



'Comercio Justo' y fallas en el Mercado de Productos Agrícolas Primarios *

32544

Lorraine Ronchi **

RESUMEN

Este artículo se centra en la intervención de las organizaciones no gubernamentales en los mercados de productos agrícolas primarios, conocida como 'Comercio Justo', en el que estas organizaciones pagan a los productores un precio unitario mínimo y apoyan a las cooperativas de productores en la construcción de una capacidad organizacional, con énfasis en la superación de los factores que consideran como deductivos de la participación de los productores en las utilidades. Específicamente, el Comercio Justo basa su intervención en mercados como el cafetero en el argumento de que el poder de mercado y la falta de capacidad de las organizaciones de productores rebajan los precios que reciben estos últimos. Dada la creciente participación del café comercializado por las organizaciones de Comercio Justo, el tema de este tipo de intervención en los mercados de productos básicos reviste un interés creciente. Este artículo evalúa el papel del Comercio Justo en la superación de los factores de mercado que las organizaciones de esta corriente presentan como limitantes de los ingresos de los productores. Para ello utilizamos un conjunto de datos de campo originales recogidos en Costa Rica. Las características que tiene el mercado de insumos de la industria caficultora de Costa Rica permiten generalizar los hallazgos. Los resultados empíricos indican que en ese país el poder de mercado sí es un factor limitante y que Comercio Justo aumenta la eficiencia de las cooperativas y por ende la rentabilidad de los productores. Estos resultados no dependen de la política de precio mínimo del Comercio Justo y por lo tanto ofrecen información válida sobre sus actividades de apoyo organizacional.

Finalmente, los hallazgos también sugieren que los productores que le venden el café a multinacionales tostadoras, integradas verticalmente, enfrentan menores descuentos de precios que quienes les venden el grano a las tostadoras domésticas que no son propiedad de cooperativas. Este resultado contradice la idea generalizada de que la creciente concentración de las firmas multinacionales integradas verticalmente es la principal causa de la reducción en la participación en las ganancias de los productores de café.

* Traducción Cristina Lanzetta.

** Quiero agradecer la colaboración que me prestaron Icafé de Costa Rica y la OIC de Londres. A L. Alan Winters muchas gracias por su valiosa ayuda y apoyo para llevar a feliz término este trabajo. Los hallazgos, interpretaciones y conclusiones de este trabajo son exclusivamente de la autora y no necesariamente representan el punto de vista del Banco Mundial o de sus Directores Ejecutivos.

I. INTRODUCCIÓN

Comercio Justo

A partir de 1964, cuando Oxfam inició su trabajo por medio del primer almacén de Comercio Justo abierto en el Reino Unido, las organizaciones de Comercio Justo han comercializado toda clase de productos, desde textiles hasta café, con un total de ventas minoristas superior a US\$83 millones en el año 2003 (NEWS, 2005). Los productos agrícolas comercializados bajo el apoyo de las organizaciones de Comercio Justo incluyen café, cacao, arroz, azúcar, miel y frutas frescas. Durante la década de los noventa, el Comercio Justo alcanzó tasas anuales de crecimiento promedio de 3,3% (EFTA, 2001) y para el año 2005 el valor neto de todos los productos vendidos en Europa por este sistema había aumentado más del 150% (FINE, 2005). Aunque el valor total del Comercio Justo representa solo un poco más del 0,01% del comercio global, su importancia continúa creciendo en algunos mercados específicos de productos básicos, especialmente en el del café. El Comercio Justo del café representa en promedio el 0,5% del mercado de los Estados Unidos, que es el mayor mercado consumidor del grano (Raynolds, 2004). La participación en el mercado de algunos países europeos es mucho mayor: cerca del 6% en Suiza en el año 2005 y 20% en el Reino Unido (FINE, 2005). Por varios años consecutivos la demanda por el café del Comercio Justo creció sistemáticamente a una tasa mayor que la del café para consumo masivo. Esto es cierto tanto para los mercados europeos más antiguos, en los cuales la tasa anual de crecimiento promedio del café de Comercio Justo fue de casi 7% a lo largo de la década de los noventa (Max Havelaar, 1998), como para los mercados más jóvenes como el canadiense y el estadounidense, en los cuales las tasas de crecimiento promedio del mercado de café de Comercio Justo desde 1998, cuando se introdujo el café de Comercio Justo en Norte América, han sido 65% y 47% respectivamente.

Aunque es claro que el Comercio Justo aca-

para la imaginación de los consumidores, la llegada de este sistema al escenario de los productos agrícolas primarios está relacionado con su preocupación por los *productores*. La intervención del Comercio Justo en organizaciones de productores de bienes primarios se apoya en la percepción de un conjunto de fallas de mercado, a las que se las responsabiliza por la reducción de las ganancias de los agricultores y su exposición a un alto grado de volatilidad. En este sentido, la posición del Comercio Justo dista de ser novedosa: por décadas las investigaciones sobre los mercados de los productos básicos han diagnosticado, examinado y prescrito políticas para contrarrestar los precios decrecientes y volátiles. Esto ha sido particularmente cierto en el caso del mercado del café, que desde la década de los sesenta ha sufrido varias crisis. Las intervenciones más conocidas en los mercados cafeteros son los esquemas de retención de la oferta orientados a elevar y estabilizar los precios mediante los acuerdos internacionales de productos básicos, AIC.

El Comercio Justo y la política cafetera

Las causas globales de la más reciente crisis cafetera, que se remonta por lo menos a principios de los años noventa, incluye cambios estructurales en la oferta y la demanda. Estos factores, combinados con el hundimiento del Acuerdo Internacional del Café en 1989 debido al retiro de los Estados Unidos y Brasil, reorientaron la política cafetera. En particular, gran parte de la nueva política está dirigida a aumentar la participación de los productores de café en las ganancias existentes, por un incremento en su eficiencia y acceso a mercados de mayor valor. El tema de la volatilidad se aborda con herramientas de manejo de riesgo de precios basadas en el mercado, pero como se verá más adelante, la efectividad de esta estrategia de política depende de manera crítica en capacitar a los productores en su manejo, que puede limitarse por la dificultad para llegar a muchos productores pequeños, no organizados. Otro limitante puede ser la estructura imperfecta de los mercados, en los cuales el poder de mercado y las fallas de información pueden hacer que las mayores ganancias nunca lleguen a los agricultores. Más aún, mientras las

'nuevas' políticas de productos básicos proclaman los incrementos en la eficiencia como el medio para aliviar la actual crisis de los productores, no siempre es claro cuál es el alcance y el ámbito de los aumentos de eficiencia. El Comercio Justo, con su enfoque en las organizaciones de productores y en los mercados de mayor valor también deberá afrontar estas limitaciones. Pero, por el contrario, el Comercio Justo ha disfrutado de un crecimiento sostenido y ha logrado mantener su intervención en el mercado cafetero – un fenómeno que atrae de manera creciente la atención de los círculos dedicados al estudio de los mercados de productos básicos ¹.

Comercio Justo y desarrollo

Dado que más del 40% de los trabajadores agrícolas a escala mundial se dedican a la producción de bienes básicos agrícolas, su crisis afecta a más de un billón de productores. Una cuarta parte de estos productores están dedicados a la producción de café en países menos desarrollados. Por lo tanto, una 'crisis cafetera' es una crisis de desarrollo. Para afrontar este problema, el Comercio Justo interviene en los mercados cafeteros con miras a incrementar las ganancias de los productores. Esto se hace directamente, con la oferta de un precio mínimo por una porción de la cosecha, también involucrándose en ciertas actividades de desarrollo dirigidas a remover los factores que reducen los precios que reciben los productores de café, entre los cuales se incluye el poder de mercado de los compradores en los mercados locales de materias primas, la ineficiencia de las organizaciones cooperativas de productores y el limitado acceso directo de los productores a los mercados de exportación.

A la luz de la resonancia de las actividades de Comercio Justo en un contexto más amplio de política, vale la pena evaluar su papel en la superación de estos factores en los mercados de productos básicos. No obstante, pese a los bro-

tes de literatura analítica sobre Comercio Justo en el ámbito de los estudios de desarrollo (Leclair, 2002; Murray, Reynolds, y Taylor, 2003; Reynolds, 2004; Renard, 2003; Strong, 1997; Tallontire, 2002), las premisas fundamentales que justifican la intervención del Comercio Justo nunca se han examinado empíricamente. Este trabajo se propone responder la siguiente pregunta: *¿cuál es el papel del Comercio Justo en la superación de los factores de mercado que se supone son responsables de limitar las ganancias de los productores de bienes agrícolas comercializados internacionalmente, como el café?*

En la Sección II de este artículo se discute la naturaleza y el alcance de la intervención del Comercio Justo, con un enfoque particular en el mercado del café. En seguida, más ampliamente, la Sección III presenta un resumen de los desarrollos recientes de la política de productos básicos internacionales. La Sección IV repasa los factores clave de Costa Rica como un estudio de caso. La teoría y los datos usados para abordar el problema que se plantea en la investigación serán los tópicos que se aborden en las secciones V y VI, respectivamente. La Sección VII presenta el análisis econométrico usado para identificar la presencia de fallas de mercado que limitan las ganancias de los productores. Esta sección también analiza el impacto del Comercio Justo y de otros agentes en el mercado cafetero de Costa Rica sobre las ganancias de los productores. La Sección VIII discute las implicaciones de política de los resultados econométricos y concluye con un resumen y algunas sugerencias para investigaciones futuras.

II. EL COMERCIO JUSTO

Definición del Comercio Justo

En un sentido amplio, el término 'Comercio Justo' se refiere a una relación comercial entre organizaciones de pequeños productores² en países

1. Por ejemplo, el grupo de manejo de riesgos de precios de los productos básicos del Banco Mundial, asesoró a las organizaciones de Comercio Justo en sus primeros trabajos y hoy en día las cooperativas de caficultores siguen siendo sus principales clientes.

2. Recientemente (2003) la marca registrada 'Comercio Justo' comenzó a comerciar bienes producidos por trabajadores organizados (e.g. en plantaciones). Este es un desarrollo que está por fuera del horizonte de tiempo de nuestro análisis y, de todas maneras, representa una porción muy pequeña de la actividad del Comercio Justo.

menos desarrollados y consumidores del norte³, la cual tiene una marca registrada. Aunque el Comercio Justo interviene en los mercados de bienes agrícolas primarios y de otros bienes (v.g. artesanías), nuestro análisis cubre exclusivamente el Comercio Justo de bienes primarios⁴. Productos finales como café tostado y molido (v.g. Cafédirect, Equal Exchange), bolsas de té (v.g. Clipper Fairtrade) y chocolate (v.g. Green&Blacks, Divine Chocolate) elaborados a partir de productos primarios adquiridos bajo las condiciones del Comercio Justo se identifican ante el consumidor con una marca registrada de Comercio Justo⁵. Las condiciones del Comercio Justo, establecidas formalmente por la Fair Trade Labelling Organizations International (FLO), incluyen: sólo compras a grupos de productores organizados en cooperativas; el pago de un precio mínimo de Comercio Justo; relaciones comerciales de largo plazo; pagos anticipados y un uso transparente de las primas de Comercio Justo por parte de las organizaciones de productores⁶.

Los requisitos para que los compradores (que son organizaciones no gubernamentales y firmas privadas) puedan usar las marcas registradas incluyen: (i) comprar la materia prima del bien bajo las condiciones del Comercio Justo a organizaciones de pequeños agricultores registradas en la FLO, y (ii) pagar una licencia por la marca registrada. Por el lado de la oferta, las cooperativas de agricultores reciben el apoyo de organizaciones no gubernamentales de Comercio Justo que operan en el Sur, para el desarrollo de su capacidad organizacional, con el objetivo de que puedan ofrecer productos de calidad en cantidad suficiente y de manera oportuna. El sistema de Comercio Justo está conformado por organizaciones no gubernamentales que pertenecen a este movimiento, sus socios productores y las fir-

mas privadas que participan en el sistema de marca registrada.

Comercio Justo: herramientas y planteamientos

El Comercio Justo es una relación comercial estructurada con el objetivo de aliviar la pobreza de los productores de bienes agrícolas primarios de los países menos desarrollados «ofreciendo mejores condiciones comerciales para los productores y trabajadores de los países en desarrollo» (Transfair, 2004). Los partidarios del Comercio Justo consideran que las condiciones comerciales que limitan las ganancias de los agricultores (y auspician la pobreza) incluyen los bajos y variables precios de los productos en los mercados mundiales, los bajos niveles de precios que los agricultores reciben por su materia prima por parte de los intermediarios y la competencia imperfecta que predomina en los mercados de estos bienes (Barrat-Brown, 1993; EFTA, 1995; EFTA, 2001). De ahí surge la base ideológica de las organizaciones cooperativas. La idea es apoyar a las cooperativas para que ellas sean transparentes, responsables y eficientes. Este apoyo, con el tiempo, crea canales comerciales alternativos viables para que los pequeños agricultores vendan su café. Esto es importante porque con frecuencia se acusa a los intermediarios monopsónicos de ser responsables de las bajas ganancias de los agricultores.

En suma, las ventas a las cooperativas son un medio para aumentar las ganancias de los agricultores mediante el incremento en la porción percibida del precio mundial vigente.

Para lograr mayores incrementos en las ganancias de los productores, las organizaciones no gubernamentales de Comercio Justo trabajan

3. Es importante reconocer que con el creciente éxito del Comercio Justo en los mercados del Norte, han surgido un buen número de iniciativas similares, tales como «comercio ético», «comercio comunitario» y marcas no registradas de Comercio Justo. Estas iniciativas son movimientos distintos a la corriente principal del Comercio Justo que analizamos en este trabajo.
4. Esto no implica una pérdida de generalidad porque los mismos principios de desarrollo subyacen en el Comercio Justo de ambos tipos de bienes. Más aún, los bienes básicos dan cuenta de la mayor parte de la actividad del Comercio Justo tanto en términos de valor como de volumen (Piepel, Koppe, y Spiegel, 2000)
5. Las marcas registradas de Comercio Justo, certifican que un producto exhibido en los estantes de los supermercados ha cumplido con el conjunto específico de criterios exigidos por el Comercio Justo, los cuales son establecidos formalmente por el Fairtrade Labelling Organization (FLO).
6. Véase en la página Web de FLO el conjunto completo de criterios y estándares del Comercio Justo. www.fairtrade.net/pdf/sp/english/Generic%20Fairtrade%20Standard%20SF%20Dec%202005%20EN.pdf

directamente con las cooperativas de productores del Sur, para ayudarles a construir capacidad organizacional, darles apoyo técnico y aumentar su eficiencia.

Además de la construcción de capacidad organizacional por parte de las *organizaciones* de Comercio Justo, los *compradores* del Norte que han adquirido su licencia, pagan un precio fijo por el producto básico primario comprado a estos grupos de productores (Vg. US\$1,26/lb de café Arábica). Lo que se busca con el mecanismo del precio fijo es reducir la exposición del productor a la volatilidad y a los bajos niveles de los precios mundiales. Este objetivo se ve limitado por la proporción de la cosecha que se vende al mercado de Comercio Justo, que casi nunca alcanza el 100% y en la mayoría de los casos está muy por debajo del 50%.

En resumen, es importante enfatizar que el Comercio Justo utiliza una estrategia de dos puntas para apoyar a los productores de bienes primarios: la sustentación de precios mediante un precio mínimo 'justo' y el apoyo a la capacidad organizacional de los productores.

Intervención del Comercio Justo en el mercado del café

En muchos sentidos, la historia del Comercio Justo puede contarse con el caso del café. Desde 1973, cuando comenzaron las actividades cafeteras del Comercio Justo, se ha mantenido como el producto individual más importante en este sistema, tanto en términos de valor como de volumen y a pesar de que el Comercio Justo ha alcanzado una participación significativa en el mercado de otros productos agrícolas primarios (EFTA, 1995; EFTA, 2001; Piepel, et al., 2000; Raynolds, 2004). El café no sólo es importante por su participación en el Comercio Justo, sino de manera más general por lo que ha aportado a esta corriente. Por ejemplo, los criterios del Comercio Justo fueron armonizados bajo una marca registrada en

respuesta a una petición de los productores de café (Murray, et al., 2003). El café fue el producto con el cual, a finales de los noventa, se inició la distribución de los productos del Comercio Justo en los supermercados⁷. Y fue también el café el que dio pie al desarrollo del actual modelo de dos puntas de intervención en los mercados de productos básicos.

Para la mayoría de personas, el Comercio Justo es sinónimo de 'precio justo'. El precio mínimo es el criterio central y más controvertido⁸ de las condiciones del Comercio Justo que cobijan al café, pero, sin duda alguna también es la más conocida. El Cuadro 1 muestra el precio mínimo establecido por el Comercio Justo para los cafés de distintos orígenes, el cual, en épocas de precios bajos, puede ser bastante más alto que el precio de mercado. Por ejemplo en la crisis de principios de los noventa el precio del Comercio Justo para el café Arábica lavado de Costa Rica era en promedio US\$0,38/lb mayor que el prevaleciente en el mercado mundial (medido según la cotización del Contrato 'C' de la bolsa de Nueva York). Cuando el precio mundial relevante sobrepasa el precio mínimo del Comercio Justo, este último se convierte en el precio mundial más US\$0,05/lb. Finalmente, nótese en el Cuadro 1 que no todo el café de Comercio Justo es orgánico, el cual recibe un precio mínimo más alto.

Los requerimientos para los *compradores* que participan en el programa de Comercio Justo es el pago de los precios mínimos del Cuadro 1, comprar por más de una temporada y dar a los productores un pago anticipado. Por su parte los *productores*, o más bien sus organizaciones, deben retener US\$0,05/lb del precio mínimo (conocido como la 'prima del Comercio Justo'), y «administrarla de una manera transparente ante los beneficiarios y la FLO. Las decisiones sobre cómo usar esta prima se toman democráticamente por los miembros» (FLO, 2004, p. 4).

7. Hasta ese momento la distribución de los productos del Comercio Justo se había canalizado por conducto de las llamadas «Tiendas del Mundo», grupos religiosos y catálogos.

8. El precio justo puede dar lugar a conflictos porque su determinación es un tanto arbitraria. Los criterios hacen referencia al cubrimiento de los costos de producción y de las necesidades básicas, pero no se especifica más. Por ejemplo, los precios mínimos establecidos, ilustrados en el Cuadro 1, no se han modificado en 15 años, es decir no se han hecho ajustes por inflación.

Cuadro 1. El precio mínimo del Comercio Justo para el café (Centavos US\$ por libra)

TIPO DE CAFÉ	CONSUMO MASIVO (Centavos US\$/lb.)		ORGÁNICO CERTIFICADO (Centavos US\$/lb.)	
	América Central, México, África, Asia	Sur América, Caribe	América Central, México, África, Asia	Sur América, Caribe
Arábica lavado	126	124	141	139
Arábica no lavado	120	120	135	135
Robusta lavado	110	110	125	125
Robusta no lavado	106	106	121	121

Fuente: Tomado de FLO 2004 y adaptado.

En la práctica las organizaciones de productores pueden retener más de US\$0,05/lb y gastarlo en el fortalecimiento de la capacidad organizacional, programas sociales, servicios para los miembros, proyectos de infraestructura y/o programas para la mejora de la calidad (Ronchi, 2002a; Ronchi, 2002b).

Los estándares formales para el café de Comercio Justo (véase la nota de pie de página 6) dejan claro que las organizaciones de productores deben tener unos estándares más exigentes en cuanto a las condiciones de los trabajadores y la calidad del producto⁹.

A su vez, organizaciones de Comercio Justo, como Twin, Equal Exchange, Oxfam (hasta 2003), Traidcraft y otras, ofrecen una gran variedad de actividades de apoyo a los grupos de productores para que logren cumplir los requisitos de cantidad y calidad para exportar, no sólo a los mercados del Comercio Justo, sino también a los mercados convencionales, reduciendo así su dependencia de la limitada demanda de café de Comercio Justo¹⁰ y permitiéndoles el acceso a mercados convencionales premium (v.g. orgánicos).

III. EL COMERCIO JUSTO Y LA POLÍTICA DE PRODUCTOS PRIMARIOS

Productos agrícolas primarios en crisis

El café es un producto primario cuyo precio real ha tenido una volatilidad superior al promedio y que experimentó una caída generalizada, que tocó fondo en el año 2000 cuando se registró el menor precio en términos reales de los últimos 100 años (Varangis, Siegel, Giovanucci and Lewin, 2003c). Además de ser el producto básico individual más valioso y el segundo (después del petróleo) con mayor valor de comercio en el mundo durante gran parte de la segunda mitad del siglo XX (Ponte, 2002b), el café tiene un importante peso en términos de empleo y pobreza. Esto se debe en parte a que es uno de los pocos bienes básicos agrícolas producido en su mayoría por pequeños productores: unos 10 millones de pequeños caficultores¹¹ producen el 70% del café en el mundo (CFC, 2001).

En respuesta a crisis caracterizadas por una persistente tendencia negativa de los precios y por una creciente volatilidad de los mismos, la mayor parte de los mercados de productos agrí-

9. Estos requisitos han suscitado críticas hacia el Comercio Justo, en el sentido de que este sistema parece estar reservado para organizaciones de pequeños productores que ya son fuertes e independientes. Sin embargo el sistema endógeno: muchas de las organizaciones de productores que están registradas ante la FLO pueden cumplir con los exigentes criterios sólo gracias al apoyo que reciben de las organizaciones no gubernamentales de Comercio Justo para construir capacidad organizacional y apoyar a los productores, tal como se mencionó anteriormente.

10. Existe un exceso de capacidad de producción de café de Comercio Justo de cerca del 80% (Giovannucci, et al., 2003).

11. Se denomina 'pequeño' a un caficultor que produzca en una finca de menos de 10 hectáreas de tierra.

colas primarios han experimentado alguna forma de intervención internacional, nacional o local durante el último siglo. Con frecuencia estas políticas han tenido objetivos mixtos que incluyen contrarrestar la tendencia negativa de los precios y la alta volatilidad.

