e tempo indica uma interrupção estrutural no final de 2002. No entanto, como uma interrupção em 1989, o ano em que as quotas foram abolidas, é fortemente apoiada por todas as especificações do modelo, escolheu-se março de 1989 como data da interrupção estrutural na Colômbia.

32. Uma interrupção em fins de 1997 na Guatemala é indicada tanto no modelo especificando uma mudança na interceptação quanto na especificação presumindo uma mudança na interceptação e na inclinação. Embora as outras especificações apontem para uma interrupção cerca de dez anos antes, a data da interrupção estrutural é fixada como sendo dezembro de 1997. A Guatemala foi teatro de um conflito civil de 1960 a 1996; assim, presume-se que uma mudança na relação entre os preços ao produtor no país e os preços de futuros em Nova Iorque ocorreu depois do término do conflito.

33. No caso de Honduras, cada especificação do modelo indica uma data de interrupção diferente. Escolheu-se agosto de 2001, tomando a crise dos preços do café – o período de preços substancialmente baixos – como evento introdutório da mudança da relação entre os preços de futuros em Nova Iorque e os preços ao produtor em Honduras.

34. Dependendo da especificação do modelo, diferentes datas de interrupção também são indicadas para a República Dominicana. Considerando sua proximidade com o colapso das quotas em julho de 1989, a data para a interrupção estrutural foi fixada como sendo julho de 1990, presumindo-se uma mudança da interceptação.

35. No caso de Salvador, presume-se que a interrupção ocorreu em julho de 1994. Relativamente a El Salvador, também, as diferentes especificações do modelo indicam datas de interrupção diversas. No entanto, como a Guatemala, El Salvador também foi teatro de um conflito civil que durou de 1979 a 1992 e teve um forte impacto sobre o setor cafeeiro. Portanto, uma mudança na relação entre os futuros em Nova Iorque e os preços locais ao produtor no final do conflito parece provável.

VI.2. Raízes unitárias, cointegração e resultados do VECM

36. Depois da identificação do cronograma apropriado para cada país, as séries de preços do período subsequente à respectiva interrupção estrutural são testadas para

averiguar as raízes unitárias. Os resultados dos testes estacionários das variáveis de preços em diferentes países são apresentados no quadro 2. Para também integrar a série de preços de futuros na mesma ordem que a série de preços ao produtor em cada período, a série de futuros é testada para averiguar a raiz unitária de todos os períodos. Como o teste ADF não pode rejeitar uma raiz unitária nos níveis de preços, mas na primeira diferença, presume-se que todas as séries de preços sejam I(1).

Quadro 2: Resultados do teste ADF, incluindo constante mas sem tendência temporal

	Cronograma	N.º de observ.	Estatísticas do teste ^a		Valor-p	
			Nível	Primeira Diferença	Nível	Primeira diferença
Brasil	1992/05- 2017/03	299	-1,979	-13,564	0,2961	0,000
Mercado de futuros^b			-1,941	-14,181	0,3132	0,000
Colômbia	1989/04- 2017/03	336	-1,549	-15,814	0,5090	0,000
Mercado de futuros			-1,835	-14,923	0,3630	0,000
Guatemala	1998/01- 2017/03	231	-1,807	-19,447	0,3771	0,000
Mercado de futuros			-1,391	-12,770	0,5866	0,000
Honduras	2001/09- 2017/03	187	-2,552	-17,042	0,1033	0,000
Mercado de futuros			-1,889	-11,647	0,3371	0,000
Rep. Dominicana	1990/08- 2017/03	320	-1,636	-16,994	0,4641	0,000
Mercado de futuros			-1,797	-14,784	0,3817	0,000
El Salvador	1994/08- 2017/03	272	-1,835	-16,409	0,3631	0,000
Mercado de futuros			-1,907	-15,720	0,3288	0,000

^a Valores críticos: -3,45, -2,88 ed -2,57 em níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente

^b Mercado de futuros aparece várias vezes, pois em cada período a série de preços de futuros foi testada para determinar uma raiz unitária

37. Como todas as séries de preços são integradas na mesma ordem e na presente série não estacionária $I(1)$, usa-se a abordagem de Johansen para testar se as séries de preços ao produtor e de futuros estão cointegradas. Os resultados figuram no quadro 3. Com base nas estatísticas do teste do traço, a hipótese nula de nenhuma cointegração pode ser rejeitada em todos os casos, pelo menos a um nível de 5%. A hipótese nula da existência de uma relação cointegradora não pode ser rejeitada. Com base nos resultados do teste da cointegração, a primeira hipótese de uma relação estável de longo prazo entre os preços de futuros e ao produtor pode ser aceita. Eles assim compartilham um fator estocástico e reagem ao mesmo conjunto de informações.