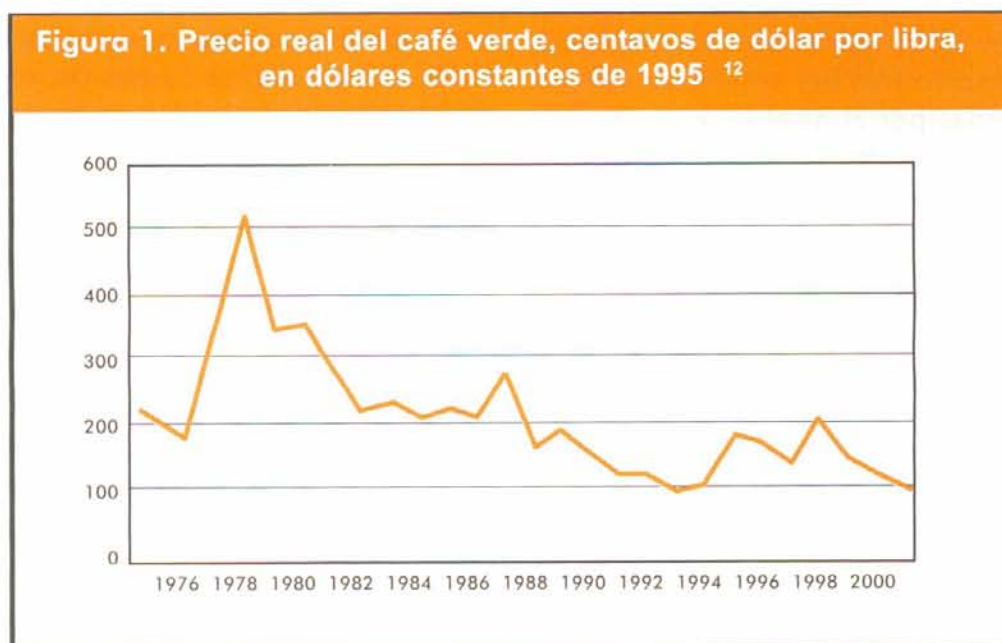
Esta ambigüedad de objetivos está estrechamente ligada a las controversias que existen al interior de las instituciones dedicadas a la investigación de los mercados de productos agrícolas primarios, que no han logrado un consenso sobre la tendencia de largo plazo de los precios y su volatilidad. La detección de una tendencia decreciente de los precios ha sido muy controvertida, especialmente debido a la debilidad de las pruebas estadísticas para la tendencia (Grilli y Yang, 1988, Cuddington y Urzua, 1989, Powell, 1991, Gilbert, 2003, Leon y Soto, 1997, Cashin y McDermott, 2001, Cashin, *et al.*, 2003). Igualmente, mientras la detección de la *volatilidad* de los precios de los productos básicos no genera controversia, sí existe debate con respecto a si la volatilidad ha aumentado en el tiempo o no, y sobre las causas subyacentes (véase, por ejemplo, Cashin, *et al.*, 2001; Varangis, *et al.*, 2003c,

Gilbert, 2003; Hazell, Jaramillo, y Williamson, 1990; Scandizzo y Diakosawas, 1987).

Aunque no hay consenso sobre la tendencia negativa y la volatilidad creciente de los precios de los productos primarios agrícolas en general, es muy poca la ambigüedad que existe en la literatura con respecto a la tendencia negativa y a la creciente volatilidad de los precios del *café* en particular (véase Cashin, *et al.*, 2000, 2003 para el tema de la tendencia y Gilbert, 2003, Hazell, *et al.*, 1990 para la volatilidad). Inclusive una mirada rápida a la Figura 1 muestra que estas dos características, la tendencia negativa de los precios y la alta volatilidad, están claramente presentes en el mercado cafetero.

A la luz del dramático comportamiento de los precios del *café* y de la significancia de este producto en el empleo agrícola, no es sorprendente que se haya concebido y aplicado un amplio rango de intervenciones de política para este mercado.

Estas incluyen acuerdos internacionales de productos básicos, Juntas de Comercialización (marketing boards), fondos de estabilización y controles nacionales de precios.



Fuente: OIC, WDI; trabajo de la autora

12. Índice de precio real construido usando el promedio anual de los indicadores de precio OIC para la categoría de «Otros Suaves», deflactado por el deflactor de precios de los Estados Unidos tomado de *World Development Indicators*.

Políticas tradicionales de productos básicos para el caso del café

El mercado cafetero ha estado intervenido por una serie de acuerdos internacionales de productos básicos desde la negociación del primero en 1962. Estos acuerdos fueron esquemas de retención de la oferta destinados a mantener y estabilizar los precios del café al interior de una banda de precios. Los acuerdos incluían tanto a países productores como consumidores y, a diferencia otros importantes acuerdos de productos básicos como los del estaño, el cacao y el caucho que usaban esquemas de inventarios estabilizadores, éste funcionaba vía un sistema de cuotas de exportación, basadas en el volumen de las exportaciones y los inventarios en los países productores. Las cuotas se activaban cuando el promedio compuesto del precio calculado por la Organización Internacional del Café (OIC) caía por debajo de una serie de precios disparadores. Fue, de hecho, el desacuerdo sobre el tamaño y distribución de estas cuotas lo que llevó, en 1972, a la suspensión del primer Acuerdo Internacional de Café. Ante la caída de los precios, inducida por la respuesta de la oferta a la helada de 1976 y al fracaso de otras iniciativas unilaterales para retener oferta, se negoció un nuevo Acuerdo Internacional del Café, que entró en vigencia en 1980. Interrumpido sólo por suspensiones temporales inducidas por el nivel de precios, este acuerdo estuvo en vigencia hasta su colapso final en 1989. En 1994 se dio un nuevo esfuerzo por lograr un acuerdo, que contó sólo con un número reducido de miembros y no tuvo cláusulas de retención, pero Estados Unidos se rehusó a participar. Al mismo tiempo, algunos productores de café formaron la Asociación de Países Productores de Café (APPC), que durante la segunda mitad de la década de los noventas, promovió varias iniciativas de retención de la oferta. La más reciente medida de manejo de la oferta, que aún está vigente, es el plan de retención de la oferta de baja calidad de Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras, Nicaragua y Colombia.

Mientras que algunos estudios han encontrado que los primeros Acuerdos Internacionales

del Café sí tuvieron efectos estabilizadores (Akiyama y Varangis, 1990), su principal éxito parece haber sido sustentar los precios (aunque se puede argumentar que el papel de los choques de oferta del Brasil sobre los picos de precio fue de igual importancia). Sin embargo, estas ganancias han sido cuestionadas por algunos estudios que alegan que, a pesar de la indudable estabilización de los precios, el Acuerdo Internacional del Café que estaba en vigencia antes de la sequía de 1985 desalentó las posteriores alzas de precios en razón de los inventarios acumulados (Akiyama, *et al.*, 1990). Más aún, la teoría y la evidencia sobre la actividad de captura de rentas inducida por la distribución de cuotas al interior del país, indica que hay pérdidas de bienestar que mitigan las ganancias de precio inducidas por el Acuerdo Internacional del Café (Bohman, Jarvis, y Barichello, 1996). Estas actividades de captura de rentas, en combinación con los sistemas de distribución de las cuotas al interior de cada país que tienden a favorecer a los grandes productores (Akiyama, *et al.*, 1990) y a facilitar el ejercicio del poder de mercado (López y You, 1993), han puesto en duda si los pequeños caficultores en realidad disfrutaron de las alzas de precios y de los ingresos cafeteros generados por el Acuerdo Internacional del Café (Gilbert, 1995; Oxfam, 2001a). Es esencia, esto despierta dudas sobre la efectividad de los acuerdos para aumentar los ingresos de los productores.

Además de los esquemas de retención de la oferta internacional, países individuales adoptaron una serie de políticas domésticas orientadas a atenuar la volatilidad y elevar los precios de los mercados cafeteros. Estos esfuerzos incluyeron la formación de instituciones cuasi-gubernamentales, Juntas de Comercialización y Cajas de Estabilización. Las Juntas de Comercialización, fueron generalmente organizaciones paraestatales con poder monopsonico legal en la compra de café, que controlaban completamente el sector y garantizaban un precio fijo al productor, el cual generalmente promediaba la rentabilidad de todos los productores. Las Juntas de Comercialización también pueden tener un fondo de estabilización o éste puede ser el único

instrumento de política, caso en el cual el sistema es denominado caja de estabilización. La caja de estabilización no comercializa el producto básico, sino determina los precios y márgenes de ganancia de todos los participantes en la cadena de comercialización. La distribución de las rentas usualmente incluye una porción para el gobierno y otra para el fondo de estabilización que sirve para sustentar los precios al productor en épocas de bajos precios, haciendo uso de las ganancias acumuladas en las épocas de excedentes (EIU, 1991). Aunque con frecuencia las Juntas de Comercialización y los Fondos de Estabilización fueron efectivos en la estabilización de los precios, el costo en términos de la depresión de los precios al productor resultó ser excesivo. La evidencia en este sentido incluye el aumento casi universal en los precios al productor que tuvo lugar después de que el mercado se liberó del control de la junta comercial (Akiyama, *et al.*, 2001; Dorin, 2003). Su ineficiencia en algunos casos, las llevó a manejar precios al productor muy inferiores a los precios de libre mercado, con lo que la diferencia entre éstos era mucho mayor a la suma que los productores hubieran estado dispuestos a pagar para evitar el riesgo del libre mercado (McIntire y Varangis, 1999).

En un contexto más amplio, a partir de la década de los ochentas se puso en marcha en los países menos desarrollados un programa de liberalización de los mercados, que llevó a una reducción en el papel del gobierno en todas las áreas de la economía, incluyendo la política de productos primarios. Esta tendencia llevó a la reestructuración de los mercados de los productos primarios, a la eliminación de las ineficientes Juntas de Comercialización, y a la revisión o remoción de las fórmulas de altos impuestos a las exportaciones y de las distorsiones en los precios al consumidor (o precios domésticos) (Banco Mundial, 1990). La liberación de los inventarios acumulados de café, que se dio después del colapso del Acuerdo Internacional del Café en 1989, precipitó una caída aún más dramática y persistente de los precios internacionales a principios

de la década de los noventas. Ante esta profunda crisis, surgieron iniciativas nacionales de política que trataron de volver a introducir las medidas que les eran familiares, tales como precios de sustentación con el establecimiento de fondos de emergencia, reestructuración de las deudas de los productores y provisión de créditos tanto para café como para actividades de diversificación. A pesar de estos esfuerzos, al final del milenio pasado, la volatilidad promedio de los precios del café¹³ era aún una de las más altas de todos los productos agrícolas primarios (Gilbert, 2003) y para el año 2003, por tercera cosecha consecutiva, los precios del café se mantenían por debajo del costo de producción de la mayoría de los 25 millones de productores de café del mundo (TechnoServe, 2003).

El nuevo contexto de política de productos básicos

La aparente insostenibilidad de los Acuerdos Internacionales del Café, la ineficiencia observada de muchas Juntas de Comercialización y el limitado éxito de las intervenciones domésticas en el incremento de los precios al productor y en la reducción de su exposición a la volatilidad, condujo la política de productos básicos hacia nuevas direcciones. En reemplazo de las tradicionales políticas de productos básicos, de manera creciente, fue apareciendo una nueva generación de recomendaciones de política que aceptaba el fracaso de los esfuerzos por sustentar o incrementar el tamaño de las ganancias del café y reducir su volatilidad. El enfoque de la política se desplazó hacia estrategias de cobertura basadas en el mercado como resultado de la persistente volatilidad del precio y la distribución de las ganancias existentes. Esta nueva política de productos básicos, que hace énfasis en el tema de la redistribución, se apoya en una floreciente literatura sobre las 'cadenas de valor'.

El análisis de las cadenas de valor se ha aplicado ampliamente al caso del café (de Graff, 1986; Fafchamps, Vargas Hill, Kaudha, y Nsibirwa, 2002;

13. La volatilidad es medida en Gilbert (2003) como la desviación estándar de los cambios anuales en el logaritmo de los precios del café deflactados.

Fitter y Kaplinsky, 2001; Kaplinsky, 2003; Losch, 1999; Mendoza, 1996; Pelupessy, 1999; Pelupessy y van Tilburg, 1994; Ponte, 2002a; Ponte, 2002b; Talbot, 1997a; Talbot, 1997b). En un sentido amplio, el análisis de la cadena de valor no sólo se ocupa de la descripción de la estructura insumo-producto y de la cobertura geográfica a lo largo de una cadena productiva, sino también del contexto institucional y de gobierno en que se ubica la cadena de valor (Gereffi, 1994). Como parte de este análisis más amplio, los estudios de la cadena de valor del café con frecuencia descomponen el precio final (minorista) de una unidad de café en 'porciones' ya sea de ingreso o de utilidad, dependiendo de los datos disponibles. Como los datos más rápidamente disponibles son los de ingreso y no los de utilidad (debido a la sensibilidad de los datos de costos), la mayoría de los análisis de la cadena de valor sacan sus conclusiones de política con respecto a la distribución del ingreso a lo largo de la cadena. Con pocas excepciones, estos análisis encuentran que la participación de los caficultores en el ingreso total generado a lo largo de la cadena ha venido cayendo con el tiempo¹⁴. Cuando se usan datos de ingreso, no es posible distinguir empíricamente los costos y por lo tanto tampoco es posible identificar factores como poder de mercado o cambios en la estructura de costos. Es probable que ésta sea la razón por la cual los análisis de cadena de valor descansan principalmente en correlaciones o coincidencias de estas participaciones en el ingreso con factores como la estructura de mercado (con frecuencia expresadas en la forma de cifras de concentración). Esto ha llevado a que buena parte de la literatura sobre la cadena de valor del café, culpe al aumento de grandes firmas multinacionales integradas verticalmente de la reducción en la participación de los productores en los ingresos del café.

Además de esta preocupación por la distribución y participación de los distintos actores en las rentas del café, las nuevas iniciativas de polí-

tica buscan ofrecer cobertura contra la volatilidad, con un menú de herramientas de manejo de riesgo de precio, tales como swaps, contratos forward y opciones en los mercados de futuros. Desafortunadamente muchas de estas herramientas, como los instrumentos basados en los mercados de futuros, requieren volúmenes prohibitivamente altos, conllevan altos costos de transacción y claramente requieren un alto nivel de experiencia. En este contexto, la principal limitante para la aplicación de las recientes políticas de manejo de riesgo a los productos primarios es la falta de organización de los productores (Dehn, Gilbert, y Varangis, 2003; Gilbert, 2003), la cual ha mostrado ser un obstáculo recurrente. En el caso de las estrategias contra la volatilidad de los precios, esta limitante ha sido confirmada por los casos de prueba llevados a cabo por el Banco Mundial: los prerequisites básicos para la implementación efectiva de las nuevas políticas de manejo de riesgo de precio son la asistencia técnica y la capacitación, pero ofrecer esto a las organizaciones de productores puede ser prohibitivamente costoso en términos de tiempo y dinero (Varangis y Lewin, 2003b).

Frente a la tendencia decreciente de los precios del café, la política de productos primarios descansa principalmente en medidas e intervenciones basadas en el mercado, las cuales buscan aumentar la utilidad del café incrementando su rentabilidad y la competitividad (Varangis, *et al.*, 2003c, p. 26) o diversificando la producción de quienes ya no pueden participar en el mercado cafetero. Las medidas de política buscan aumentar las utilidades de los productores mediante la obtención de primas (rentabilidad) de la reducción de los costos de producción y transacción (competitividad). En primer lugar, las medidas para agregar valor con la obtención de primas incluyen mejoras en la calidad del café para acceder a los nichos de mercado de los cafés especiales, tales como los mercados gourmet y orgánico, y mejorar el mercadeo, la reputación y

14. Esta conclusión surge principalmente de medidas determinísticas del ingreso, no de la ganancia, y puede ser derivada tanto de un análisis de muchos años, usando datos promedio de países importadores y exportadores (de tal forma que lo que se obtiene necesariamente es la distribución promedio entre muchos actores potencialmente diferentes) o al interior de un determinado país, pero en un periodo más corto de tiempo (véase, por ejemplo, Fafchamps, *et al.*, (2002), Pelupessy, 1999, de Graff, 1986, Mendoza, 1996).

el manejo de marca de los diferentes orígenes (IADB, El Banco Mundial, y USAID, 2002). El Programa de Mejora de la Calidad de la Organización Internacional del Café establece estándares mínimos de calidad tanto para el café Arábica como para el Robusta. Además de elevar los retornos, las mejoras de calidad también han demostrado que estimulan el consumo doméstico del café y, por lo tanto, elevan la demanda (véase el ejemplo de Brasil en Varangis, et al., 2003c). Segundo, la competitividad se promueve por medio de políticas destinadas a la reducción de costos, principalmente con avances en la productividad y reducción de los costos de transacción, buscando un comercio más directo. Sin embargo, para establecer relaciones comerciales más directas se requiere, de nuevo, un mayor desarrollo organizacional de los productores que les permita el acceso directo a los distribuidores minoristas y comercializadores. Tercero, en reconocimiento de que algunos productores no van a lograr mayores niveles de competitividad ni acceso a nichos de mercado de mayor calidad/rentabilidad, otra rama de política se enfoca en los esfuerzos por diversificar las fincas cafeteras. Estas corrientes identifican el papel que tiene que jugar gobierno para apoyar las estrategias de diversificación, tales como investigación de mercados, asistencia técnica, mejorar la movilidad laboral y otorgar créditos de apoyo. Finalmente, se recomienda una reforma institucional para la provisión de 'redes sociales de seguridad' para los productores pobres y para los trabajadores del café (Varangis, et al., 2003c).

La política de productos primarios y el Comercio Justo

Hay tres importantes factores que limitan la nueva tendencia de las políticas de los productos básicos y del café en particular. Primero, esta política

no arroja luces sobre cuál es el alcance del aumento en las ganancias de los productores con la reducción en costos (en contraposición a la sustentación de precios). Los países productores de café (v.g. Brasil y Costa Rica) ya están altamente mecanizados y/o han logrado grandes ganancias en productividad mediante la implementación de paquetes de agroquímicos y tecnología, y por lo tanto no es claro que puedan tener mayores ganancias en productividad.

Segundo, sacando la lección del fracaso de los esquemas de retención de la oferta y de sustentación de precios para aumentar de manera sostenible las utilidades del café, la ruta alternativa recomendada para aumentar los ingresos de los agricultores, que consiste en la búsqueda de primas por calidad, descansa, por lo menos en un segundo plano, en la existencia de mercados perfectos de insumos. Esto lo reconoce la política general de productos primarios, que ya ha desarrollado modelos de transmisión incompleta de precios para las políticas arancelarias y reformas de mercados en presencia de poder de mercado y los ha aplicado a una variedad de mercados de productos agrícolas primarios (MacMillan, Rodrik, y Welch, 2002; McCorrison, 2003; McCorrison y Sheldon, 1996). Su relevancia para las nuevas tendencias de la política cafetera es clara: las estrategias destinadas a mejorar los retornos al café con la obtención de primas por calidad pueden acentuar la 'crisis' de bajos ingresos de los productores sólo en la medida en que la transmisión de precios sea incompleta¹⁵. Con frecuencia, la transmisión incompleta de precios es consecuencia de la competencia imperfecta en la cadena de comercialización. El tema del poder de mercado es, de hecho, reconocido en los documentos de política, que afirman que uno de los beneficios de las políticas de mejora de la calidad es elevar la posición negociadora de los exportadores y «aumentar su habilidad para

15. El trabajo empírico sobre la transmisión de precios ha tendido a referirse a la transmisión de la variabilidad (Hazell, Jaramillo y Williamson, 1990) y con frecuencia se usa para evaluar el éxito o fracaso de los esquemas de estabilización (véase, por ejemplo, Cárdenas, 1994). Si la intervención de precios es constante, como impuestos constantes a la exportación o rebajas permanentes de precio por el ejercicio del poder de mercado, estos estudios permitirán aun la transmisión perfecta de la variabilidad de los precios. Entonces, por ejemplo, Cárdenas encuentra una perfecta transmisión de precios en Costa Rica, donde los esquemas de estabilización no están vigentes, pero donde puede existir poder de mercado. Para el caso del café, en particular, los estudios han encontrado que la transmisión del precio mundial al precio doméstico (productor) es baja, tanto en relación con otros productos básicos (Mundlak y Larson, 1992), como en términos absolutos (Quiroz y Soto, 1995).

negociar precios...» (Varangis, *et al.*, 2003c, p. 25). Un estudio del Banco Mundial, que vincula los pequeños agricultores con los mercados, identifica el potencial de poder de mercado como la característica clave de los mercados de productos agrícolas primarios (Bienabe, *et al.*, 2004). En resumen, todas las actividades dirigidas a aumentar las primas recibidas en la producción de café descansan en una transmisión eficiente de precios a los productores. Aunque este hecho es reconocido en la siguiente afirmación «...es vital que las políticas de promoción se enfoquen en los beneficios locales – tales como la prima de precio o los beneficios de mercado» (Varangis, *et al.*, 2003c, p. 31), la consecuencia para la política de productos caracterizados por el poder de mercado no la exploran o enfatizan en el nuevo contexto de política de los productos básicos.

Tercero, la aplicación de estrategias de administración de riesgos de precios basadas en el mercado para manejar la volatilidad depende críticamente del desarrollo organizacional de los productores (Bienabe, *et al.*, 2004; Varangis, *et al.*, 2003c). Esto también es cierto para las nuevas políticas dirigidas a elevar las ganancias de los productores vía reducción de los costos de transacción, por medio de la eliminación de intermediarios y las negociaciones directas con los minoristas (Varangis, *et al.*, 2003a). Como prerrequisito básico para la aplicación de ambos tipos de política se han identificado las organizaciones de productores, como las cooperativas. Una de las limitaciones de estas políticas es el costo asociado con la construcción de capacidad organizacional al alto nivel de calidad y cantidad demandado por el mercado. Precisamente, la dificultad percibida para entregar a los productores la organización y la capacidad necesarias ha demostrado ser una de las principales limitaciones para la aplicación de las nuevas políticas de productos primarios (Varangis, *et al.*, 2003a).

Muchas organizaciones de productores no tienen las destrezas, el capital o el personal dedicado a asumir el papel que juegan los intermediarios en el mercado. Aunque la capacitación

de individuos de estas organizaciones puede ser benéfica en términos de aumentar la transparencia del mercado, con frecuencia lograr que ellos lleguen a ser efectivos en los nuevos roles de intermediación del mercado implica un proceso largo y difícil (Varangis, *et al.*, 2003a, p. 27).

De hecho, en una encuesta sobre el 'nuevo' menú de políticas para la crisis cafetera, TechnoServe descarta las iniciativas que requieren la organización de productores por ser muy difíciles de implementar (TechnoServe, 2003). Sin embargo, las instituciones que formulan la política, como el Banco Mundial, han encontrado en la comunidad de las organizaciones no gubernamentales la habilidad y experiencia requeridas para ello¹⁶. Esto es particularmente cierto para las organizaciones de Comercio Justo.

La experiencia de las organizaciones no gubernamentales en los mercados de productos básicos es extensa y variada. Mientras muchas de ellas aún trabajan activamente para revivir herramientas de política que ya perecieron, como los acuerdos internacionales de precios y los esquemas de sustentación de precio, otras, como las organizaciones no gubernamentales del Comercio Justo están involucradas en actividades indispensables para la aplicación de la nueva generación de políticas destinadas al manejo del riesgo, elevar el acceso al mercado y promover la diversificación de las fincas cafeteras (Bebbington, *et al.*, 1993; Bienabe *et al.*, 2004). Se han encontrado organizaciones de Comercio Justo, que tienen su base tanto en países desarrollados como en desarrollo, trabajando en la organización y en el fortalecimiento de las organizaciones de productores agrícolas, particularmente cafeteros (Oxfam, 2001b; Villasenor, 2000). El apoyo del Comercio Justo ha incluido la ayuda para la construcción de capacidad organizacional y de mercadeo para las organizaciones de productores rurales, la asistencia técnica para mejorar la calidad y desarrollar capacidad orgánica, apoyar la diversificación agrícola y fomentar programas de género y de medio ambiente (Oxfam, 2001b). En resumen, las organizaciones de Co-

16. Varangis, P., Banco Mundial, comunicación personal.

comercio Justo ya han desarrollado mucho de los 'vehículos' requeridos para la aplicación de las nuevas políticas descritas en esta sección¹⁷.

IV. 'COMERCIO JUSTO' Y FALLAS DE MERCADO

Ya vimos que el colapso de los acuerdos internacionales dirigidos a la sustentación de los precios, ha llevado a la política cafetera hacia nuevas direcciones, desplazando el enfoque en la sustentación y estabilización de los precios bajos y volátiles hacia la entrega a los productores de las herramientas necesarias para aumentar su participación en las ganancias existentes y manejar la volatilidad. La política cafetera se ha volcado hacia las soluciones basadas en el mercado para ayudar a los productores a cubrirse de los precios bajos y volátiles. Sin embargo, se ha visto que estas soluciones dependen de (i) la existencia de un ámbito apropiado para lograr aumentos en eficiencia; (ii) la estructura del mercado (para que las mayores ganancias lleguen a los agricultores); y (iii) la disponibilidad de organizaciones de productores para entregarles las herramientas de política que fueron descritas en la sección anterior. En este sentido, las nuevas políticas de productos básicos reflejan en parte la motivación y el *modus operandi* de la intervención del Comercio Justo en los mercados de productos básicos como el café. Ellas también reflejan el enfoque de la teoría del desarrollo conocido como fallas de mercado.

Fallas de mercado y desarrollo

Una rama de la economía del desarrollo conocida como economía de la información enfatiza el papel del Comercio Justo en los mercados de insumos de los bienes básicos. Esta corriente de pensamiento se centra en el papel de las fallas de mercado en el desarrollo, subdesarrollo y formación de política. Se llama 'falla de mercado' a la imposibilidad del mercado para lograr la asignación eficiente de los recursos, es decir, por lo

cual algunas ganancias del comercio no se realizan. Hay muchas fuentes de fallas de mercado, entre las cuales se encuentran el poder de mercado, los retornos crecientes a escala, las externalidades, los mercados ausentes (*missing markets*) y los problemas de coordinación y sincronización *matching problems* (Milgrom y Roberts, 1992). Al interior de la literatura de desarrollo, Stiglitz le asigna un rol central a la falta de información o a la información imperfecta en el mercado como fuente de la mayoría de fallas de mercado (Stiglitz, 1989).

El poder de mercado es una de las fallas más importantes que se citan para el caso de los mercados agrícolas. Existe una documentación amplia y detallada de la consolidada y creciente concentración de la industria alimenticia en Estados Unidos (Sexton, 2000) como en Europa (McCorrison, 2002). Desde hace mucho tiempo, las observaciones de la estructura de la cadena del mercado han llamado la atención empírica y teórica sobre el tema del poder de mercado en la agricultura (Hoffman, 1940; Nicholls, 1941). Además de la preocupación sobre la estructura del mercado, Sexton y Rogers afirman enérgicamente que en virtud de algunas características típicas de los mercados de los productos básicos, el análisis de la competencia imperfecta en estos mercados debería hacerse como un ejercicio de rutina. Entre estas características se incluyen la naturaleza voluminosa y perecedera de los productos agrícolas, la inmovilidad geográfica de los productores, y el costo irrecuperable de las cosechas especializadas (Rogers y Sexton, 1994, p. 1143). Esto no quiere decir que los análisis de los mercados agrícolas deberían suponer la existencia de poder de mercado, sino que la política y los análisis de los mercados agrícolas deberían establecer algo sobre la competencia, planteamiento que se resume en la siguiente frase: «la competencia imperfecta importa para los economistas agrícolas» (McCorrison, 2002). Es claro que la competencia imperfecta aparece de manera sistemática en todas las discusiones de la crisis que afecta a los productores de café.

17. Varangis, P. Banco Mundial, comunicación personal.

Al examinar el rol del Comercio Justo para superar las fallas de mercado en el comercio de los productos primarios, el análisis identifica y descansa en dos principios centrales del enfoque de la economía de la información para el desarrollo. Primero, las imperfecciones del mercado generan, de manera natural, el surgimiento de una variedad de intervenciones. Segundo, para que estas intervenciones sean efectivas deben estar basadas en un entendimiento minucioso de las causas subyacentes del problema (Hoff, Braverman, y Stiglitz, 1993). En consecuencia, el análisis empírico de la Sección VII está dirigido a detectar la presencia de las fallas de mercado a las que se les culpa de causar las bajas ganancias de los productores (Vg. poder de mercado) y a identificar si el Comercio Justo ha jugado algún papel para superar éste y otros factores de mercado que limitan las ganancias de los productores en el comercio de bienes agrícolas primarios (v.g. ineficiencia).

Medición del poder de mercado como una falla de mercado

El poder de mercado se mide como la desviación con respecto al precio fijado para igualar al costo marginal (marginal cost pricing). Desde el trabajo pionero de Bain sobre la estructura, conducta y desempeño del mercado (paradigma S-C-P por sus siglas en inglés) (Bain, 1951), la literatura sobre organización industrial ha prestado mucha atención al trabajo empírico sobre el poder de mercado y la competencia imperfecta. En el paradigma S-C-P, la medición del poder de mercado estaba ligada a la estructura de cada mercado en particular y a algunas medidas del comportamiento del mercado. El paradigma S-C-P del mercado fue criticado desde una variedad de frentes, pero la crítica más importante fue la de Demsetz (1974), quien planteó el interrogante de si las industrias se vuelven concentradas porque algunas firmas tienen ventajas de eficiencia con respecto a las otras. Es decir, que los mayores márgenes de rentabilidad (aunque las medidas de esta variable son poco confiables) pueden estar originados en menores costos, an-

tes que en mayores márgenes de ganancia. En respuesta a esta y otras críticas al paradigma S-C-P del mercado, surgieron nuevos modelos, y los esfuerzos intelectuales dejaron de tratar de establecer la concentración como el determinante del poder de mercado, y pasaron a enfocarse de manera estructural en medir el poder de mercado en sí mismo. Estos esfuerzos se conocen como la literatura sobre la nueva organización empírica industrial (NEIO por sus siglas en inglés).

En reconocimiento de que con frecuencia los márgenes de precio-costo no son observables a partir de las cifras contables, el NEIO estima ecuaciones de comportamiento con parámetros para revelar el comportamiento de la industria. En sus primeros años, la mayoría del trabajo teórico y empírico del NEIO se enfocó en los mercados de productos (Appelbaum, 1982; Braverman y Gausch, 1986; Bresnahan, 1981; Bresnahan, 1982; McCorrison, 1993; Sumner, 1981), y fueron los economistas agrícolas quienes extendieron el análisis a los mercados de insumos (Azzam, 1997; Durham y Sexton, 1992; Hyde y Perloff, 1994; Just y Chern, 1980; Lopez, et al., 1993; Wann y Sexton, 1992). En los términos más simples, el apuntalamiento teórico de los modelos NEIO estructurales se basa en la teoría del oligopolio/monopolio para estimar un parámetro cuyo valor revela si la firma o la industria está exhibiendo poder de mercado. El parámetro se estima a través de la condición de primer orden de una función de utilidad. Llamemos (IT) al ingreso total

$$IT = P \times Q$$

Entonces,

$$IM = \frac{\partial IT}{\partial Q} = P + \frac{\partial P}{\partial Q} Q \quad (1)$$

Claramente, si la firma es perfectamente competitiva, $\frac{\partial P}{\partial Q}$ es igual a cero.

Si se permite que el vendedor tenga algún poder de mercado, la ecuación (1) se puede escribir en términos más generales como el ingreso marginal percibido (IM_p):

$$IM_p = P + \lambda h(.) \quad (2)$$

donde $h(\cdot)$ incluye todos los parámetros del lado de la demanda y variables exógenas que pueden afectar el ingreso marginal (Bresnahan, 1982), y λ es un parámetro nuevo que indica el grado de poder de mercado. En equilibrio, la firma que maximiza sus utilidades iguala el ingreso marginal (percibido) al costo marginal ($c'(\cdot)$):

$$P + \lambda h(\cdot) = c'(\cdot)$$

$$P = c'(\cdot) - \lambda h(\cdot) \quad (3)$$

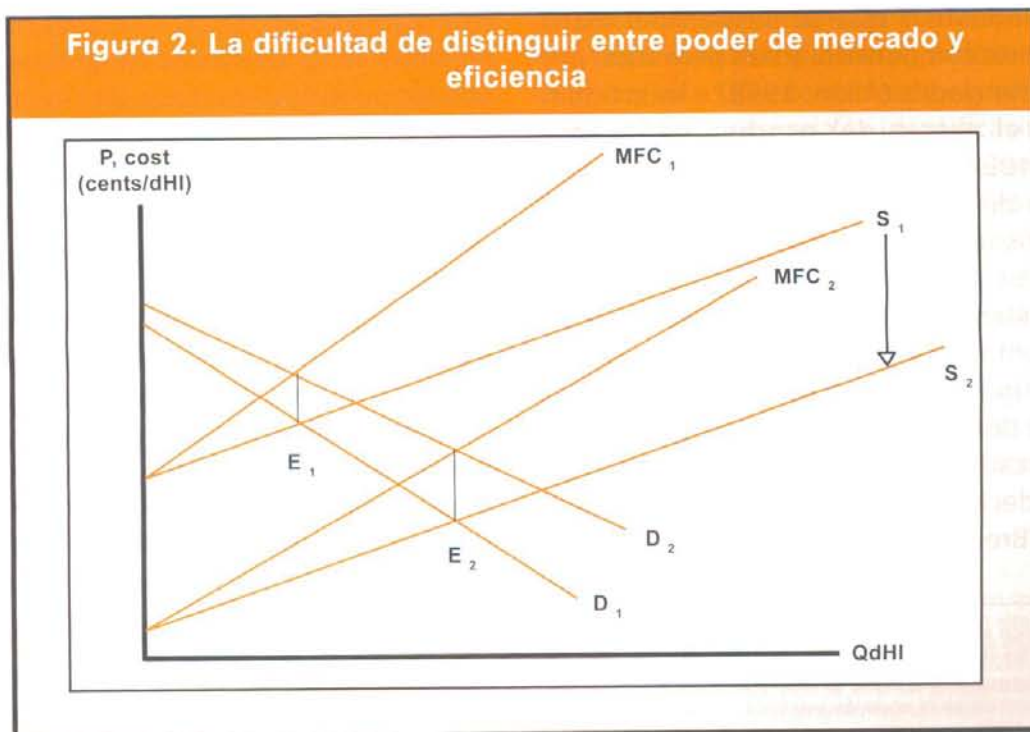
El parámetro λ se obtiene estimando conjuntamente una ecuación como (2) y la ecuación de demanda del producto de la firma, determinada competitivamente. Tanto la función de demanda y como la relación de oferta subyacentes en la función de costo en (3) deben asumir una forma funcional específica. De ahí surge el uso del término 'estructural' para describir los modelos NEIO.

En esta sección no pretendemos resumir la vasta literatura NEIO, pero sí buscamos señalar los factores críticos de análisis en la identificación del poder de mercado. Consideren el parámetro de poder de mercado λ en (3) como el parámetro promedio de conducta de una industria (aunque éste también se puede hacer específico para una firma para facilitar los modelos

de liderazgo en precio etc.). En su forma general expresada en (3), si $\lambda = 0$, implica competencia perfecta, y si es igual a 1, indica monopolio. Este entendimiento intuitivo del enfoque NEIO es incompleto sin un procedimiento de identificación de λ . Económicamente, en un conjunto de ecuaciones simultáneas de demanda y oferta, el problema es volver a λ estimable separadamente. Económicamente, el problema es distinguir entre poder de mercado y eficiencia.

Una excelente exposición algebraica del problema de identificación se encuentra en Bresnahan (1982) y un entendimiento visual se puede obtener a través de la figura 2. La figura ilustra la dificultad de distinguir visualmente entre un equilibrio con una firma perfectamente competitiva, pero menos que eficiente, y un equilibrio con una firma más eficiente pero en competencia imperfecta. La figura 2 hace una adaptación para monopsonio de Bresnahan (1982).

Supongamos que firmas perfectamente competitivas y una firma monopsoníca tienen diferentes demandas lineales¹⁸ (D_1 para la firma menos eficiente y D_2 para la más eficiente) y curvas de oferta con una forma que hace que la misma combinación de precio y cantidad (E_1) pueda ser



el resultado de monopsonio o de competencia perfecta. Si la oferta se desplazara hacia afuera (de S_1 a S_2), y el equilibrio se moviera de E_1 a E_2 , las dos estructuras seguirían siendo equivalentes visualmente. La Figura 2 ilustra la dificultad central de todos los intentos empíricos de medir el poder de mercado cuando el costo marginal no se puede observar directamente. En consecuencia, la literatura NEIO mide el poder de mercado mediante la identificación econométrica del parámetro λ ¹⁹.

Los modelos NEIO han sido aplicados a monopolios y monopsonios (Azzam y Pagoulatos, 1990; Azzam y Schroeter, 1991a; Durham, et al., 1992; Just, et al., 1980). Los cuales, han sido refinados para incluir teorías dinámicas de comportamiento no cooperativo (Green y Porter, 1984; Rotemberg y Saloner, 1986), y probar la existencia de poder en los mercados de insumos y productos simultáneamente (Atkinson y Kerkvliet, 1989; Azzam, et al., 1990; Schroeter, 1988) y para estimar el poder de mercado en múltiples mercados (Hyde y Perloff, 1998; Raper, Love, y Shumway, 2000), permitiendo la detección de estructuras de mercado como monopolio cooperativo bilateral (Raper, et al., 2000). Finalmente, también se han desarrollado modelos estructurales para industrias que se desvían del marco perfectamente competitivo, y han permitido productos diferenciados (Allen, 1998) e incertidumbre sobre el precio del producto (Azzam y Schroeter, 1991b). En contraste con el gran refinamiento de las medidas NEIO de poder de mercado, los trabajos empíricos sobre los *determinantes* de esta falla han recibido menos atención en la literatura NEIO. Hace mucho tiempo éste fue identificado como un campo importante de investigación: «aunque el NEIO ha tenido mucho que decir sobre la forma de medir el poder de mercado, hasta el momento, tiene muy poco que decir sobre las causas del poder de mercado» (Bresnahan, 1989, pp. 1053-1054).

Los estudios NEIO que examinan los determinantes del poder de mercado, normalmente estiman valores para el parámetro de poder de mercado y los introducen como la variable dependiente de un modelo de regresión. En la mayor parte de estos trabajos, las 'causas' del poder de mercado están ligadas a la estructura del mercado, ya sea explícitamente, a través de la inclusión de variables independientes de estructura de mercado (Gallet, 1996; Luo, 2002), o implícitamente, examinando el poder de mercado simultáneamente en el comercio de insumos y productos. Sin embargo, sólo unos pocos estudios han realizado investigaciones más amplias (Buschena y Perloff, 1991; Lopez, et al., 1993). Por ejemplo, en un estudio del poder monopsonico de mercado en Haití, Lopez y You especifican la curva de oferta de los agricultores y las curvas de demanda en el mercado doméstico y en el de exportación, y estiman un solo término, λ , para cada año. Este parámetro sirve de variable dependiente en una regresión con variables exógenas que incluyen factores de política institucional, acuerdos internacionales del café, número y tamaño de los exportadores y variables del estado de la nación. Es interesante anotar que estos estudios encuentran que las tasas de concentración y formación de asociaciones no afectan las medidas NEIO de poder de mercado, mientras que los períodos de cuotas efectivas del Acuerdo Internacional del Café (es decir, aquellos períodos en que las cuotas sí era restrictivas) parecen aumentar la colusión entre los exportadores, disminuyendo los precios al productor.

Cada uno de los modelos NEIO descritos asume una forma funcional para las curvas de demanda y costos, y deriva varias pruebas para el poder de mercado (λ) basadas en condiciones de primer orden para la maximización de utilidades. La principal crítica que se le ha hecho a estos modelos estructurales NEIO es que sus resultados son sensibles a las formas funcionales

18. Esta exposición sigue siendo válida aún si las curvas de demanda y oferta no son lineales; Lau deriva las condiciones de demanda extensiva y de costos bajo las cuales se identifica λ (Lau, 1981).

19. En el caso del monopolio, el uso de una variable exógena en el lado de la oferta, que interactúa con el precio (la pendiente de la curva de oferta) y que entra también en la ecuación estimada (como un causante de desplazamiento de la curva) hace que λ se vuelva identificable y estimable (Bresnahan, 1982).

que asumen (Bulow y Pfleiderer, 1983, Herrmann y Sexton, 1999, Hyde, *et al.*, 1994, Tyagi, 1999). Esta crítica puede ser atenuada adoptando formas funcionales flexibles (véase, por ejemplo, Bettendorf y Verboven, 2000) o modelando con más cuidado la relación entre la demanda y los costos. Aún así, se ha demostrado que las consecuencias de un error en la especificación, por mínimo que sea, son significativas. Varian ha caracterizado este problema como uno de hipótesis conjuntas: «lo que uno quiera probar más la hipótesis planteada sobre la forma funcional» (Varian, 1983, p. 99)²⁰.

Aunque se han desarrollado muchos modelos estructurales y no paramétricos para no que especificar la forma funcional (Afriat, 1972, Driscoll, Kambhampaty, y Purcell, 1997; Hall, 1988; Hanoch y Rothschild, 1972; Hyde, *et al.*, 1994; Roeger, 1994; Varian, 1984; Varian, 1985), éstos también sufren del problema de identificación ilustrado en la discusión sobre NEIO en la Figura 2. En términos generales, los modelos no estructurales (Hall, 1988; Hyde, *et al.*, 1994; Roeger, 1995) estiman un parámetro que mide el margen de ganancia del precio de monopolio sobre el costo marginal. Estos parámetros son estimados a partir de la desviación entre el crecimiento observado en el producto (normalizado) y el crecimiento esperado, dado el crecimiento observado en el insumo trabajo (normalizado). En contraste, las pruebas no paramétricas de poder de mercado usan la estática comparativa de diferentes observaciones al interior de un marco de preferencias reveladas, al igual que lo hacen los modelos de la teoría de la producción (Afriat, 1972; Hanoch y Rothschild, 1972; Varian, 1985). Basándose en la evaluación de diferencias entre observaciones, el análisis no estructural debe, de alguna manera, controlar por cualquier otro cambio entre observaciones (aparte de aquéllos que identificarían poder de mercado). Usando simu-

laciones de Monte Carlo, se probó la habilidad de los modelos no paramétricos para detectar correctamente la presencia de poder de mercado. No es sorprendente que sólo los modelos que controlan por cambios estructurales, que incluyen explícitamente los costos y permiten cambio técnico, identificaron correctamente el poder de mercado. Desafortunadamente, cuando esta clase de modelos es comparada con modelos estructurales de poder de mercado, se encuentra que son «más propensos a los errores de especificación en la dirección del poder de mercado y no son tan precisos para detectar la magnitud del poder de mercado como sus contrapartes paramétricas» (Raper, *et al.*, 2000, p. 2273).