Quadro 3: Resultados do teste da cointegração

	Pontuação	Autovalor	Teste do traço	Valor-p
Brasil	0	0,12114	45,976	0,000
	1	0,026364	7,8818	0,2694
Colômbia	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
Rep. Dominicana	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. Nos casos do Brasil, Colômbia, Guatemala, Honduras e El Salvador, o VECM foi estimado, restringindo a constante. Isso significa que nenhum dos níveis de preços inclui uma tendência temporal quadrática ou linear. A modelagem de VECM da relação entre os preços de futuros e os preços ao produtor na República Dominicana é ajustada com base na especificação, com uma constante irrestrita. Embora exclua uma tendência temporal quadrática no nível de dados, esta opção ainda dá margem à possibilidade de uma tendência temporal linear. Os preços foram tomados em logaritmos naturais para tornar a interpretação mais intuitiva.

39. O quadro 4 apresenta as estimativas do VECM, incluindo os erros-padrão entre parênteses. O número de defasagens foi escolhido com base no Critério de Informação de Akaike (AIC). O impacto dos preços passados de futuros sobre preços correntes ao produtor mostra significância estatística em quatro de seis casos. Só em Honduras e no Brasil os preços de futuros com defasagens parecem ter um impacto de curto prazo. Os preços correntes ao produtor na Colômbia e na Guatemala parecem afetados por preços passados de futuros, e uma autocorrelação da primeira e segunda ordem nos preços de futuros pode ser encontrada nesses dois modelos. No caso de El Salvador, só a segunda defasagem dos preços de futuros parece ter um impacto estatisticamente significativo sobre os preços correntes ao produtor e de futuros. Preços passados ao produtor no Brasil parecem não ter impacto sobre os preços correntes de futuros. Por outro lado, os resultados mostram que os preços ao produtor do mês anterior na Colômbia parecem ter um impacto sobre os preços correntes de futuros. De forma análoga, os preços passados de futuros parecem influenciar os preços ao produtor no Brasil. Enquanto na Guatemala os preços ao produtor anteriores parecem afetar os preços correntes de futuros, em Honduras isso não parece ocorrer. Os preços de futuros do mês anterior também só parecem ter impacto sobre os preços correntes ao produtor na Guatemala, mas não em Honduras.

40. Embora o AIC indicasse o uso de quatro defasagens no VECM que descreve a relação entre os preços ao produtor no Brasil e os preços de futuros em Nova Iorque, nenhuma defasagem parece estatisticamente significativa. Isso parece ocorrer em relação aos preços com defasagem tanto ao produtor quanto de futuros. Da mesma forma, nenhuma das duas defasagens nos preços ao produtor e de futuros mostra significância estatística em Honduras. Os preços ao produtor anteriores não têm impacto sobre os preços correntes de futuros em quatro dos seis casos. Em três casos, porém, parece haver uma autocorrelação estatisticamente significativa nos preços ao produtor.

41. Em cinco dos seis casos, os parâmetros de ajustamento α dão mostras de alteração. Só em El Salvador os dois parâmetros de ajustamento são positivos e estatisticamente significantes; em todos os outros casos, o coeficiente dos preços ao produtor é negativo. Em cinco dos seis casos, só o coeficiente de ajustamento das séries de preços de futuros é estatisticamente significativo e, em todos os casos, positivo. Em Honduras, apenas o coeficiente de ajustamento da série de preços ao produtor é estatisticamente significativo. Só na Guatemala o coeficiente de ajustamento de ambas as séries de preços é estatisticamente significativo.

Quadro 4: Resultados da correção dos erros vetoriais

País	Equação	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
Brasil	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)
Colômbia	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)		
Rep. Dominicana	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)	

Erros-padrão entre parênteses; -***, **, * indicando significância estatística em níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

42. Em Honduras e na Guatemala, por outro lado, os coeficientes de ajustamento dos preços ao produtor são muito maiores e estatisticamente significantes, em um nível de 1%. Os dois países têm um coeficiente de ajustamento maior que o mercado de futuros. A diferença é particularmente grande em Honduras e, nesse caso, o alfa do mercado de futuros também é insignificante. Na Guatemala, ambos os parâmetros de ajustamento de longo prazo são estatisticamente significantes, mas os preços ao produtor parecem mostrar uma reação significativamente mais forte aos desequilíbrios que os preços de futuros. Embora a República Dominicana só mostre um alfa muito pequeno e estatisticamente insignificante, os preços de futuros do mês anterior parecem ter um impacto sobre os preços correntes ao produtor no país. Embora a série de preços de futuros mostre um parâmetro de ajustamento positivo e estatisticamente significante, o coeficiente se mantém muito pequeno.