Existe una amplia literatura sobre la medición econométrica del poder de mercado, la cual refleja el gran esfuerzo intelectual que se ha hecho en este tema, pero, al mismo tiempo, saca a flote las dificultades relacionadas con la medición de las fallas de mercado. Por lo tanto, no es sorprendente que el enfoque de la economía de la información que se centra en fallas de mercado y que hace parte de la teoría del desarrollo, tenga más tratados teóricos que estudios empíricos. Aún así, los ejemplos empíricos citados en la literatura indican, de manera consistente, que las políticas de desarrollo dedicadas a corregir por fallas de mercado deben enfocarse cuidadosamente a la falla de mercado específica. Esto, a su vez, hace necesaria la identificación de la falla, lo cual no siempre es claro empíricamente. No obstante, dados los cambios recientes en las políticas de productos primarios y la creciente importancia del Comercio Justo como forma de intervención de la política del desarrollo en estos mercados, es necesaria alguna cuantificación empírica de los factores a los que se les acusa de reducir las ganancias de los productores para evaluar el Comercio Justo como herramienta del desarrollo.

20. También se ha manifestado preocupación sobre posibles errores de especificación cuando se postula un comportamiento no competitivo para un sólo lado del mercado (Azzam y Pagoulatos, 1990). En las simulaciones Monte Carlo, se encontró que los modelos NEIO de un solo lado del mercado estiman correctamente la inexistencia de poder en el lado del mercado que ellos analizan, inclusive cuando hay competencia imperfecta en el otro lado del mercado (y se ha asumido incorrectamente que hay competencia) (Raper *et al.*, 2000). En otras palabras, los modelos de un lado del mercado pueden equivocarse al restringir la competencia imperfecta a un solo lado del mercado, pero el error en la especificación no afecta el parámetro estimado para el poder de mercado. De hecho, Raper han encontrado que los modelos no paramétricos son más propensos a esta clase de error de especificación que sus contrapartes estructurales de NEIO (véase más adelante) (Raper y Noelke, 2004).

V. EL COMERCIO JUSTO Y EL CAFÉ EN COSTA RICA: UN ESTUDIO DE CASO EMPÍRICO

Costa Rica como un estudio de caso

Existen tres razones para escoger a Costa Rica como el estudio de caso para la evaluación de la intervención del Comercio Justo en los mercados de productos agrícolas primarios. En primer lugar, para la época en que se seleccionó el estudio de caso (1999) Costa Rica era uno de los pocos países en donde la intervención del Comercio Justo había estado presente de forma sistemática durante un período de tiempo significativo. Aunque desde 1960 el Comercio Justo se había involucrado en proyectos esporádicos y en intervenciones en América Latina, Costa Rica fue uno de los primeros países en gozar de un esfuerzo de intervención concertado a partir de 1989.

En segundo lugar, desde la terminación de la guerra civil de 40 días en 1948, Costa Rica ha disfrutado de una larga historia de estabilidad política. Esto hace que un análisis de series de tiempo pueda estar más libre de 'ruido' que afecte las observaciones.

En tercer lugar, Costa Rica introdujo legislación (la Ley 2762) dirigida explícitamente a proteger a los campesinos caficultores de potenciales prácticas explotadoras relacionadas con el poder de mercado. Además, las instituciones y regulaciones de este país son ampliamente reconocidas por ser sanas y cuentan con estrategias y programas para el sector que son relativamente claros y sólidos (Varangis, et al., 2003c). Si se encuentra evidencia de que existe un efecto Comercio Justo en Costa Rica, donde existe un marco regulatorio para superar el poder de mercado y donde las políticas de mercado se consideran favorables para los productores, este análisis también resulta relevante para examinar la intervención en países donde no existe la protección social y al agricultor, o por lo menos a los altos niveles observados de Costa Rica.

El café en Costa Rica

Costa Rica es conocida por su café Arábica de alta calidad que goza de diferenciales positivos

por calidad sobre la cotización del Contrato 'C' del mercado de futuros de Nueva York. Históricamente el café ha sido muy importante para la economía de Costa Rica, tanto en términos del PIB como del desarrollo general del país. Entre 1840 y 1890 el café fue el único producto de exportación, y desde la declaración de independencia de Costa Rica en 1848 (EIU, 1998) los ingresos de la exportación del grano permitieron financiar todo tipo de inversiones, que incluyeron desde colegios hasta carreteras. Entre la década de los años ochenta y la primera mitad de los noventa, el café representó en promedio el 20% de las exportaciones y el 5% del PIB (OIC, 1997), pero para comienzos del nuevo milenio estas participaciones habían disminuido al 5% y 1,3%, respectivamente (Varangis, et. al., 2003c). Este modesto significado macroeconómico esconde el importante impacto sectorial y rural que tiene el café en Costa Rica en virtud de que su producción siempre ha estado dominada por los pequeños productores. En el año 2000, el 92% de los caficultores tenía menos de 5 hectáreas de tierra y producía el 45% del café del país. El tamaño promedio de la finca cafetera en Costa Rica es de sólo 1,4 ha. (ECLAC, 2001). Aunque en los años ochenta el banano reemplazó al café como primer producto de exportación, el grano sigue siendo el producto que más empleo genera en la agricultura (EIU, 1998). En el año 2000, después de que la producción de café había caído debido a la prolongada crisis de los años noventa, el 28% de la fuerza laboral rural seguía siendo empleada en la caficultura (Varangis, et al., 2003c).

Desde la década de los ochenta, Costa Rica es uno de los países con mayor productividad en el cultivo del café, debido al uso de un paquete tecnológico que incluye árboles de porte bajo y el uso intensivo de agroquímicos. Sin embargo, esto a su vez conlleva altos costos de producción, los mayores de Centro América (Varangis, et al., 2003c), causados en parte por la alta tecnología y por los elevados costos del trabajo inducidos por una onerosa protección social. El sector procesador primario de Costa Rica es intensivo en capital y está organizado en moder-

nos beneficiaderos molinos húmedos que contribuyen a mantener la calidad del café.

La Ley 2762 regula la producción y venta del café en Costa Rica, y su aplicación es responsabilidad del Instituto de Café de Costa Rica, Icafé, que es el ente que realiza la investigación y regula el sector. Este instituto es oficialmente independiente del gobierno, aunque recibe ingresos oficiales y recauda para el Ministerio de Ingresos un impuesto sobre las rentas del café. Para la investigación agrícola, Icafé clasifica el café de Costa Rica con base en criterios geográficos, de altitud y calidad, de lo cual se derivan siete calidades: Low Grown Atlantic (LGA), High Grown Atlantic (HGA), Hard Bean (HB), Medium Hard Bean (MHB), Good Hard Bean (GHB), Pacific (P) and Strictly Hard Bean (SHB). El mercado internacional clasifica estas calidades en dos orígenes: HB y SHB. Las diferentes calidades del grano son cultivadas a lo largo del país, en nueve regiones productoras.

Las cerezas de café se venden como fruta en hectolitros dobles (dHL), que es una unidad de volumen. Los beneficiaderos procesan las cerezas, para obtener el 'café verde', que se mide en kilos. El gran volumen se aporta como café verde, que se tuesta y empaca en los países importadores. Por ley en Costa Rica los productores deben vender sus cerezas de café a beneficiaderos registrados en Icafé, en las 24 horas siguientes a la recolección. Esto refuerza la segmentación geográfica del mercado costarricense especialmente en las áreas fuera del Valle Central que presentan serias dificultades de transporte. A su vez, los cerca de 100 beneficiaderos actualmente activos en el país, sólo pueden comprar cerezas a los agricultores (y no a los intermediarios) o producir parte de la cosecha en plantaciones propias.

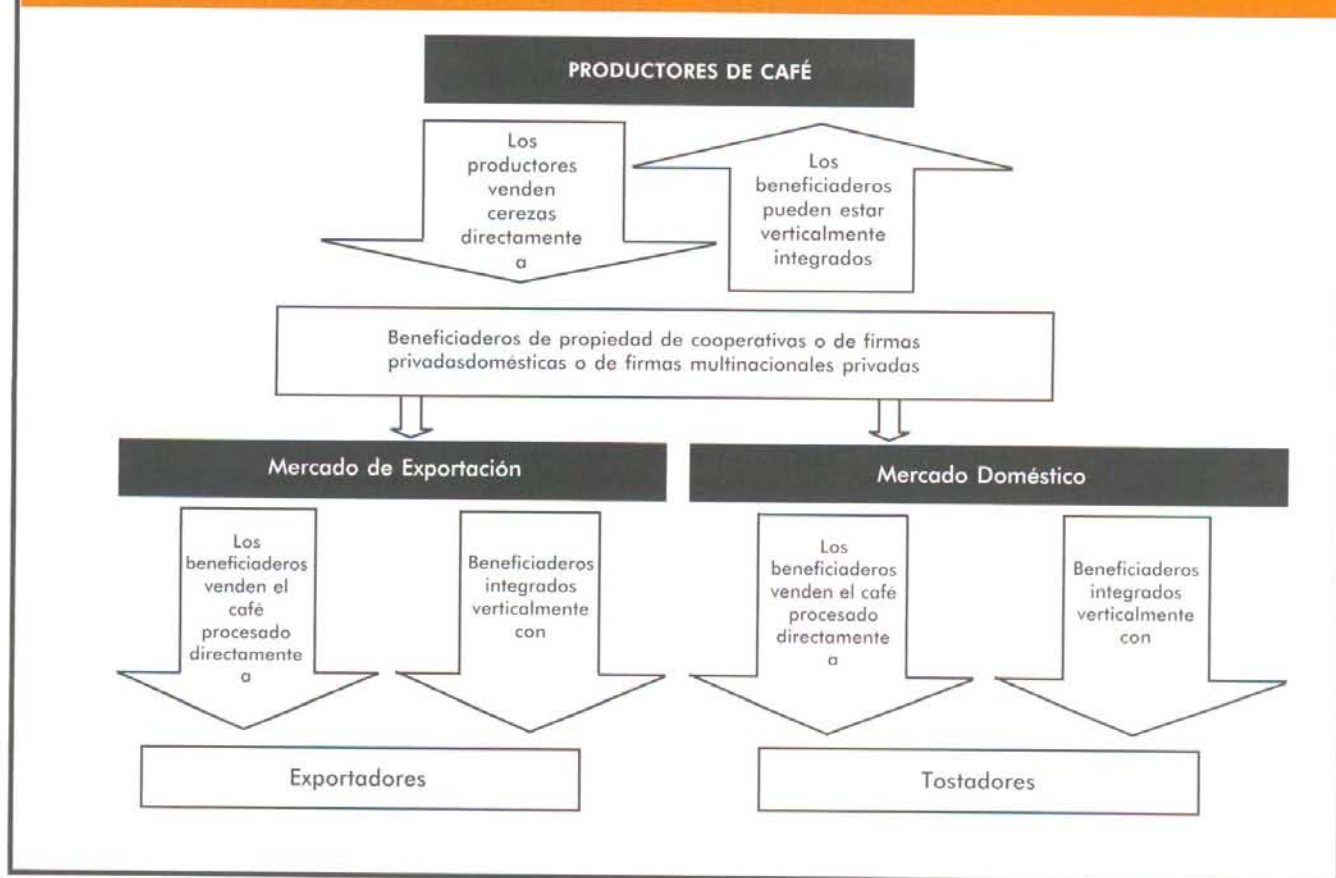
La gran mayoría de los beneficiaderos utilizan un sistema de procesamiento húmedo en plantas industriales sofisticadas que tienen una capacidad de procesamiento máxima por cosecha en el rango de 15.000 a 350.000 dhl cerezas de café. Hay beneficiaderos de propiedad doméstica, de firmas multinacionales o de cooperativas de agricultores. Cuando se realizó el estudio

de caso, había aproximadamente 50 exportadores, muchos de los cuales estaban integrados verticalmente con los beneficiaderos (véase Figura 3). Por su parte, en Costa Rica hay unos 30 tostadores que producen principalmente para el mercado doméstico. Las exportaciones costarricenses de café tostado representan bastante menos del 1% de las exportaciones de café verde.

La Ley 2762 regula el proceso de venta. Cada vez que los agricultores hacen un depósito de cerezas de café en un beneficiadero, deben presentar sus documentos de identidad y obtienen un recibo por la entrega del grano, con lo cual todo el café vendido a las plantas procesadoras queda registrado. Después de procesar las cerezas, los beneficiaderos tienen que registrar todos los contratos de venta de café verde, ya sean para exportación o para el consumo doméstico, inclusive si la firma dueña del beneficiadero también es la exportadora o tostadora. Si es necesario, las cantidades de café verde de los contratos de venta registrados pueden verificarse por los recibos que se registran y entregan de las ventas de café en cereza de los agricultores a los beneficiaderos. En teoría, esta verificación puede establecer un control sobre los beneficiaderos que tratan de vender el café comprado 'por debajo de la mesa' a intermediarios ilegales. De acuerdo con la Ley 2762 los beneficiaderos también deberían ofrecer a todos los productores servicios como créditos y/o facilidades para la adquisición de insumos, pero en la práctica esto sólo es recibido por los grandes productores.

Varios factores contribuyen a que en Costa Rica los beneficiaderos compitan por la compra de café en cereza, por lo cual, a primera vista, no son evidentes las razones para plantear la hipótesis sobre la existencia de competencia imperfecta en la salida de café de las fincas. En primer lugar, los beneficiaderos y los exportadores de Costa Rica, como los de cualquier otra parte del mundo, se benefician del volumen porque en el mercado internacional existe un gran interés por la producción de última hora y los tostadores demandan grandes volúmenes de café que puedan estar a su disposición con prontitud. En segundo lugar, el procesamiento del café en Costa

Figura 3. La cadena de comercialización del café en Costa Rica



Rica está centralizado fuera de las fincas, en plantas industriales que claramente requieren un cierto nivel de producción para lograr el punto de eficiencia en el cual minimizan los costos. Un estudio reciente encontró que la mayoría de los beneficiaderos de Costa Rica están operando en la porción de su curva de costos promedio en donde los retornos a escala son crecientes (IRS) (Mosheim, 2002). Esto simplemente apoya la afirmación que se hace con frecuencia de que Costa Rica tiene un exceso de capacidad instalada de procesamiento de café. En tercer lugar, en los años en que las cuotas del Acuerdo Internacional del Café fueron restrictivas, Icafé distribuía la cuota global del país entre los beneficiaderos con base en el tamaño promedio de las dos últimas cosechas, lo cual constituía un incentivo más para competir por el volumen de la cosecha.

Algunos factores importantes limitan los beneficios que reciben los agricultores de esta com-

petencia entre beneficiaderos. En primer lugar, el uso de beneficiaderos modernos con requerimientos mínimos de volumen, implica que algunas regiones del país sólo pueden sostener un número limitado de beneficiaderos, creándose un monopsonio natural. Si estas regiones están fuera del Valle Central, la falta de una infraestructura de transporte adecuada limita las posibilidades de los agricultores y beneficiaderos para viajar a otras regiones a vender o comprar el café en cereza, lo cual restringe aún más la competencia en estas regiones y las convierte en mercados segregados geográficamente. En segundo lugar, la competencia por la producción de café en cereza requiere una alta liquidez, ya que se exige el pago anticipado por la cosecha para asegurar los volúmenes pactados. Históricamente éste ha sido un problema para las cooperativas, cuyas actividades sociales limitan su disponibilidad de capital. El problema de falta de liquidez de los

beneficiaderos se exacerbó en los años ochenta cuando se terminaron los acuerdos especiales que existían con los bancos para financiar al sector. Las restricciones de liquidez en el sistema de pagos por adelantado tiene claras implicaciones sobre la competencia: con el pago por adelantado de una mayor porción de la cosecha a los agricultores, las firmas con mayor liquidez pueden asegurar el volumen que requieren, sin necesidad de ofrecer mayores precios. Por otra parte, la evidencia recogida en entrevistas y estudios independientes del mercado costarricense (Garro, 2000; Hazell, 2000) concuerda en mostrar que los productores reciben grandes pagos anticipados, con la expectativa de precios finales más altos. Sin embargo, esta expectativa de mayores precios, basada en mayores anticipos, no siempre se materializa.

Además de los factores tecnológicos y financieros que pueden limitar la competencia en el mercado del café en cereza, la geografía y la infraestructura del país también juegan un papel en este sentido. Cerca del 44% del área donde se cultiva el café está en manos de pequeños caficultores; el 92% de los productores tiene fincas cafeteras de menos de cinco hectáreas, mientras que el 2% de los productores tiene fincas de más de 20 hectáreas pero es propietario del 35% del área productora de café (ICO, 1997). Casi todas estas grandes fincas están localizadas en el Valle Central o en sus alrededores (Hadrón, 1980), y las fincas caficultoras pequeñas están concentradas en las regiones más remotas del país y se ven perjudicadas por el limitado acceso a un servicio de transporte adecuado. En 1995 sólo el 17% de las carreteras de Costa Rica estaban pavimentadas y el número de carros nacionales por cada 1.000 familias urbanas y rurales era de sólo 114²¹. Por otra parte, debe mencionarse que el café cultivado en el Valle Central también se beneficia de la infraestructura que está centralizada en San José. El 50% de café es cultivado en el Valle Central, incluyendo las región de los Santos que es una de las más altas sobre el nivel del mar.

Precios al productor en Costa Rica

Además de regular los roles de los diferentes actores en el mercado de café, Icafé asume el cálculo anual de los precios al productor, es decir, los precios que cada beneficiadero debe pagar a los agricultores por la compra de cada unidad de café en cereza. Como se mencionó anteriormente, la política de precio de Icafé, plasmada en la Ley 2762, surgió en respuesta a la preocupación por el abuso potencial del poder de mercado por parte de los beneficiaderos²². Aunque se reconoce que los procesadores / exportadores de Costa Rica son perfectamente competitivos en el mercado del producto, es decir son tomadores de precio en el mercado internacional del café, el temor es que paguen precios por el insumo café en cereza inferiores al valor del producto marginal, es decir que fijen un precio monopsonico. Por este motivo, Icafé regula el margen de comercialización del café verde para asegurar que los productores reciban un precio por el insumo que venden exactamente igual al valor del producto marginal. Ellos calculan el costo promedio de procesamiento (APC) para diferentes tamaños de beneficiadero, en distintas localizaciones. Los beneficiaderos sólo pueden deducir los costos distintos a los del café en cereza de sus precios pactados para la venta del producto. Asumiendo que todos los beneficiaderos están operando en el mínimo de su curva de costo promedio de largo plazo (donde el APC es igual al costo marginal del procesamiento – véase la siguiente sección), Icafé trata de asegurar que los beneficiaderos ganen estrictamente la utilidad económica normal.

Los precios al productor, calculados así, se publican en el principal periódico del país, *La Nación*, y son los precios mínimos al productor que rigen en las dos semanas siguientes a su publicación. Como ya se explicó, los beneficiaderos tienen que pagar una porción de este precio en uno o dos contados anticipados, y asumir el compromiso de pagar el saldo necesario para llegar al nivel del precio publicado en el momento de

21. World Bank Development Indicators (WDI Online), 2006.

22. Jiménez, A. Universidad de Costa Rica, comunicación personal.

la entrega del producto, y no necesariamente el precio prometido a los productores al principio de la cosecha. El conocimiento público de estos precios tiende a asegurar su pago.

El Comercio Justo en Costa Rica

La intervención del Comercio Justo en Costa Rica la efectúan nueve beneficiaderos de propiedad de cooperativas, localizados en tres regiones geográficas del país. La intervención del Comercio Justo se concentra en la región marginal de Guanacaste y en sus alrededores, en donde están localizadas siete de estas cooperativas. Una cooperativa está situada en el extremo sur del país y la otra está localizada cerca del Valle Central, zona privilegiada en términos de infraestructura, en donde se cultiva casi el 50% del café del país.

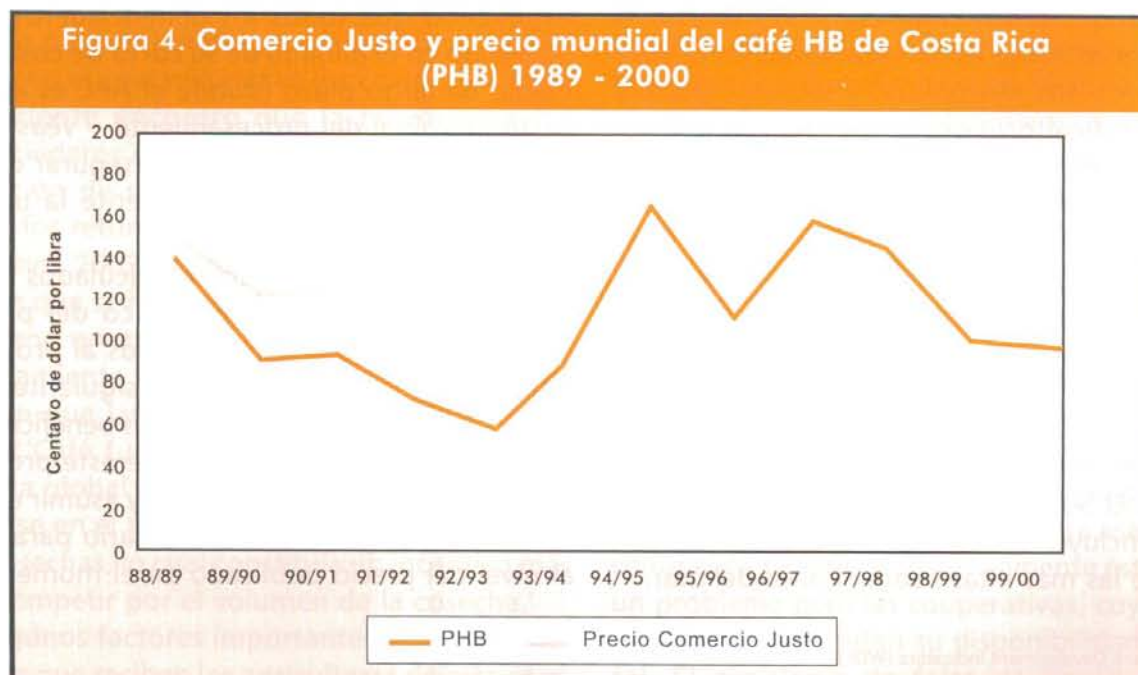
La historia del Comercio Justo en relación con la caficultura costarricense comenzó como una sociedad entre SOS. Werelhandel, una organización de Comercio Justo, y una pequeña cooperativa llamada Cerro Azul. Hoy en día las sociedades de Comercio Justo en este país se han expandido y son dueñas de ocho cooperativas más, aparte de Cerro Azul, y conforman una asociación de

segundo nivel que presta servicios de exportación, llamada Coocafé (El Consorcio de Cooperativas de Caficultores de Guanacaste y Montes de Oro R.L). Así las cosas, existen dos niveles de organizaciones de productores en el escenario cafetero del Comercio Justo en Costa Rica: Coocafé, que es un consorcio, y nueve cooperativas de primer nivel, que son las dueñas de la primera y ejercen el control sobre ella. Estas nueve cooperativas son pequeñas y en conjunto dan cuenta del 2,5% de la producción total de café de Costa Rica.

Durante casi la mitad del período de intervención del Comercio Justo en Costa Rica, es decir de 1989 al año 2000, el precio mundial estuvo por encima del precio mínimo del Comercio Justo, que es igual a US\$1,26/lb, de modo que el precio de Comercio Justo fue de sólo US \$0,05/lb superior al precio prevaleciente en el mercado.

Los bajos precios que prevalecieron a principios de la década de los noventa hicieron que Coocafé debiera una porción importante de sus ingresos al mercado del Comercio Justo. Aunque no hay datos disponibles sobre la actividad de Coocafé para estos 11 años, cifras obtenidas por referencias cruzadas para los siete años cafete-

Figura 4. Comercio Justo y precio mundial del café HB de Costa Rica (PHB) 1989 - 2000



ros comprendidos entre 1993 y el año 2000 confirman que en promedio un 50% del volumen del café de Coocafé se exportó a mercados del Comercio Justo, proporción que aumenta cuando se expresa en términos de valor, ya que para el año cafetero 1997-98 éstas representaron el 67% de los ingresos por exportaciones de café verde.

La diferencia entre el precio pagado por el Comercio Justo y el precio mundial, recibida sobre una porción de la cosecha de las cooperativas, se divide de manera equitativa entre las nueve cooperativas puesto que la mitad del café destinado a los mercados del Comercio Justo se divide en nueve 'cuotas de solidaridad' idénticas. Además de la cuota de solidaridad, la mitad del remanente del volumen exportado al mercado de Comercio Justo se distribuye entre las cooperativas en porcentajes basados en su volumen promedio de producción en las tres últimas cosechas. El 30% de las primas del Comercio Justo se destina a un fondo de capitalización del cual las cooperativas pueden tomar dinero prestado, y el 70% restante va al Fondo de Productores. Entre 1989 y 1999 el Fondo de Productores distribuyó más de US\$1,25 millones de ingresos de exportación de café verde a cerca de 4,000 pequeños caficultores afiliados y sus familias (Ronchi, 2002a).

Cuadro 2. Proporción de las exportaciones de Coocafé al mercado de Comercio Justo y al Mercado Convencional

Año cafetero	Comercio Justo (%)	Mercado de consumo masivo (%)
1993-94	55	45
1994/95	57	43
1995/96	52	48
1996/97	48	52
1997/98	49	51
1998/99	58	42
1999/2000	29	71

Fuente: Coocafé y cálculos de la autora

Como sucede con todas las intervenciones del Comercio Justo, su impacto sobre Coocafé y las nueve cooperativas se puede dividir entre el efecto precio de las primas del Comercio Justo y el impacto de sus actividades para el apoyo a la construcción de capacidad y ayuda al productor (Ronchi, 2002a; Ronchi, 2002b). Tal vez el impacto más importante de las actividades de apoyo al productor es el desarrollo y establecimiento de su propio brazo exportador, Coocafé. Como se vio con anterioridad en este documento, la política de productos primarios muestra una creciente preocupación por facilitar relaciones comerciales más directas para los productores de café. Sin embargo, las exportaciones al mercado convencional requieren consistencia en calidad, eficiencia, acceso al mercado y capacidad comercial por parte de la organización de productores. Gracias al apoyo otorgado por parte de Twin, una organización no gubernamental cuya sede principal está localizada en el Reino Unido, en la forma de capacitación extensiva y apoyo a la capacidad, en 1997 Coocafé logró independizarse de los exportadores costarricenses que hasta ese momento le habían servido de apoyo.

VI. EL MODELO

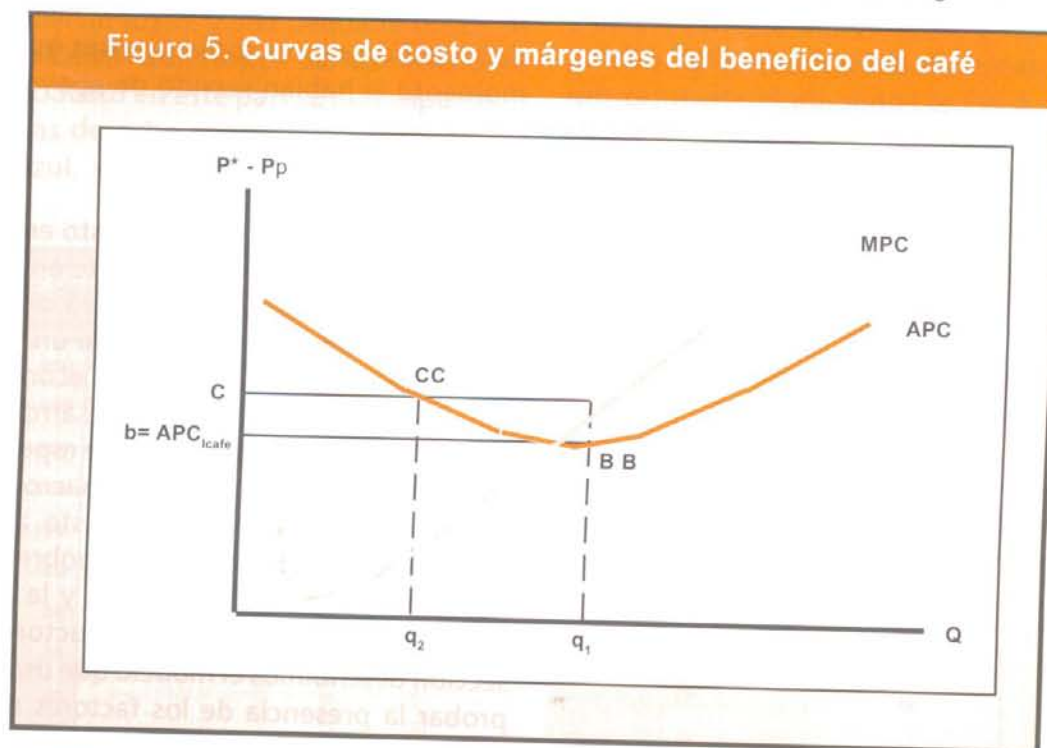
La intervención del Comercio Justo en los mercados de productos básicos consiste en un apoyo a la construcción de capacidad para las cooperativas de productores y contratos a un 'precio justo'. A partir del enfoque de la economía de la información de la teoría del desarrollo, una intervención exitosa debe focalizarse específicamente en la falla de mercado. A nivel macroeconómico, el movimiento de Comercio Justo atribuye los bajos precios al productor y la pobreza, a factores como el poder de mercado y la ineficiencia de las organizaciones de productores. En esta sección describimos el modelo que usaremos para probar la presencia de los factores de mercado con base en los cuales se justifican las intervenciones del Comercio Justo en el mercado cafetero de Costa Rica. El modelo plantea tres hipótesis, que se prueban econométricamente en la siguiente sección.

Icafé, márgenes de comercialización de los beneficiaderos de café y precios al productor

En su papel como supervisor del mercado cafetero de Costa Rica, Icafé reconoce que los beneficiaderos/exportadores costarricenses son firmas perfectamente competitivas en el mercado del producto, es decir que son tomadores de precio en el mercado internacional del café, pero manifiesta preocupación en cuanto a que el insumo café en cereza pueda recibir un precio monopsónico, inferior al valor de su producto marginal. Por lo tanto, Icafé regula el margen de comercialización –la diferencia entre el precio recibido por los beneficiaderos/exportadores y el pagado a los productores– del café verde, para asegurar que los productores reciban un precio por el insumo que venden exactamente igual al valor del producto marginal, y que las plantas beneficiadoras reciban sólo una utilidad económica normal. La Figura 5 ilustra el enfoque de Icafé.

$APC_{Icafé}$ representa el costo marginal total del procesamiento (i.e. diferente al costo de la cereza) en el punto en que esta planta minimiza la curva de costos promedio de procesamiento de largo plazo. Icafé explícitamente asume que los beneficiaderos han tenido la oportunidad de ajustar todos los insumos, incluido su nivel de capital fijo (la planta de procesamiento en sí misma) y calcula los costos de los diferentes tamaños de planta²³ en el punto mínimo²⁴ de su curva de costos promedio de largo plazo. La variable p^* es el precio de referencia internacional, de competencia perfecta para el café verde de Costa Rica. La variable p_p es el precio del café en cereza pagado al productor por el beneficiadero. La Figura 5 sigue de cerca el planteamiento de Stiegert et. al., en su estudio NEIO sobre la industria de empaques de la carne de res en los Estados Unidos (Stiegert, Azzam, y Brorsen, 1993). En ese estudio los autores suponen una relación proporcional fija entre los insumos agrícolas y el producto procesado, e ilustran su argumento graficando

Figura 5. Curvas de costo y márgenes del beneficio del café



23. Al calcular los costos de procesamiento, Icafé no asume que todas las plantas procesadoras tienen las mismas curvas de costo promedio de largo plazo, sino que cada planta está en escala mínima de eficiencia de su respectiva curva de costo.
24. Icafé es explícito al calcular el $APC_{Icafé}$ en el punto de escala mínima eficiente, para que el estudio de costos sirva como una guía de eficiencia para los beneficiaderos (Torres, 1978; Torres, 1982; Torres, 1983) y para asegurar que éstos están operando de tal forma que garantizan que los agricultores reciben el valor del producto marginal (VMP). Esta es la razón por la cual en su literatura con frecuencia $APC_{Icafé}$ se denomina 'costos mínimos' (Icafé, 1991; Icafé, 1976; Icafé, 1977; Icafé, 1978; Icafé, 1980; Icafé, 1983; Icafé, 1984; Icafé, 1985; Icafé, 1986; Icafé, 1987; Icafé, 1988; Icafé, 1990).

el 'margen de comercialización' de las firmas procesadoras²⁵. La diferencia entre el precio del producto café verde y el insumo cereza (al productor) es el margen de comercialización ($p^* - p_p$), el cual es medido en el eje y. La cantidad de cerezas se mide en el eje x. Las curvas de costo marginal de procesamiento de largo plazo (MPC) y de costo promedio de procesamiento (APC) de la Figura 5 se refieren a todos los costos de procesamiento desde que el café sale de la finca hasta el puerto, excluyendo el costo de las cerezas de café.

Siempre que el beneficiadero esté operando en su nivel de minimización de costos (BB a la cantidad de cerezas q_1) el costo promedio de procesamiento de largo plazo calculado por Icafé ($APC_{Icafé}$) es también el costo marginal de procesamiento (MPC) de largo plazo del beneficiadero. Como tal, en el punto BB, el margen de comercialización, b , es exactamente equivalente al costo promedio mínimo de procesamiento, $APC_{Icafé}$, y aún más importante en ese punto, al costo marginal de procesamiento (MPC). Como el punto BB está en un tramo de retornos constantes a escala (CRS), en dicho punto Icafé puede estar seguro de que al deducir el costo promedio mínimo de procesamiento de largo plazo los agricultores no reciben menos del valor del producto marginal (VMP)²⁶:

$$p^* = MPC + VMP$$

$$\rightarrow p^* - MPC (= APC_{Icafé}) = VMP$$

En consecuencia, Icafé sólo permite la deducción de $APC_{Icafé}$ del precio de venta del producto recibido por un beneficiadero por su café verde. Los beneficiaderos/exportadores no pueden evitar este control porque Icafé lo calcula por ellos: el $APC_{Icafé}$ fijo específico del beneficiadero es el que siempre se deduce de los precios del contrato, p^* .

Sin embargo Icafé no necesariamente conoce p^* , el verdadero precio del producto que los beneficiaderos reciben por su producto. La información que Icafé tiene es el precio del contrato reportado por el beneficiadero/exportador, p_R^* . Como se explicó en la sección previa, los beneficiaderos deben registrar sus contratos de venta del producto en Icafé. El precio reportado en esos contratos es p_R^* . Para calcular los precios mínimos al productor, que publica quincenalmente Icafé, el $APC_{Icafé}$ específico del beneficiadero se deduce del precio del contrato reportado, esto es:

$$p_R^* - APC_{Icafé} = p_p$$

Reacomodando,

$$p_R^* = APC_{Icafé} + p_p \quad (4)^{27}$$

25. El análisis específico de Stiegert *et. al.*, 1993; descansa en el supuesto de una relación proporcional fija. Aunque éste no es un supuesto poco razonable (se usa con frecuencia en el análisis de precios agrícolas) es cierto que para los productos procesados con alto grado de sustituibilidad entre los insumos de la finca y los comercializables, es posible que no aplique (Tomek y Robinson, 1990). Este no es el caso del café porque el insumo de la finca es el café en cereza y el insumo 'comercializable' es el proceso de beneficio. El café verde, que es el producto procesado, es esencialmente una cereza despulpada. Cada cereza tiene dos granos y no es posible concebir una variación en el procesamiento del insumo que pueda extraer más de dos granos de una cereza. Robinson y Tomek sugieren que aumentar el trabajo como un insumo comercial puede reducir el desperdicio e introducir algún grado de sustituibilidad en algunos productos agrícolas, pero hay muy poco espacio para la sustituibilidad en el proceso de beneficio del café en Costa Rica, que ya es muy sofisticado y está altamente mecanizado. Más aún, existe alguna evidencia que apoya este argumento. Si hubiera un grado importante de sustituibilidad entre el insumo comercial y las cerezas de café, entonces uno esperaría ver tasas de conversión de cerezas de café en granos de café verde más elevadas en años de altos precios. De hecho, el coeficiente de correlación entre el factor de conversión de cerezas a café verde y el precio mundial para el período 1974 – 2000 no es significativo estadísticamente, a pesar de los picos históricos de los precios del café durante este período.

26. Esto puede parecer cierto simplemente a través del teorema de Euler. Este teorema afirma que si una función es homogénea de grado 1 (v.g. al punto de retornos constantes a escala en una función de producción), entonces podemos expresarla como la suma de sus argumentos ponderados por las primeras derivadas parciales (CEPA, 2004). En economía, la teoría de la productividad marginal de la distribución afirma que cada factor de producción recibe su salario marginal. Si el supuesto de retornos constantes a escala aplica, entonces el Teorema de Euler implica que el costo marginal total de los factores de producción agota de manera exacta el precio del producto. Esto es, que al insumo cereza se le paga el valor del producto marginal (VMP) en el punto BB. En su discusión sobre el poder de mercado, Steigert *et. al.*, se basan, más bien, en el supuesto de proporciones fijas (presumiblemente a la tasa prevalectante en el punto de retornos constantes a escala (CRS)) para mostrar las desviaciones con respecto al precio que es igual al costo marginal en cualquier punto a lo largo de la curva de costos promedio de procesamiento de largo plazo. Las proposiciones centrales de las medidas teórica y empírica descritas acá no se basan en el supuesto de proporciones fijas; este supuesto fue adoptado sólo para facilitar la explicación ofrecida en la Figura 5. En este trabajo sólo se evoca el Teorema de Euler para desarrollar el análisis del poder de mercado y de los descuentos.

27. Para una exposición detallada sobre la identidad $p_R^* = APC_{Icafé} + p_p$, véase la descripción de los precios al productor calculados por Icafé en Ronchi (2005).

Si el beneficiadero reporta el verdadero precio del producto, entonces

$$p^* - p_R^* = 0 \quad (5)$$

Pero si

$$p^* - p_R^* > 0 \quad (6)$$

y $APC^{Icafé}$ es constante, entonces para el mismo p^* , claramente el precio al productor que resulta de (6) es menor que el que resulta de (5). Formalmente,

Proposición 1:

$$(p^* - p_R^*) > 0$$

mide el margen que el beneficiadero/exportador ha ganado por encima de costo promedio mínimo de largo plazo, $APC^{Icafé}$.

Prueba

$$p^* - p_R^* > 0 \quad (6)$$

Sustituyendo (4), esto se convierte

$$p^* - APC^{Icafé} - p_p > 0$$

esto puede ser reescrito como

$$p^* - p_p > APC^{Icafé}$$

Y el beneficiadero/exportador ha extraído un margen de comercialización mayor que el costo promedio mínimo de procesamiento de largo plazo.

Esto establece que la medida $(p^* - p_R^*) > 0$ es una medida de los márgenes de comercialización del beneficiadero/exportador mayores que $APC^{Icafé}$. Este es el primer resultado importante que vincula la ilustración la Figura 5 con la medida empírica $(p^* - p_R^*)$ usada en la siguiente sección.

Siempre es cierto que los más altos precios al productor resultan de una firma que extraiga estrictamente el margen $APC^{Icafé}$. Sin embargo, para que ésta sea una medida de poder de mercado es necesario que se mantenga el supuesto de retornos constantes a escala. En este caso, las ecuaciones (4) y (6) en conjunto implican:

Proposición 2:

Siempre que $APC^{Icafé} = MPC$ si $((p^* - p_R^*) > 0$,

entonces debe ser cierto que $p_p < VMP$.

Prueba

$$(p^* - p_R^* > 0 \quad (6)$$

Sustituyendo (4), esto se convierte en

$$p^* - APC^{Icafé} (=MPC) - p_p (= VMP) > 0$$

Si $APC^{Icafé} = MPC$, entonces esta expresión puede ser escrita como

$$p^* - MPC - p_p > 0$$

Esto sólo puede ser cierto si el precio del producto no ha agotado el valor del producto marginal de los insumos. Como el margen de procesamiento es exactamente MPC, esto implica que $p_p < VMP$.

Por lo tanto, suponiendo que $APC^{Icafé} = MPC$, la medida $(p^* - p_R^*)$ es una medida del poder de mercado ya que mide las desviaciones de los precios con respecto al costo marginal. Si se mantuviera el supuesto de CRS en el análisis, entonces $(p^* - p_R^*)$ siempre sería exclusivamente una medida de poder de mercado.

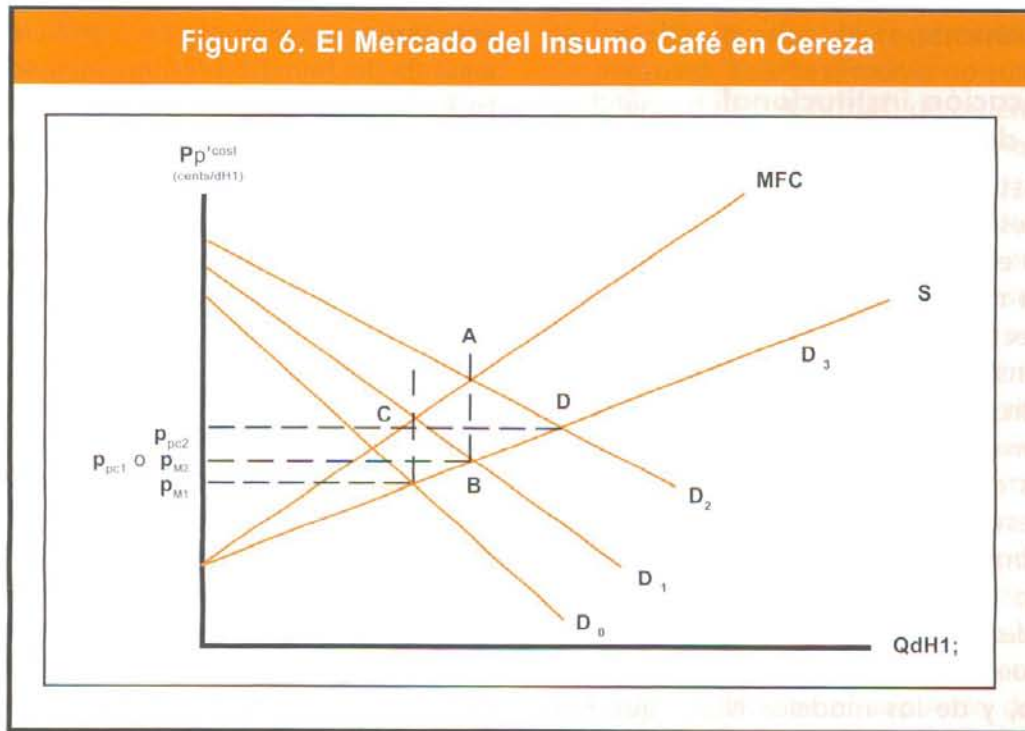
Sin embargo, mantener el supuesto de CRS es demasiado irreal (y se verá que innecesario) para el caso de Costa Rica. La información obtenida en entrevistas indica que los beneficiaderos hacen grandes esfuerzos para llegar a su punto de equilibrio, es decir la escala de producción que minimiza sus costos, debido a la competencia existente por las cerezas, que fue descrita en la sección pasada. Esta información ha sido confirmada por un estudio de costos del sector procesador del café en Costa Rica, que cubre el lustro comprendido entre 1988 y 1993, el cual estima que sólo el 31% de los beneficiaderos opera en el punto minimizador de sus curvas de costos promedio de largo plazo, mientras el 56% de los beneficiaderos opera en un punto como CC de la Figura 5, sobre la porción de retornos crecientes a escala (IRS) (Mosheim, 2002). Relajar el supuesto

de retornos constantes a escala (CRS) implica que la variable $(p^* - p_R^*)$ específica para el beneficiadero mide, ya sea su ineficiencia, cuando ésta es medida por desviaciones con respecto al punto de operación que minimiza los costos (ineficiencia de escala), poder de mercado, o ambos. Dada esta ambigüedad, $(p^* - p_R^*)$ simplemente será llamada medida de descuento de precio.