43. No caso de El Salvador, os dois coeficientes de ajustamento são positivos e estatisticamente significantes. Entretanto, o mercado de futuros parece reagir mais fortemente aos desvios do equilíbrio. Também parece que os preços anteriores de futuros têm um impacto sobre os preços correntes ao produtor em El Salvador. É interessante que é a segunda defasagem dos preços de futuros que parece afetar os preços em El Salvador. Contudo, é também a segunda defasagem dos preços ao produtor que parece influenciar os preços correntes de futuros.

VI.3. Descoberta de preços no mercado cafeeiro

44. Com base nos resultados do VECM, as métricas da descoberta de preços são calculadas. O quadro 5 apresenta o resultado da análise da descoberta de preços. Após a obtenção dos coeficientes α apresentados na coluna 3 da estimativa do VECM, eles podem ser usados para computar o vetor dos pesos dos fatores comuns. A coluna 4 mostra os coeficientes γ do modelo PT colunas 5 e 6 limite superior A e inferior do IS, respectivamente, e coluna 7 ponto médio das duas colunas anteriores.

45. Geralmente os resultados da análise de descoberta de preços indicam um fluxo bidirecional aparente de informações entre o mercado ao produtor e o de futuros. No entanto, os dados sobre preços locais ao produtor constituem a maior parte das informações. Considerando a média entre o limite inferior e inferior do IS, em quatro dos seis casos as métricas do IS e do produzem resultados semelhantes. No caso da República Dominicana, os resultados dos dois modelos estão comparativamente distantes entre si, mas têm as mesmas implicações. No caso de El Salvador, a estimativa do modelo PT foi inconclusiva e a computação do IS não foi possível, devido a limitações do método econométrico aplicado.

Quadro 5: Resultados da descoberta de preços

País	Equação	A	PT	IS		
				Limite superior	Limite inferior	IS ϕ
Brasil	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
Colômbia	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
Rep. Dominicana	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. Voltando-nos para os limites do modelo IS vemos que, em quatro dos cinco casos, tanto o limite superior quanto o inferior têm a mesma implicação acerca qual mercado lidera o processo de descoberta de preços. No caso exclusivamente do Brasil, as implicações mudam, dependendo de qual mercado vem em primeiro lugar na estimativa. Em todos os outros casos, as limites superior e inferior do IS também confirmam as constatações obtidas com o modelo PT.

47. A distância entre o limite superior e inferior do IS, de forma geral, resulta da correlação entre os preços de futuros e ao produtor. O quadro 6 apresenta os coeficientes de correlação entre os termos de erro dos preços locais ao produtor e os preços de futuros. A correlação mais expressiva parece ser entre os preços ao produtor no Brasil e os preços de futuros em Nova Iorque; a menos expressiva, entre Honduras e Nova Iorque. Pode-se ver que quanto maior a correlação entre as duas séries de preços, maior a disparidade entre os limites.

Quadro 6: Coeficientes de correlação dos termos de erro do VECM

País	Coefficiente de correlação
Brasil	0,6036
Colômbia	0,4445
Guatemala	0,1996
Honduras	0,1917
Rep. Dominicana	0,5637

48. No caso do Brasil, tanto o modelo PT quanto o IS dão resultados semelhantes: mais ou menos 70% das novas informações são incorporadas primeiro nos preços ao produtor, e 30% pelo mercado de futuros. Devido à correlação comparativamente alta entre os preços ao produtor no país e o mercado de futuros em Nova Iorque, um desvio alto entre os limites superior e inferior do IS pode ser observado. Dependendo de qual mercado é considerado em primeiro lugar na fatorização de Cholesky, a implicação até muda: se o mercado de futuros é considerado primeiro, sua contribuição para a descoberta de preços se aproxima de 60%, mas se os preços ao produtor brasileiro vêm primeiro, os preços são descobertos quase totalmente no mercado local. Isso pode estar relacionado com o fato de que o Arábica brasileiro só começou a ser negociado na ICE em 2013 e é negociado com um desconto de 600 pontos. Além disso, o Brasil tem uma bolsa de futuros local bem estabelecida, a Bolsa de Mercadorias e Futuros, onde o café é ativamente negociado.