La medida de descuento de precio $(p^* - p_R^*)$ puede ser entendida simplemente como una variación del problema de identificación que conocemos por la literatura de poder de mercado, y que fue revisada en la Sección III. Volviendo a la Figura 5, consideremos una medida $(p^* -)$ que es igual a $(c-b)$ ²⁸. Si el beneficiadero/exportador está operando en BB, una medida campo $(c-b)$ mide el poder de mercado, o si el beneficiadero está operando en CC mide la ineficiencia de escala²⁹. (Sin embargo, en ambos casos el beneficiadero puede extraer un margen más alto en detrimento

del productor con relación al margen prevaleciente en el punto MES). Entonces, por ejemplo, si modificamos la figura que ilustra este punto crítico de identificación en la Sección IV, la dificultad de identificación inherente en (c-b) de la Figura 5 puede ser vista en términos más familiares en la Figura 6³⁰, en donde los márgenes de descuento $(p^* - p_R^*)$ (o $(c-b)$) deben ser inferidos de los precios al productor observados sobre el eje y:

Supongamos que la curva de demanda por el insumo D_1 corresponde a un beneficiadero/exportador como el que está operando en el punto CC de la Figura 6. En este diagrama, los beneficiaderos/exportadores fijan los precios que maximizan su utilidad en la intersección de sus curvas de demanda por el insumo (D_1 or D_2) y, ya sea, la curva de oferta (en competencia perfecta) o a lo largo de la curva de costo marginal del factor (en competencia imperfecta). Si el beneficiadero/exportador es perfectamente com-



28. Recordemos que $(p^* - p_R^*)$ es equivalente a $(c-b)$ en virtud de la *Proposición 1*.

29. Steigert *et al.*, señalan que si la firma está en CC debido, por ejemplo, a un choque de oferta agrícola, el descuento resultante para recuperar los costos representa poder de mercado en la medida en que la firma 'fija el precio' (Stiegert, *et al.*, 1993, p. 550), y en ese caso si se puede distinguir este poder de mercado de uno estrictamente usurero. Esto solo es estrictamente cierto bajo el supuesto de proporciones fijas (CRS) mantenido por los autores, pero en nuestro análisis ese supuesto solo fue mantenido con el objetivo de facilitar la explicación de la Figura 5. El presente análisis no depende del supuesto de retornos constantes a escala.

30. El cambio del marco explicativo de la Figura 5 a uno más familiar como la Figura 6 es posible si se asume (sólo para esta explicación) que los beneficiaderos operan en la misma curva de costos promedio (APC) de largo plazo, de forma que las diferencias en eficiencia, representadas por diferentes curvas de demanda en la Figura 6 corresponden a eficiencia de escala, representada por diferentes puntos sobre la curva APC en la Figura 5.

petitivo, pero ineficiente (D_1), operará en un punto como B, y el precio por el insumo pagado a los agricultores será p_{pc1} (haremos que el subíndice 'PC' se refiera a precio de competencia perfecta y 'M' al precio que prevalece cuando hay poder de mercado). Pero si el beneficiadero/exportador fuera más eficiente (D_2), y ejercitara poder de mercado, operaría en un punto como A y el precio observado del insumo p_{m2} no se podría distinguir a la vista de p_{pc1} (sin embargo, el margen observado, $(p^* - p^*_R)$ es el mismo en ambos casos). Si, por otro lado, los beneficiaderos fueran ineficientes en la producción (D_1) y ejercitaran el poder de mercado, operarían en un punto como C y pagarían un precio p_{M1} por el insumo. En este caso, el margen observado $(p^* - p^*_R)$ sería mayor que el resultante si la firma no estuviera ejercitando el poder de mercado. De nuevo, el precio del insumo p_{M1} para un beneficiadero/exportador perfectamente competitivo pero más ineficiente que D_1 , podría observarse gráficamente como (D_0) y así sucesivamente.

La identificación institucional del poder de mercado

Se ha demostrado que diferencias entre p^* y p^*_R miden las desviaciones entre el precio pagado al productor y el precio al productor prevaleciente en la escala mínima eficiente (MES) en competencia perfecta. Bajo el supuesto restrictivo de retornos constantes a escala (CRS), en donde el beneficiadero/exportador está operando en la escala mínima eficiente (MES), esta diferencia es una medida de poder de mercado puro, definido como desviaciones del precio que es igual al costo marginal. Se demostró que, relajando este supuesto, $(p^* - p^*_R)$ mide tanto el poder de mercado como la ineficiencia. A diferencia del análisis S-C-P, que no solamente identifica el poder de mercado, y de los modelos NEIO, que hace unas estimaciones estructurales para identificar

el poder de mercado, en este artículo usaremos características de la realidad institucional de Costa Rica para distinguir entre el poder de mercado y la eficiencia en la medida de descuento $(p^* - p^*_R)$.

Como vimos en la Sección IV, en la corta revisión de literatura de NEIO sobre poder de mercado, para que $(p^* - p^*_R)$ evidencie poder de mercado estrictamente, es esencial identificar en la Figura 6 cuáles curvas de demanda y oferta están operando los beneficiaderos. Esto lo hacemos usando las normas institucionales específicas de Costa Rica. Cuando se ejerce el poder de mercado se obtiene un precio $p_M < p_{PC}$, por debajo de VMP (curva de demanda). Esto se puede observar fácilmente en la Figura 6, donde las curvas de demanda están acostadas. La dificultad es, que sin saber cuál beneficiadero/exportador es relativamente más eficiente en escala, es decir que está más cercano a la escala mínima eficiente (MES), la misma medida $(p^* - p^*_R)$ puede indicar poder de mercado para el beneficiadero/exportador, en el punto D, o ineficiencia relativa a escala del beneficiadero/exportador, en el punto B.

El análisis no propone formular ecuaciones de demanda estructural capaces de distinguir entre estos dos resultados, como en un modelo NEIO. En vez, dejemos que la curva de demanda D_1 pertenezca al beneficiadero /exportador menos eficiente³¹. El análisis propone identificar institucionalmente el punto B, es decir el comportamiento bajo competencia perfecta del mercado del insumo para las firmas menos eficientes. Hagamos que B represente el punto de operación de los beneficiaderos cooperativos en Costa Rica. Se hace un planteamiento dual. Primero, se acusa a las cooperativas de ser menos eficientes a escala que otros beneficiaderos, es decir, de estar localizados sobre una curva de demanda más baja. Segundo, se afirma que los beneficiaderos de las cooperativas no ejercitan

31. Recordemos que las conclusiones sobre la eficiencia a escala se derivan de las posiciones relativas sobre las curvas de demanda de la Figura 6 bajo el supuesto de que los beneficiaderos tiene la misma curva de procesamiento promedio de largo plazo. Este supuesto se adoptó para facilitar la explicación, pero es innecesariamente restrictivo. Por este motivo lo seguimos manteniendo temporalmente. Nótese, además, que es teóricamente posible que un beneficiadero esté sobre una curva de demanda más baja si es más eficiente a escala que una cooperativa, pero en una curva de costos promedio de procesamiento de largo plazo más alta. Como éste no es un resultado probable, a lo largo de este análisis se asume que los beneficiaderos no-cooperativos son por lo menos tan eficientes en costos como los beneficiaderos cooperativos. Este supuesto es apoyado por los estudios de costos de los beneficiaderos de Costa Rica (Mosheim, 2002) y hace que la explicación de la Figura 6 sigue siendo válida.

el poder de mercado vis-à-vis los agricultores. Si estas dos afirmaciones aplican, entonces cualquier $(p^* - p^*_R)$ mayor que el observado para los beneficiaderos de las cooperativas (visto en la Figura 6 como un descuento mayor, hasta un nivel como p_{M1}) es tomado como evidencia de poder de mercado en el comercio del insumo cerezas de café en Costa Rica. Antes de entrar a probar estas dos afirmaciones, nótese que sólo la identificación específica del poder de mercado, es decir, la separación entre la eficiencia y el poder de mercado, depende de estas afirmaciones, en tanto que el análisis más amplio de las fallas de mercado y los productores, y el rol del Comercio Justo dentro de ello, es independiente de ellas.

No es controversial la afirmación de que las cooperativas son menos eficientes a escala que otros beneficiaderos. En la Sección V ya se ha mencionado que los limitantes de liquidez restringen la posibilidad de las cooperativas para asegurar cantidades suficientes de café al principio de la cosecha. También vimos que los otros servicios ofrecidos por las cooperativas reducen el capital operativo para hacer anticipos. En Costa Rica las cooperativas ofrecen muchos servicios, tales como asesoría agrotécnica, servicios de salud, tiendas comunitarias entre otros. Para una descripción más detallada de los servicios de las cooperativas véase Ronchi, 2002a. Los beneficiaderos no cooperativos tienen mayor liquidez y por lo tanto pueden pagar a los productores mayores anticipos. Por este motivo, los agricultores prefieren vender el café en cereza a los beneficiaderos no cooperativos, ya sea porque tienen grandes necesidades financieras en ese momento o porque creen que el precio final de la cosecha será más alto, aunque con frecuencia no lo es. Más aún, un estudio de costos sobre los beneficiaderos de Costa Rica evaluó explícitamente la eficiencia de escala de los beneficiaderos cooperativos vis-à-vis los no cooperativos para el período comprendido entre 1993 y 1998 y encontró que los beneficiaderos cooperativos de hecho son menos eficientes a escala que los no cooperativos (Mosheim, 2002).

La segunda afirmación, asegura que los beneficiaderos de las cooperativas operan sobre

la curva de oferta, lo cual significa que nunca ejercen el poder de mercado. Esto es casi una tautología: las cooperativas son propiedad de sus miembros, de forma que 'el beneficiadero' y 'el agricultor' son dos agentes que no se pueden distinguir conceptualmente. Para ejercer el poder de mercado se requiere colusión entre la cooperativa y el exportador. Pero a este nivel, la cooperativa no se puede engañar a sí misma. A otro nivel, esta afirmación se puede contestar sobre la base de que no es la colectividad de miembros los que hacen el contrato con el exportador, sino los líderes o administradores de la cooperativa. Si hay corrupción, los márgenes de la cooperativa $(p^* - p^*_R)$ también pueden reflejar poder de mercado. Nosotros no argumentamos que no exista corrupción en Costa Rica, sino que no es probable que afecte los resultados empíricos de este trabajo. Durante los seis meses de trabajo de campo en Costa Rica, agentes de distintas partes de la industria dieron fe de los altos grados de responsabilidad de las cooperativas. Este testimonio no sólo provino de los líderes de estas firmas, de quienes se espera una afirmación en este sentido, sino también de agricultores y de Icafé. En primera instancia, los agricultores recuerdan haber destituido a líderes corruptos de las cooperativas, y aunque estos casos fueron raros, crearon gran escándalo a un alto nivel. En entrevistas directas a personal de Icafé, la autora hizo preguntas sobre cooperativas cuyas series de tiempo cesaron abruptamente o cuya propiedad pasó a manos privadas. En algunas ocasiones en que esto ocurrió, de hecho se dijo que los productores habían despedido a los administradores y disuelto la cooperativa. Este nivel de proactividad no es sorprendente conociendo la historia de las empresas solidarias en América Latina. Por lo tanto no se considera problemático mantener el supuesto de que no es probable que las cooperativas se engañen a ellas mismas. Más aún, existen en la literatura otros trabajos que le han dado un tratamiento similar a las cooperativas (véase, por ejemplo, Sexton, 1990).

Aunque es bien conocido que este procedimiento de identificación del poder de mercado

no se puede aplicar de manera universal a todos los mercados, a la luz de los desacuerdos que existen sobre la inferencia de poder de mercado a partir del paradigma S-C-P estructural no paramétrico, aplicamos el enfoque de la navaja de Occam's Razor³² al caso del café en Costa Rica. El objetivo central de la literatura de poder de mercado, revisada en la Sección IV, ha sido 'experimentar con las cifras' (Bresnahan, 1982) para distinguir el poder de mercado y el efecto eficiencia en $(p^* - p_R^*)$. Sin embargo, desde un enfoque de desarrollo, lo crítico con respecto a un margen como $(c-b)$ en la Figura 5, es que éste mide el descuento de los precios al productor diferente al que prevalecería si los beneficiaderos estuvieran operando en la escala mínima eficiente, sin poder de mercado, y por lo tanto impone un costo sobre los productores, al cual se le da mucha importancia en el contexto de la 'nueva' política de productos primarios. Aunque el análisis econométrico de la siguiente sección, de hecho, usa las normas institucionales de Costa Rica para distinguir entre el poder de mercado y la ineficiencia en $(p^* - p_R^*)$, se verá que $(p^* - p_R^*)$ permite una evaluación más amplia del papel exacto que juega el Comercio Justo en el sector cafetero de Costa Rica. La identificación del poder de mercado mediante las normas institucionales de Costa Rica conduce al planteamiento de tres hipótesis comprobables.

Hipótesis comprobables

La prueba de la hipótesis de poder de mercado se realiza comparando las cifras de los beneficiaderos cooperativos con las de los no cooperativos. Esta es la primera hipótesis estilizada comprobable para el análisis:

- i) $p(B) \cong p(C)$, lo que significa que el precio del insumo y, por lo tanto, el margen $(p^* - p_R^*)$ en el punto B es diferente del margen en el punto C.

Nótese que esta hipótesis sólo habla de la presencia de poder de mercado en el comercio

del insumo en Costa Rica para esos beneficiaderos/exportadores con márgenes estrictamente mayores que los beneficiaderos de cooperativas. Esto es:

- ii) $p(C) < p(B)$, lo que significa que el margen en el punto B es menor que el margen en el punto C.

Esto se deduce del mismo problema de identificación discutido antes; es posible que un tostador/exportador tenga el mismo margen $(p^* - p_R^*)$ (el mismo p_p de la Figura 6), pero que esté operando en una curva de demanda más eficiente, por lo cual se deduce que está ejerciendo poder de mercado. El procedimiento sugerido no permite identificar este escenario, es decir, no muestra cualquier incidencia de poder de mercado sino solamente informa sobre la presencia de *algún* poder de mercado en el comercio del insumo café en cereza en Costa Rica. Una limitación más de este procedimiento de identificación tiene que ver con la evaluación del papel del Comercio Justo en superar la falla de mercado que se crea con el poder de mercado. Obsérvese que si se mantiene el supuesto de que las cooperativas no ejercitan el poder de mercado, y que todos los beneficiaderos del Comercio Justo son cooperativas, entonces cualquier efecto empírico del 'Comercio Justo' que se encuentre no informa sobre el efecto del Comercio Justo en la superación de la falla de mercado se crea cuando se ejercita el poder de mercado. Por el procedimiento de identificación descrito previamente, sabemos que esto es cierto porque hemos adoptado el supuesto de que las cooperativas no ejercitan el poder de mercado. En vez, cualquier rol del Comercio Justo en superar el poder de mercado debe ser evaluado indirectamente por conducto de la identificación empírica y la interpretación de un 'efecto Comercio Justo', si es que existe. Este es el énfasis que hacemos en la interpretación de los resultados en la siguiente sección.

El ejercicio de identificación propuesto también permite probar una hipótesis sobre la inter-

32. Uno no debería incrementar más allá de lo que sea necesario, el número de entidades que se requieren para explicar algo

vención del Comercio Justo. En la discusión sobre las cifras que se utilizan en la siguiente sección se dice que los datos de precios usados en el análisis *no incluyen* el famoso precio mínimo de US\$1,26/lb. Más aún, todos los beneficiaderos/exportadores de Comercio Justo también son cooperativas. Si existe algún 'efecto' Comercio Justo aislado del hecho de ser simplemente una cooperativa³³, se vería reflejado en un margen diferente para las cooperativas de Comercio Justo. Es decir, sólo se puede ver un 'efecto' Comercio Justo si los beneficiaderos de este sistema están operando en una curva de demanda relativamente más eficiente, en alguna parte a la derecha de D_1 . Entonces, por ejemplo, en términos de la Figura 6:

- iii) $p(D) > p(B)$ lo que implica que el margen en el punto D es menor que el margen en el punto B

Esta última hipótesis permite el análisis empírico de lo que comúnmente se han llamado los efectos 'intangibles' de la construcción de capacidad y del apoyo con mecanismos distintos al precio del Comercio Justo. En síntesis, las proposiciones estilizadas comprobables (i) y (ii) pueden informar sobre la presencia de poder de mercado en Costa Rica y (iii) habla de cualquier 'efecto' Comercio Justo sobre los productores y las cooperativas que reciben la intervención de este sistema.

VII. ANÁLISIS EMPÍRICO

En la discusión teórica anterior, se vio que la variable $(p^* - p_R^*)$ mide el descuento sobre los precios al productor en el nivel de escala mínima eficiente (MES) de competencia perfecta. Aunque se manipuló una gran cantidad de cifras para construir un $(p^* - p_R^*)$ anual específico para cada beneficiadero, es demasiado simple asumir que esta medida no tiene error alguno. Por ejemplo,

el precio mundial p^* para Costa Rica varía dependiendo del mercado de destino del café (los Estados Unidos o la Unión Europea). Como el destino de cada contrato de cada beneficiadero no puede ser conocido, a cada beneficiadero se le aplican las proporciones promedio del café nacional enviado a cada uno de estos dos destinos. Es claro que cada beneficiadero exporta su café a la Unión Europea y a los Estados Unidos en proporciones que difieren de las del promedio nacional. Por ejemplo, en el contexto de una regresión con efectos fijos, la naturaleza estable de estas proporciones (véase Ronchi, 2005), constituye una fuente potencial de error por la cual se puede controlar en la estimación del término de efecto fijo, algo que no es posible hacer en las medidas determinísticas de la cadena de valor³⁴. Más aún, dado que el poder de mercado en particular se detecta al analizar las variaciones en las cifras en relación con una cierta clase de beneficiaderos (cooperativas), es interesante ir más allá de una simple medida determinística de descuento y pasar a un contexto de regresión. El análisis econométrico de esta sección estima una ecuación de forma reducida para probar la presencia de poder de mercado (las anteriores hipótesis (i) y (ii)) y la existencia de un 'efecto Comercio Justo' (hipótesis (iii)). También se analizan los posibles determinantes de cualquier comportamiento general que se detecte en el descuento de los precios al productor en el mercado costarricense.

La variable dependiente $(p^* - p_R^*)$

La variable $(p^* - p_R^*)$ se construyó como un promedio anual para cada beneficiadero individual, es decir, es *específica del beneficiadero*, para un lapso de 26 años comprendidos entre los años cafeteros 1974/75 y 1999/2000. Recordemos que p^* es el precio de referencia internacional de competencia perfecta para los diferentes orígenes de café costarricense. De aquí se deduce que cada beneficiadero tiene un precio anual promedio p^* ,

33. Los aspectos de la intervención del Comercio Justo que no tienen que ver con el precio fueron discutidos en la Sección II.

34. Ronchi (2005) realiza un análisis de sensibilidad detallado para las variables dependiente e independiente usadas en este ejercicio.

que depende de la composición de los diferentes orígenes (tipos de grano) de la cosecha adquirida. El p^* particular de cada beneficiadero se calculó usando cifras de Icafé sobre las proporciones de las diferentes clases de grano en la cosecha de cada beneficiadero, y aplicando las correspondientes series de precios para cada calidad. Las series de precio se construyeron con cifras tomadas de la Organización Internacional del Café, y la Bolsa de Café, Azúcar y Cacao de Nueva York en donde se transan futuros de café Arábica, y usando diferenciales de calidad obtenidos de comerciantes localizados en Suiza y Londres³⁵. La variable p^*_R es el precio anual promedio que cada beneficiadero reportó a Icafé; esta información fue recolectada durante seis meses de trabajo de campo con productores de café, beneficiaderos y empleados de Icafé. Este cuidadoso trabajo de cifras permitió la construcción de series continuas de descuento ($p^* - p^*_R$), que son particulares para cada beneficiadero y para cada año.

Variables independientes

Se ha visto que ($p^* - p^*_R$), indica en qué medida el mercado, por su estructura, sus actores y otros factores, reduce los retornos de los productores de café de Costa Rica con respecto al nivel de escala mínima eficiente (MES) de competencia perfecta. Para probar las hipótesis (i) a (iii), se ubican las cooperativas y los beneficiaderos del Comercio Justo en los datos, y se visualizan las variaciones en los descuentos inducidas por el poder de mercado en términos de simples rotaciones y desplazamientos de las curvas de demanda y oferta (véase la Figura 6). Los desplazamientos de la curva de demanda representan movimientos a lo largo de la curva de oferta, y afectan el tamaño de la desviación entre p_M y p_{PC} , es decir el tamaño del margen ($p^* - p^*_R$), cuando éste se debe a poder de mercado, ya que la distancia entre la oferta y MPC varía a lo largo de la

curva de oferta³⁶. La demanda por el insumo, D, es:

$$VMP = p^* \times MP_{\text{café/arabica}}$$

porque es razonable asumir que los beneficiaderos de Costa Rica son agentes tomadores de precios en el mercado del producto.

Por lo tanto, los factores de desplazamiento de la demanda que afectan el valor del producto marginal (VMP) incluyen cambios en el precio del producto (el precio mundial del café, p^*) y/o cambios en su producto marginal, que pueden ser causados por variaciones en los determinantes de los costos específicos de cada beneficiadero, por las variedades de grano utilizadas o por cambios en la tecnología.