49. Seguindo o modelo PT, quase 75% da descoberta de preços ocorre no mercado local na Colômbia, e apenas um quarto no mercado de futuros. Pelo modelo IS, a participação da Colômbia na descoberta de preços só é ligeiramente menor. Se o mercado de futuros é o primeiro item na fatorização de Cholesky, a contribuição dos dois mercados à variação das inovações é quase igual. Contudo, se a série de preços ao produtor entrar na equação primeiro, a série de preços ao produtor claramente domina a descoberta de preços. A maior participação do mercado local na descoberta de preços poderia estar conectada com o fato de que a maior parte dos produtores colombianos são membros da FEDECAFÉ, que compra café de seus membros a um preço interno. Esse preço se baseia apenas no preço de futuros do contrato 'C' de Nova Iorque e também funciona como patamar na hipótese de os membros não alcançarem preços mais altos na comercialização de seu produto como café especial (Gilbert e Gomez 2016). Além disso, à semelhança do café brasileiro, o café da Colômbia não é negociado ao par na ICE. O café colombiano – ao contrário do café do Brasil – é negociado com um prêmio elevado, e isso pode dificultar a função do mercado de futuros na descoberta de preços.

50. Em Honduras e na Guatemala, o mercado de futuros parece ser a fonte primordial da descoberta de preços. Na Guatemala, cerca de dois terços das informações são capturadas primeiro pelos preços de futuros, enquanto aproximadamente um terço é absorvido primeiro pelos preços locais ao produtor. Isso é confirmado tanto pelo modelo PT como pelo modelo IS. Em Honduras, o mercado de futuros desempenha um papel ainda maior no desenvolvimento dos preços. Cerca de 94% das novas informações são primeiro absorvidas pelo mercado de futuros, e apenas 6% pelos preços locais ao produtor. Nesse caso, o PT e o IS produzem resultados quase idênticos, e os limites superior e inferior do IS não ficam muito longe um do outro. O café de ambos os países é negociado ao par em Nova Iorque, possivelmente apoiando a função de descoberta de preços do mercado de futuros. Os resultados condizem com o estudo conduzido por Fortenbery e Zapata (2004), que já indicava uma relação estreita entre o mercado de futuros de Nova Iorque e os dois países latino-americanos. Os autores interpretam a relação como uma possibilidade para os participantes do mercado cafeeiro de cobrir seu risco de preços e consideram que o mercado de futuros pode servir como centro de descoberta de preços para os países exportadores latino-americanos.

51. No caso da República Dominicana, o modelo PT indica que mais de 97,5% das informações são absorvidas primeiro pelos preços ao produtor e só 2,5% pelos preços de futuros. Pela abordagem do IS, a participação do mercado de futuros na descoberta de preços se aproxima 20%, mas os preços parecem ser basicamente descobertos no mercado local. Os limites do IS mostram que, se os preços ao produtor forem considerados primeiro na fatorização de Cholesky, os preços são descobertos inteiramente no mercado local. Isso pode estar ligado ao fato de que o país só desempenha um papel menor na produção

global de café, e apenas uma pequena fração de sua produção é negociada no mercado internacional. Essa constatação é apoiada por um estudo de Mattos *et al.* (2004), que mostra a relevância do volume de negócios na relação entre os preços de futuros e à vista. Os autores julgam que a função da descoberta de preços de um mercado de futuros está estreitamente ligada à atividade de negócios de um mercado. Embora Adämmer *et al.* (2016) achem que o mercado de futuros podem levar à descoberta de preços mesmo em mercados com um volume de negócios diminuto, a função de descoberta de preços de um mercado na realidade está vinculada ao volume de negócios. No geral, como na República Dominicana a maior parte do café é consumido internamente, não supreende que os fatores da oferta e da demanda local desempenhem um papel importante na explicação do valor de mercado do café dominicano.

52. Finalmente, em El Salvador os resultados do modelo PT não são interpretáveis e mostram as limitações dessa abordagem. Para ser interpretáveis, os pesos dos fatores precisam ser arredondados por $[0, 1]$. Isso só se faz quando os coeficientes de ajustamento dos dois mercados têm sinais diferentes, uma condição violada neste caso. Portanto, uma computação do IS também não é possível. A esse respeito, a pequena participação de El Salvador na produção global de café talvez tenha importância. Além disso, o país foi afligido por um conflito civil que afetou pesadamente o setor cafeeiro. A falta de instituições estáveis e o papel dos intermediários talvez também afetem a relação entre os preços de futuros e os preços ao produtor.