Además de los factores de desplazamiento de la demanda, la variación en el grado de ejercicio del poder de mercado, por beneficiaderos y por años, puede afectarse, por ejemplo, por cambios en la oferta causados por desastres naturales o por cambios en la tecnología del proceso agrícola. Los cambios en el ejercicio del poder de mercado también se pueden explicar por factores que afectan el grado de poder de mercado o la elasticidad de la curva de oferta que enfrenta el beneficiadero/exportador. Con frecuencia se dice que uno de los factores que puede afectar la pendiente de la curva de oferta que enfrentan los compradores es la cantidad de tiempo requerido para las reacciones de la oferta; obviamente la oferta de un producto como el café con cosechas anuales, tiene una baja capacidad de reacción, pero no es totalmente inelástica porque puede responder a cambios en los incentivos por la aplicación de cuidados a la cosecha, como fertilizantes y controles de malezas y plagas. En este contexto general de bajas elasticidades de la oferta de los productos agrícolas, otros factores que afectan la capacidad de respuesta de la oferta incluyen la geografía, el grado y calidad de la competencia que afrontan los beneficiaderos/

35. Véase Ronchi (2005) para una descripción detallada del conjunto de cifras usadas en el análisis.

36. $MPC = \frac{\partial TC}{\partial Q} = \frac{\partial AC}{\partial Q} Q + AC$ (como $TC = AC \cdot Q$). La oferta es AC, la cual difiere de MPC en $\frac{\partial AC}{\partial Q} Q$, que claramente aumenta con Q.

exportadores y cualquier poder de mercado atribuido a variaciones en la calidad de los granos de café procesados.

Más allá de los factores antes mencionados que afectan la oferta y la demanda, la medida de poder de mercado ($p^* - p^*_R$) claramente es impactada por la eficacia del cuerpo regulatorio para forzar el pago de los precios de competencia perfecta. Los factores que impiden el monitoreo efectivo de los precios registrados contribuyen a que el poder de mercado sea una fuente de variación en dicha medida. Estos incluyen la inestabilidad política o económica, o choques naturales como huracanes, inundaciones y terremotos. Otros factores potenciales son, volatilidad inusual en los precios mundiales y auges generalizados en los mercados mundiales. Otro obstáculo potencial para ejercer efectivamente un monitoreo de los contratos es la capacidad que tienen los beneficiaderos para evadir los controles de Icafé cuando una firma es dueña de varias plantas beneficiadoras. Finalmente, los recursos regulatorios a disposición de Icafé también tienen un impacto en el monitoreo de los contratos registrados y en sus precios. Estos determinantes potenciales del poder de mercado y del comportamiento general de los descuentos conforman el conjunto de variables explicativas usadas en el análisis, cuya información fue recogida durante la investigación y de trabajo de campo (ver Cuadro 3).

Usando datos de panel para 157 beneficiaderos de Costa Rica durante un período de 26 años entre los años cafeteros 1974/75 y 1999/2000, el análisis de este documento apunta a identificar la existencia de un comportamiento de poder de mercado que induce descuentos, un 'efecto Comercio Justo' y a examinar los determinantes de cualquier descuento observado en los precios al productor. El panel está desbalanceado ya que no todos los beneficiaderos tienen cifras para los 26 años de la muestra. Sin embargo, el trabajo de campo y las entrevistas permitieron construir series de tiempo completas para muchos beneficiaderos e inclusive se logró hacer seguimiento cuando cambiaron de nombre.

El modelo

Las variables explicativas que se listan en el Cuadro 3 son incluidas en la ecuación (7) de la regresión en forma reducida³⁷, estimada usando una formulación de efectos fijos. El modelo de efectos fijos explota la dimensión de panel de las cifras para controlar por cualquier factor omitido en el modelo. Los factores omitidos pueden incluir el tamaño del beneficiadero, el grado de integración vertical con el exportador, la relación entre el beneficiadero e Icafé, y cualquier otra característica del beneficiadero acerca de la cual los datos incluidos en el modelo no provean información directa³⁸.

37. El modelo de la ecuación (7) fue construido con base en un modelo básico y aumentado para incluir los efectos geográficos y de tiempo. Especificaciones anteriores de la ecuación (7) en forma reducida incluían además variables para las cuales no existen cifras o proxies, o la información disponible no es de buena calidad o sufre de colinealidad. Por ejemplo, no hay cifras suficientes para medir la intensidad del monitoreo que realiza Icafé a los contratos. La colinealidad encontrada entre la inflación y las variables dummy de tiempo nos llevó a sacar del análisis a la variable inflación.

38. Además de estimar (7) con un modelo de mínimos cuadrados ordinarios pooled y una formación de 'estimadores *between*' también se estimó un modelo de efectos aleatorios, pero éste se consideró menos bueno que la formulación de efectos fijos. La utilidad del modelo de efectos aleatorios es cuestionable *a priori* porque la escogencia del procedimiento de estimación debe basarse en qué tan apropiado es el modelo para la aplicación en cuestión (Hsiao y Sun, 2000). De hecho, existe una razón para dudar sobre qué tan apropiado es el modelo de efectos aleatorios en esta aplicación: en este análisis se usa toda la población de beneficiaderos de Costa Rica y no una muestra aleatoria. Por lo tanto, es difícil pensar, como uno lo hace en el contexto de efectos aleatorios, en que los factores omitidos estén distribuidos aleatoriamente entre los beneficiaderos. Además de esta objeción teórica, los estimadores por efectos aleatorios fueron inconsistentes. Se aplicaron las pruebas de Breusch-Pagan para paneles desbalanceados y la de Hausman para determinar la presencia de efectos aleatorios y su independencia con respecto a las variables explicativas, respectivamente. En tanto que la prueba de Breusch-Pagan rechaza la hipótesis nula sobre la no existencia de efectos aleatorios, la prueba de Hausman da información sobre si estos efectos aleatorios son independientes de las variables explicativas. Si no lo son, entonces el estimador de efectos aleatorios es inconsistente y el modelo está mal especificado. La prueba de Hausman rechaza la hipótesis nula de independencia de los efectos aleatorios con respecto a las variables explicativas de la ecuación (7) a niveles de confianza del 5% y 10%, pero no al 1%. La evidencia sobre la independencia de los efectos aleatorios omitidos con respecto a otras variables independientes es, en el mejor de los casos, no concluyente y en el peor de los casos negativa. Como el supuesto de independencia es esencial para la consistencia de los coeficientes estimados, el fracaso de la prueba de Hausman ofrece resultados robustos en favor de la independencia y da una razón obligatoria para creer que ajustar un modelo de efectos aleatorios a las cifras da lugar a un problema de especificación.

Cuadro 3. Lista de variables

NOMBRE VARIABLE	Descripción de la variable
Beneficiadero	Indicador variable que asume diferentes valores enteros para los 157 beneficiaderos de la muestra
$(p^* - p_R^*)_it$	Medida continua de descuento para el beneficiadero j en el año cafetero t
zmc_j	Variable dummy = 1 si el beneficiadero j está localizado en el Valle Central
$zcar_j$	Variable dummy = 1 si el beneficiadero j está localizado en Cartago
$ztur_j$	Variable dummy = 1 si el beneficiadero j está localizado en Turrialba/Juan Viña/Orsi
$zaten_j$	Variable dummy = 1 si el beneficiadero j está localizado en Atena/Palmares/Pursical
$zcot_j$	Variable dummy = 1 si el beneficiadero j está localizado en la Región Sur (Coto Brus)
$zsan_j$	Variable dummy = 1 si el beneficiadero j está localizado en Los Santos
$zgen_j$	Variable dummy = 1 si el beneficiadero j está localizado en San Isidro (El General)
$zgua_j$	Variable dummy = 1 si el beneficiadero j está localizado en Guanacaste
$zsar_j$	Variable dummy = 1 si el beneficiadero j está localizado en Sarapiquí
ft_{jt}	Variable dummy = 1 si el beneficiadero j es una cooperativa de Comercio Justo en el año cafetero t , 0 en caso contrario ³⁹
$coop_{jt}$	Variable dummy = 1 si el beneficiadero j es una cooperativa en el año t , 0 si el beneficiadero no es una cooperativa
$ftcomp_{jt}$	Variable dummy = 1 si el beneficiadero j compite con un beneficiadero de Comercio Justo en t
own_{jt}	Variable dummy = 1 si el beneficiadero j es de propiedad extranjera en el año t , 0 si éste no es el caso
$multi_{jt}$	Variable dummy = 1 si el beneficiadero j es propietario de más de una planta procesadora en el año t , 0 si éste no es el caso
1974/75, a 1999/2000 _t	Una serie de variables dummy para cada año del período comprendido entre 1974/75 y 1999/2000, que toman el valor de 1 si es el año en cuestión y 0 si no lo es
$nyears_{jt}$	Variable que indica el tiempo (en años) que el beneficiadero j lleva en la muestra en el año t
hb_{jt}	La proporción de la cosecha del beneficiadero j que es de la calidad HB en el año t
hbl_{jt}	La proporción de la cosecha del beneficiadero j que es de la calidad HBL en el año t
shb_{jt}	La proporción de la cosecha del beneficiadero j que es de la calidad SHB en el año t

$$\begin{aligned}
 (p^* - p_R^*)_{jt} = & a_j + \beta_1 hbl_{jt} + \beta_2 hb_{jt} + \delta_1 ft_{jt} + \\
 & + \delta_2 ftcomp_{jt} + \delta_3 own_{jt} + \delta_4 multi_{jt} + \\
 & \delta_5 nyears_{jt} + g_1 1975/76_j + \dots \\
 & + g_{25} 1999/2000_{jt} + e_{jt} \quad (7)
 \end{aligned}$$

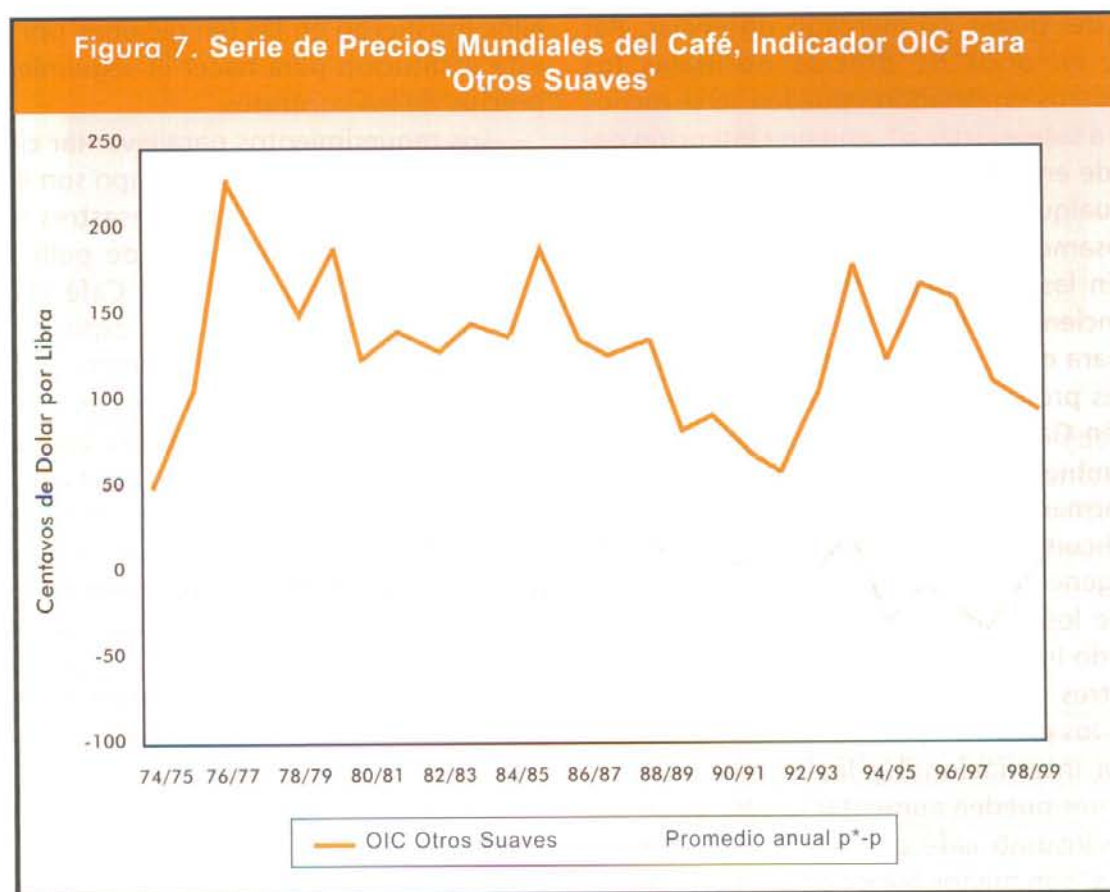
El modelo (7) usa variables dummy de años cafeteros para controlar por variaciones a lo largo del tiempo. La categoría omitida es 1974/75, por lo cual la interpretación del coeficiente de la variable dummy de tiempo es relativo a ese año base.

39. Nótese que todos los beneficiaderos de Comercio Justo son cooperativas. Por lo tanto todos son codificados como cooperativas y después como beneficiaderos de Comercio Justo para separar el efecto del Comercio Justo del efecto cooperativa.

Se prefirió el uso de variables dummy de tiempo antes que la inclusión ad-hoc de variables dummy individuales para desastres naturales, como clima, cambios en las políticas, picos de precios u otros efectos variables en el tiempo. La razón para ello es que hay muchas fuentes potenciales de variaciones relacionadas con el tiempo, las cuales pueden estar interrelacionadas y ser complejas. Por ejemplo, mientras la correlación global entre la medida de descuento ($p^*-p_R^*$) y los precios mundiales del grano es insignificante⁴⁰, no es absurdo pensar que picos de precios muy pronunciados y desastres naturales pueden afectar la medida de descuento. En la Figura 7 se observan tres años en que el mercado internacional tuvo auges modestos o muy fuertes, causados en su mayoría por condiciones climáticas adversas. Por ejemplo, el pico de precios de 1976/77 fue causado por la helada en el Brasil, y los de 1985/86 y 1994/95 se debieron a

una sequía que se presentó en este mismo país en 1985/86 y a bajos niveles de lluvias en América Central tanto en 1985/86 como en 1994/95 (Gilbert, 1995). Además de las respuestas generalizadas de precios a las condiciones adversas de clima, las variaciones observadas en una o ambas series de la Figura 7 pueden deberse a cambios en las políticas nacionales o internacionales. Por ejemplo, la puesta en marcha en el año cafetero 1982/83 de un Acuerdo Internacional del Café restrictivo o su suspensión en 1989 pueden tener un efecto en el comportamiento del descuento. Lo mismo puede haber sucedido con la historia de los desastres naturales en Costa Rica, América Central o el Caribe, de los cuales se hace una lista en los Cuadros 3 y 4, y que son importantes para entender el papel que juegan los choques de oferta en estos años.

Cualquiera de estos factores y *otros que se hubieran omitido* pueden estar relacionados con



40. Coeficiente de correlación de Pearson, r_{p^*-p} = 0,18 con un estadístico t de 0,84.

Cuadro 4. Registro de Desastres Naturales Sucedidos en Costa Rica

Fecha	Desastre	Impacto sobre la población
Febrero de 1976	Volcán	70,000 afectados
Abril de 1983	Terremoto	10 muertos
Octubre de 1988	Huracán Joan	127,500 afectados; 28 muertos
Abril de 1991	Terremoto	51 muertos, 19,700 afectados
Agosto de 1991	Inundación	185,021 afectados
Noviembre de 1993	Inundación	38,451 muertos
Febrero de 1996	Inundación	20,000 afectados
Julio de 1996	Huracán César	500,000 afectados; 51 muertos
Octubre de 1996	Tormenta de viento	216,000 afectados
Octubre de 1998	Huracán Mitch	16,700 afectados, 4 muertos

Fuente: (CRED 2004; ECLAC y IBD 2000); cálculos de la autora.

variaciones en la medida de descuento y con el ejercicio del poder de mercado potencial. Por ejemplo, en años de precios normales los beneficiaderos/exportadores pueden verse tentados a subreportar p^*_R con una intención deliberada de engañar, porque Icafé, en teoría, investiga cualquier contrato que tenga un precio sospechosamente alejado de precio internacional p^* . En las entrevistas notamos que parece haber conciencia sobre la existencia de un límite inferior para el precio reportado $p^*_{R'}$, por debajo del cual es probable que pueda detectarse (véase también Garro, 2000). Sin embargo, en épocas de cambios extremos en los precios, Icafé no tiene información completa sobre p^* y enfrenta mayor dificultad para monitorear $p^*_{R'}$. En términos más generales, los auges del mercado mundial, entre los cuales se incluyen la suspensión del Acuerdo Internacional del Café en 1988/89 y los desastres naturales, hacen difícil para Icafé comparar los precios reportados con el precio de referencia internacional y los beneficiaderos/exportadores pueden aumentar la desviación del precio de insumo café cereza de competencia imperfecta, con menos temor de ser detectados. Por medio de entrevistas con informantes claves de Costa Rica, se confirmó la plausibilidad de esta

falla en la información recolectada por Icafé, y ellos insistieron en las limitaciones por parte de esta institución para hacer el seguimiento a los precios de los contratos.

Los requerimientos para levantar cifras rigurosas sobre los efectos del tiempo son exigentes. Aunque los datos sobre los desastres naturales, la producción y las variables de política de los Acuerdos Internacionales del Café claramente están disponibles, si éstos no explican la variación total observada en el tiempo en los datos costarricenses, es muy difícil hacer una clara interpretación de los coeficientes estimados. En segundo lugar, si estas cifras no dan cuenta de la variación total observada en el tiempo, ellas no sirven siquiera para alcanzar el objetivo primario de controlar efectivamente por el factor tiempo para estimar limpiamente los efectos del Comercio Justo y de las cooperativas, necesarios para la identificación del poder de mercado y de los efectos del Comercio Justo.

Estimación de los factores invariables en el tiempo

Los estimadores de efectos fijos también se llaman los estimadores '*within*' porque ellos transforman las cifras en desviaciones con respecto a

Cuadro 5. Registro de Desastres Naturales Sucedió en Centro América y el Caribe

Fecha	País	Desastre
1976	Guatemala	Terremoto
1978	Honduras, Belice	Huracán Greta
1979	Dominica	Huracán David
1979	República Dominicana	Huracanes David/Frederic
1980	Haití	Huracán Allen
1982	Nicaragua	Huracán Alleta
1986	El Salvador	Terremoto
1987	República Dominicana	Huracán Emily
1988	Jamaica	Huracán Gilbert
1988	Nicaragua	Huracán Joan
1989	Antigua/Guadalupe	Huracán Hugo
1991	Costa Rica	Terremoto
1992	Nicaragua	Tsunami
1993	Nicaragua, Honduras	Tormenta tropical Gert
1995	Nicaragua	Fuertes lluvias
1996	Costa Rica, Nicaragua	Huracán Cesar
1996	Nicaragua	Erupción del volcán Maderas
1998	República Dominicana, Haití	Huracán George
1998	Honduras, Nicaragua, Costa Rica	Huracán Mitch

Fuente: (Martine 1999)

su media a lo largo del tiempo. Por lo tanto, las variables que no cambian con el tiempo, tales como las características de los beneficiarios que permanecen constantes, como la localización geográfica y el estatus cooperativo, quedan por

fuera de una regresión de efectos fijos⁴¹. El valor explicativo de las variables invariantes debe ser explorado en un modelo de regresión de mínimos cuadrados ponderados de segunda etapa, como (8):

41. Con excepción de dos de los 26 beneficiarios cooperativos, las cooperativas en Costa Rica no cambiaron su estatus durante el período de tiempo analizado. La estimación de un coeficiente para la variable dummy cooperativa (coop) en (7) estaría totalmente dominada por las dos cooperativas que cambiaron de estatus. Sería, entonces, difícil sacar conclusiones generales sobre las cooperativas basadas en dos observaciones. Sin embargo, si los dos beneficiarios se sacan de la muestra entonces las cooperativas que quedan son todas invariantes en el tiempo y su efecto explicativo sólo puede examinarse en una ecuación de segunda etapa en conjunto con las variables geográficas. Para asegurar que los resultados no son sensibles a la remoción de las dos cooperativas que cambiaron de estatus, se reestimó el modelo completo (7) incluyendo, esta vez, las dos cooperativas en el conjunto de datos. No se encontró diferencia en el tamaño o significancia de las variables independientes, lo cual elimina cualquier preocupación con respecto a que las estimaciones de (7) sean sensibles a la presencia o eliminación de estos dos beneficiarios. Su remoción permite limpiar la estimación de los efectos de las cooperativas, estimando una regresión de mínimos cuadrados ponderados de segunda etapa (8) en la cual se introducen también otras variables explicativas invariantes en el tiempo, como la localización geográfica. Aunque con frecuencia se menciona como un inconveniente de este procedimiento la incapacidad del modelo de efectos fijos para estimar en una primera etapa los coeficientes invariantes en el tiempo, éste no es sensible a forzar la estimación en primera etapa de la variable cooperativa al poder de dos observaciones potencialmente anómalas.

$$\begin{aligned} \hat{f}_{e_j} = & \alpha + \delta_1 \text{coop}_j + \phi_1 \text{zcar}_j + \phi_2 \text{ztur}_j + \phi_3 \text{aten}_j + \\ & \phi_4 \text{cot}_j \\ & + \phi_5 \text{san}_j + \phi_6 \text{zgen}_j + \phi_7 \text{gua}_j \\ & + \phi_8 \text{sar}_j + e_j \end{aligned} \quad (8)$$

Los efectos fijos específicos del beneficiadero estimados en la regresión (7) (\hat{f}_{e_j})⁴² se introducen en (8) como variable dependiente, y los coeficientes de las variables dummy para el estatus cooperativo y para la localización geográfica sirven de variables explicativas. Nótese que el Valle Central es la categoría omitida, de forma que la interpretación del coeficiente de la variable dummy geográfica es relativa a la región Valle Central.