53. O sistema de medida da descoberta de preços indica que, na maior parte dos casos, os preços locais ao produtor incorporam novas informações mais depressa que o mercado de futuros. Embora os preços de futuros e ao produtor pareçam reagir ao mesmo conjunto de informações, como indica a existência de um equilíbrio estável de longo prazo entre os preços de futuros e ao produtor, os produtores latino-americanos podem em geral não usar as informações disponibilizadas pelo mercado de futuros como base para a tomada de suas decisões. No entanto, no caso da Guatemala e de Honduras, o mercado de futuros de Nova Iorque de modo geral parece absorver informações mais depressa. Isso indica que o mercado de futuros, aqui, oferece um mecanismo eficiente de descoberta de preços.

VII. CONCLUSÃO

54. O café é um importante produto de exportação para muitos países latino-americanos, sendo negociado ativamente nas bolsas internacionais de commodities. Por isso, é importante compreender a relação entre os preços do café em mercados de futuros bem estabelecidos e os preços pagos ao produtor. **O objetivo deste estudo era analisar a relação entre os mercados à vista e de futuros em diferentes países latino-americanos e investigar se o mercado à vista ou o de futuros lidera o processo de descoberta de preços.**

55. A análise usa dados mensais dos produtores de café Arábica de seis países latino-americanos: Brasil, Colômbia, Guatemala, Honduras, El Salvador e República Dominicana. Os preços de futuros são denotados como médias mensais da segunda e terceira posições do contrato 'C' de futuros do café da ICE em Nova Iorque.

56. A análise se baseia em duas hipóteses: a primeira, de que, como os dois mercados reagem ao mesmo conjunto de informações, existe uma relação estável entre os preços de futuros do café e os preços ao produtor; e a segunda, de que os mercados de futuros proporcionam um veículo para a descoberta de preços.

57. De modo geral, os resultados apoiam a hipótese de uma relação estável de longo prazo entre os preços de futuros e os preços ao produtor. **Cointegração pôde ser encontrada entre todos os pares de preços de futuros/ao produtor, indicando que as séries de preços compartilham um fator estocástico comum e reagem ao mesmo conjunto de informações.** Além disso, os resultados mostram que, na maior parte dos casos, o mercado de futuros reage mais fortemente a desequilíbrios. Preços passados de futuros parecem influenciar tanto os preços correntes de futuros quanto os preços correntes ao produtor na maioria dos casos. Preços anteriores ao produtor só parecem ter uma influência limitada sobre os níveis correntes dos preços de futuros.

58. Com respeito à segunda hipótese, os resultados são ambíguos. **No Brasil, Colômbia e República Dominicana os preços locais ao produtor parecem incorporar novas informações mais depressa que o mercado de futuros.** Isso pode ser atribuído a fatores tais como o tamanho do mercado (Brasil, Colômbia), a existência de um câmbio suficientemente líquido no país (Brasil) e um consumo interno forte (Brasil, República Dominicana).

59. **A descoberta de preços na Guatemala e em Honduras na verdade é dominada pelo mercado de futuros de Nova Iorque.** Isso sugere que nesses dois países os produtores podem se beneficiar de informações sobre preços de futuros para tomar suas decisões. Maior acesso a informações poderia ser facilitado ao produtor – por exemplo, através de trabalho de extensão, cooperativas locais ou negociantes. No caso de El Salvador, uma estimativa não foi possível, devido a limitações metodológicas.

60. O estudo ajudou a compreender melhor o papel de mercados de futuros de café bem estabelecidos para os produtores latino-americanos. Embora ele ofereça uma visão da adequação dos mercados de futuros como base para a tomada de decisões pelos produtores, mais pesquisa é necessária sobre o papel potencial desses mercados para os produtores na cobertura contra os riscos de preços.

Referências

- 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. 17979. "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 Repport*.
- 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:

$$\Delta Y_t = \alpha(\beta Y_{t-1} + \mu + \rho t) + \sum_{i=1}^k A_i \Delta Y_{t-i} + \gamma + \tau t + e_t \quad (4)$$

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, $\sum_{i=1}^k A_j \Delta Y_{t-j}$, 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

$$IS_i = \frac{\gamma_i \sigma_i}{\gamma_1^2 \sigma_1^2 - \gamma_2^2 \sigma_2^2} \quad (9)$$

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.