Resultados econométricos

La estimación de (7) usando un conjunto de datos de panel del mercado cafetero de Costa Rica da lugar a los siguientes resultados en el Cuadro 6.

Los estimadores de efectos fijos explican el 68% de la variación en la medida de descuento entre beneficiaderos y a lo largo del tiempo. Al controlar por los efectos específicos del beneficiadero, el modelo explica el 35% de la variación en las medidas de poder de mercado entre beneficiaderos y el 78% de la variación *al interior* de los beneficiaderos⁴³. La especificación por efectos fijos no rechaza la hipótesis nula de que no se han omitido variables. Se confirma la presencia de heterocedasticidad. Este problema se supera reportando errores estándar robustos para los coeficientes estimados en el modelo de efectos fijos, los cuales se muestran en el Cuadro 6.

La proporción de grano de baja calidad (hbl) en la cosecha es insignificante, mientras que la proporción de grano de alta calidad (shb) tiene

el signo negativo esperado y es significativo al 10%. Esto quiere decir que en promedio, *ceteris paribus*, un crecimiento del uno por ciento en el porcentaje de SHB en la cosecha de un beneficiadero lleva a una disminución en la medida de descuento de US\$0,07 centavos/kg. El coeficiente estimado para la dummy de competencia del Comercio Justo no es significativo, en tanto que el correspondiente a la propiedad extranjera es negativo y significativo en (7), lo que indica que un beneficiadero que es de propiedad extranjera registra, en promedio y *ceteris paribus*, medidas de descuento US\$0,19/kilo inferiores que las de los beneficiaderos de propiedad nacional. El coeficiente para la propiedad de varias plantas procesadoras es positivo pero sólo significativo al nivel de 10%; esto señala que los beneficiaderos con más de una planta tienen medidas de descuento US\$0,11/kilo mayores que los que sólo tienen una planta. El coeficiente para la edad del beneficiadero (*nyears*) también es significativo al nivel del 10% en (7), lo cual indica que el incremento de un año en el tiempo en que un beneficiadero está en la muestra y mantiene todo lo demás constante, disminuye la medida de falla de mercado en US\$0,0042 /kilo.

Casi todos los coeficientes de las variables dummy de tiempo son significativos, pero sólo pueden explicarse parcialmente por la política, el clima y los desastres naturales. Por ejemplo, tal como se espera, los picos de precios de los años 1976/77 y 1994/95 tienen coeficientes positivos y significativos, un resultado consistente con la idea que en épocas de volatilidad inusual en el mercado es más fácil ejercitar el poder de mercado. En promedio, en 1976/77 los beneficiaderos tuvieron medidas de descuento US\$0,67/kilo mayores que las del año base y en el año cafetero 1994/95 éstas fueron US\$0,64/

42. Los efectos fijos específicos del beneficiadero son recuperados de las cifras a través de $\hat{a}_j = \bar{y}_j - \bar{x}_j \hat{\beta}$ donde y_j es la variable dependiente y donde $\hat{\beta}$ es vector de coeficientes estimados. Sin embargo, el paquete STATA, calcula los efectos fijos como $\hat{a}_j = \bar{y}_j - \bar{x}_j \hat{\beta}$, donde \bar{x} es el término constante global para la regresión (el valor promedio de todos los efectos fijos). Pero la programación con matrices al interior de STATA permite la estimación 'manual' de los efectos fijos del beneficiadero correctos $\hat{a}_j = \bar{y}_j - \bar{x}_j \hat{\beta}$. Todos los efectos fijos específicos de los beneficiaderos se calculan de esta manera y se prueban con las estimaciones de STATA. Esto también permite el cálculo de un conjunto completo de varianzas de los efectos fijos (lo cual no puede hacerse en STATA con un conjunto desequilibrado de cifras) para la estimación de la regresión de segunda etapa de mínimos cuadrados ponderados.

43. Los estimadores de efectos fijos tienen mayor poder explicativo que los estimadores entre modelos y un poder explicativo comparable o superior al de los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios pooled de (7), cuando se tiene en cuenta la variación *within*.

Cuadro 6. Estimados de efectos fijos para (7)

Variable/estadístico	Coefficiente [Error estándar]	Variable/estadístico	Coefficiente [Error estándar]
hbl	-0.08 [9.072]	_1987_88	23.130*** [3.306]
shb	-0.070* [3.725]	_1988_89	77.938*** [3.569]
ft	-5.631* [2.997]	_1989_90	17.989*** [3.741]
ftcomp	2.289 [3.347]	_1990_91	25.822*** [3.802]
own	-19.271*** [5.299]	_1991_92	17.885*** [4.102]
multi	10.654* [5.603]	_1992_93	10.525** [4.181]
nyears	-0.424* [0.222]	_1993_94	17.658*** [4.765]
_1975_76	-11.654*** [2.142]	_1994_95	70.943*** [4.986]
_1976_77	64.201*** [4.535]	_1995_96	-38.526*** [5.218]
_1977_78	22.457*** [3.243]	_1996_97	-4.783 [5.851]
_1978_79	-1.433 [2.028]	_1997_98	-61.079*** [5.504]
_1979_80	4.135 [2.596]	_1998_99	-50.104*** [5.668]
_1980_81	-34.877*** [3.443]	_1999_00	24.010*** [5.648]
_1981_82	22.092*** [2.378]	Observaciones	2375
_1982_83	67.751*** [2.460]	R ² (within)	0.775
_1983_84	52.307*** [2.583]	R ² (between)	0.358
_1984_85	43.122*** [2.768]	R ² (global)	0.684
_1985_86	-15.244*** [3.987]	Error estándar regresión	[19.94]
_1986_87	38.746*** [3.389]	Prueba de White para heterocedasticidad	X ² (42) = 349.60 Prob > X ² = 0.00
		Prueba F	F(32,2188) = 235.87 (3,2221) = 3.49
		Prueba Ramsey Reset	Prob > F = 0.02

Errores estándar robustos entre paréntesis⁴⁴
*Significativo al 10% ** Significativo al 5%; *** Significativo al 1%

⁴⁴ La prueba F realizada para una regresión con una matriz de varianzas y covarianzas corregida es en realidad una prueba de Walt. Sin embargo, el paquete econométrico usado convierte el valor de Walt en un valor F, el cual reportamos en el Cuadro 6.

kilo más altas que las del año base. La magnitud del coeficiente estimado parece muy razonable a la luz de la comparación del tamaño del pico de precio con el nivel del precio del año base (US\$3,77/kilo y US\$2,69/kilo)⁴⁵. Aunque los coeficientes de algunas variables dummy de tiempo tienen signos y significancias que pueden entenderse en términos de lo que se sabe de esos años, esto no es cierto en todos los casos. A pesar de la caída de los precios que se dio cuando colapsó el Acuerdo Internacional del Café en 1989, el coeficiente para ese año cafetero es positivo y significativo. Esto sugiere que puede ser preferible usar variables dummy de tiempo para limpiar la estimación y la interpretación de otras variables explicativas, antes que capturar cada factor variable en el tiempo con variables individuales.

De las siete variables dummy distintas a las de tiempo incluidas en el modelo (7) como variables explicativas, sólo dos (*hbl* y *ftcomp*) están pobremente determinadas. Con base en el objetivo del Comercio Justo, de mitigar el abuso de los intermediarios a los agricultores, ayudándoles a incrementar la eficiencia de sus organizaciones, y por su simpatía ideológica por las cooperativas como vehículo para su intervención, es razonable esperar que la variable dependiente tenga una relación negativa con la participación del Comercio Justo⁴⁶.

Los regresores incluidos explican el 68% de la variación total en la medida de descuento. Sin embargo, cerca del 41% de la varianza del modelo (7) se entiende por las constantes de los 'efectos fijos' específicos de los beneficiaderos (α_j). Por lo tanto es necesario hacer un análisis más detallado de esos efectos fijos. Lo ideal es hacer-

lo usando un procedimiento de mínimos cuadrados ponderados que le dé menos peso a los efectos fijos, que son estimados de manera menos precisa (Saxonhouse, 1977). En una regresión de mínimos cuadrados ponderados de segunda etapa, el estimador de efectos fijos específicos del beneficiadero, obtenido mediante una regresión de efectos fijos, se vuelve la variable dependiente y los coeficientes de las variables dummy cooperativa y geográfica sirven de variables explicativas. Los efectos fijos específicos del beneficiadero y sus varianzas fueron recuperados de STATA (véase la nota de pie de página número 42). El proceso de estimación de (8) a través del procedimiento de mínimos cuadrados ponderados revela que el estatus cooperativo y la localización geográfica explican más del 40% de la variación de los efectos fijos estimados entre beneficiaderos.

Los regresores incluidos explican casi la mitad de la variación en los efectos fijos específicos del beneficiadero y casi todas las variables explicativas del modelo de la ecuación (8) están bien determinadas⁴⁷. Los coeficientes estimados para la dummy de estatus cooperativo es negativa y significativa, indicando que, en promedio y manteniendo todo el resto de factores constantes, los beneficiaderos de propiedad de las cooperativas reportan medidas de descuento de efectos fijos US\$0,13/kilo menores que las de los beneficiaderos no cooperativos. Nótese que la categoría omitida son los beneficiaderos no cooperativos incluyendo los de propiedad de extranjeros, que ya se vio tienen menores medidas de descuento que las de la categoría omitida de beneficiaderos no cooperativos de propiedad doméstica. Inclusive, con la presencia de estos

45. Nótese que la variable dummy para el año cafetero 1981/82 fue eliminada por el paquete econométrico de estimación. Lo más probable es que eso se deba a la existencia de colinealidad con la tasa de inflación, la cual se disparó al 92% en Costa Rica en el año cafetero 1981/82. Este tema se abordará de nuevo más adelante.

46. Esto puede causar un problema de endogeneidad en el modelo si el estatus del Comercio Justo es función del ejercicio del poder de mercado, o si el Comercio Justo se focaliza hacia los beneficiaderos más débiles. Las pruebas y correcciones econométricas para este problema requieren de instrumentos que no tenemos disponibles, pero la creencia establecida del Comercio Justo de que la 'explotación' de los agricultores es un fenómeno general, atenúa de alguna manera esta preocupación. De hecho, un ejercicio similar realizado recientemente que controla explícitamente por un posible sesgo por endogeneidad también encuentra que los precios que reciben los agricultores en los mercados de cafés especiales, como los del Comercio Justo, son más altos o tienen menores descuentos (véase Wollni, 2006).

47. Obsérvese que las pruebas estándar de diagnóstico (la Prueba de White, el estadístico F y la Prueba Ramsey Reset) han sido reportadas en los cuadros anteriores y también en el Cuadro 7. Sin embargo, se desconoce la distribución de las pruebas de diagnóstico en un marco de mínimos cuadrados ponderados y, por lo tanto, su interpretación debe ser tratada con cuidado. Nótese también que el R^2 se calcula como el cuadrado del coeficiente de correlación entre los valores reales y proyectados, usando las cifras originales no ponderadas al cuadrado y los coeficientes estimados por mínimos cuadrados ponderados.

Cuadro 7. Regresión de Efectos Fijos de Segunda Etapa (8)

Variable	Coefficiente [Error estándar]
Coop	-13.109*** [2.639]
Zcar	15.244*** [4.139]
Ztur	10.880*** [3.936]
Zaten	-3.567 [5.151]
Zcot	17.480*** [4.140]
Zsan	3.832 [3.344]
Zgen	20.472*** [4.900]
Zgua	1.61 [4.427]
Zsar	32.456*** [4.968]
Constante	-10.361*** [1.609]
Observaciones	155
R-cuadrado	0,46
Prueba de White para heterocedasticidad	$X^2(9) = 3.10$ Prob > $X^2 = 0.93$
Prueba F	$F(9,145) = 10.76$
Prueba de Ramsey Reset	$F(3,142) = 0.02$ Prob > F = 0.99

Errores estándar entre paréntesis

*significativo al 10% ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

beneficiaderos en la categoría omitida de (8), el coeficiente de los beneficiaderos cooperativos es negativo y significativo. Los efectos fijos específicos del beneficiadero representan las cate-

gorías omitidas de los beneficiaderos, las cuales se pueden identificar separadamente gracias a la dimensión de panel del modelo. El coeficiente negativo de la variable dummy cooperativa confirma que hay algo estructural en los beneficiaderos de las cooperativas que se refleja en medidas de descuento muy bajas en comparación con las de los efectos fijos del resto de beneficiaderos.

Volviendo al Cuadro 7, las regiones Coto Brus (zcot), San Isidro/El General (zgen) y Sarapiquí (zsar) tienen coeficientes positivos y significativos lo que implica que los beneficiaderos que están localizados en estas regiones más remotas de hecho reportan medidas de descuento específicas del beneficiadero que son US\$0,17/kilo, US\$0,20/kilo y US\$0,32/kilo superiores a las de los beneficiaderos localizados en el Valle Central, respectivamente. Lo mismo es cierto para Cartago (zcar) y Turrialba (ztur). Aparte de Cartago, en donde los beneficiaderos muestran medidas de descuento de efectos fijos superiores en US\$0,15/kilo, las regiones adyacentes al Valle Central tienen coeficientes que no son significativos, lo que muestra que sus medidas de descuento específicas para el beneficiadero no son estadísticamente diferentes de las de los beneficiaderos del Valle Central. Esto también es cierto para Guanacaste, la región cafetera más remota, en donde se concentra la intervención del Comercio Justo. El coeficiente estimado para la dummy regional de Guanacaste (zgua) no es significativamente diferente de cero, lo cual significa que los beneficiaderos localizados en esta zona no tienen medidas de descuento de fallas de mercado de efectos fijos específicas del beneficiadero significativamente diferentes de las del Valle Central, a pesar de su aislamiento y potencial monopsonístico. Puede ser tentado atribuir a este hecho un efecto Comercio Justo, en la medida en que seis de los diez beneficiaderos localizados en Guanacaste pasaron a manos del Comercio Justo. Sin embargo, recordemos que ya se han introducido controles para los efectos del Comercio Justo en las estimaciones de efectos fijos de la ecuación de primera etapa del Cuadro 6. Por lo tanto, no es sorprendente que las esti-

maciones de los efectos fijos específicos del beneficiadero para las plantas procesadoras de Guanacaste como un grupo, para antes y después de la presencia del Comercio Justo no resulten estadísticamente diferentes⁴⁸. Otra explicación más factible de la pobre determinación del coeficiente de Guanacaste es la existencia de correlación con la dummy para el estatus cooperativo. Seis de los diez beneficiaderos de esta región son cooperativas del Comercio Justo.

Resumen de los resultados empíricos

Al depurar los datos, la formulación de efectos fijos elimina las variables dummy geográfica y cooperativa, haciendo necesaria una regresión por mínimos cuadrados ponderados de segunda etapa, para capturar estos efectos. La imagen general que emerge es que las firmas integradas verticalmente, de propiedad extranjera (own), los beneficiaderos de propiedad del Comercio Justo (ft) y los beneficiaderos cooperativos (coop) tienen todos el efecto de disminuir las medidas de descuento en magnitudes que oscilan entre US\$0,05/kilo y US\$0,20/kilo. Se encuentra un impacto similar, pero un poco menor, para la proporción de shb en la cosecha y para el tiempo que el beneficiadero lleva en la muestra. Las firmas procesadoras que tienen muchos beneficiaderos en el país poseen mayores medidas de descuento y, con excepción de Guanacaste, los beneficiaderos más remotos registran mayores medidas de descuento que los del Valle Central.

Un punto de partida de las consecuencias de política que se pueden deducir del análisis empírico anterior, se basa en las pruebas de las hipótesis presentadas en la Sección VI. En primer lugar, las hipótesis (i) y (ii) implican que los

beneficiaderos no cooperativos con medidas de descuento mayores que las de los beneficiaderos cooperativos evidencian que se está ejerciendo el poder de mercado. Formalmente, esto es equivalente a la siguiente prueba:

Prueba de la hipótesis 1

$$H_0: \hat{\beta}_{coop} = 0$$

$$H_a: \hat{\beta}_{coop} < 0$$

Del Cuadro 7 se puede ver que el coeficiente estimado es menor que cero y estadísticamente significativo⁴⁹. Esto significa que la hipótesis nula de que los beneficiaderos cooperativos y no cooperativos tienen la misma medida de descuento es rechazada en favor de la hipótesis alternativa según la cual en promedio y *ceteris paribus*, los beneficiaderos cooperativos tienen una medida de descuento menor que la de los beneficiaderos no cooperativos. De acuerdo con el marco institucional para identificar la presencia de una falla de mercado, explicado en la Sección VI, esto se toma como evidencia de que a pesar de los esfuerzos de Icafé y de la Ley 2762, algunos beneficiaderos de Costa Rica ejercen poder de mercado.

El segundo resultado clave se refiere a la hipótesis sobre el efecto eficiencia del Comercio Justo. El coeficiente estimado para la variable dummy de Comercio Justo es significativo en la estimación de (7)⁵⁰. Recordemos que todos los beneficiaderos del Comercio Justo son también cooperativas. Como la variable dummy para las cooperativas no está presente en la estimación de los efectos fijos en primera etapa, la interpretación del estimador de efectos fijos del Comercio Justo indica que, en promedio y *ceteris paribus*, los beneficiaderos del Comercio Justo registran medidas de descuento que son inferiores en casi

48. El estadístico t para la diferencia entre las dos medias apoya la hipótesis nula de que no existen diferencias en los efectos fijos promedio para los beneficiaderos de Guanacaste a $-0,15$. No se realizaron pruebas más completas, como la de Chow para la separabilidad por dos razones. En primer lugar, en estimaciones previas no se pudo ser rechazar de manera consistente la hipótesis nula de la no separación de las muestras de datos. En segundo lugar, además del hecho de que la prueba simple de Chow para la separabilidad es inapropiada para los modelos de componente de varianza, como los modelos de efectos fijos, porque, por ejemplo, separar en función de la presencia del Comercio Justo daría lugar a que las variables de política del Comercio Justo fueran invariables en el tiempo para el período posterior a su intervención en el mercado y el modelo de efectos fijos no las estimaría.

49. Este resultado es robusto en todas las versiones de (7) y (8) estimadas usando mínimos cuadrados ordinarios pooled, 'between' y estimadores de efectos fijos (un conjunto completo de resultados se encuentra en Ronchi, 2005).

50. Este resultado sólo es cierto cuando se controla por los efectos fijos específicos para el beneficiadero en la formulación de efectos fijos de la ecuación (7). Los mínimos cuadrados ordinarios pooled y los estimadores 'between' para el coeficiente de Comercio Justo no son significativos (véase Ronchi, 2005).

US\$0,06/kilo⁵¹ a las de los beneficiaderos que no son del Comercio Justo, que no son propiedad de extranjeros y que sólo tienen una planta procesadora, *incluyendo otras cooperativas*. Si se mantiene el supuesto de que las cooperativas no ejercitan el poder de mercado, entonces otro efecto Comercio Justo tiene una interpretación de eficiencia. Este punto lo tocaremos de nuevo más adelante.

Finalmente, llama la atención que sólo cuando se controla por un cierto número de características de los beneficiaderos en la formulación de efectos fijos se puede discernir el efecto del Comercio Justo (véase la nota de pie de página 50). Este resultado puede intuirse: hay una cantidad de información específica del beneficiadero que simplemente se desconoce, tal como las proporciones de la cosecha según sus orígenes, la distribución exacta de los mercados de destino, el acceso a ciertos nichos de mercado, la proporción de café no maduro, el papel que juegan otras organizaciones no gubernamentales y otras intervenciones, etc. Por esta razón la formulación de efectos fijos es tan útil: se dice que es muy difícil identificar claramente los beneficios del Comercio Justo en un mercado de productos primarios en el cual intervienen multitud de actores y factores (Ronchi, 2002b), muchos de los cuales son desconocidos. Por lo tanto, la forma de aislar el efecto del Comercio Justo es haciendo estimaciones que controlen por estos efectos.

Hay un tercer resultado que emerge del análisis econométrico acá presentado y que puede ser importante para la política, tanto en términos generales como para la caracterización del 'efecto eficiencia' del Comercio Justo. Este tiene que ver con el coeficiente estimado para la variable dummy de propiedad extranjera, el cual es robusto y consistentemente negativo. En la estimación de la ecuación (7) bajo la formulación de efectos fijos, en promedio y *ceteris paribus*, los beneficiaderos de propiedad extranjera registran márgenes de descuento que son casi US\$0,20/

kilo inferiores que los de los beneficiaderos de propiedad doméstica, que sólo tienen una planta procesadora y que no son propiedad del Comercio Justo. Desconociendo, o no habiendo estimado, la curva de demanda del insumo café en cereza de las firmas de propiedad extranjera, es imposible concluir que éstas no están ejerciendo poder de mercado, pero es claro que los productores reciben menores descuentos por parte de estas firmas que por parte del grupo de control descrito anteriormente. No es inconcebible que buena parte de este resultado pueda atribuirse a la mayor eficiencia de estas firmas. Este es un hallazgo interesante porque contradice la conclusión que se saca con frecuencia en los análisis de la cadena de valor del café según la cual las multinacionales son las responsables de la disminución en la participación de los retornos a los campesinos caficultores y de la tendencia decreciente de los mismos. Más aún, el efecto Comercio Justo puede ser interpretado con base en este resultado y en los coeficientes estimados de las cooperativas, de la siguiente manera: si el coeficiente estimado para las cooperativas se ve como el 'efecto de no poder de mercado', entonces una forma de entender el papel del Comercio Justo como política de desarrollo es probar si el 'efecto Comercio Justo' es elevar los niveles de eficiencia de las cooperativas a aquellos niveles de los que sólo gozan los beneficiaderos de propiedad extranjera, integrados verticalmente. Consideren la siguiente hipótesis:

Hipótesis 2

$$H_0: \beta_{ft} + \beta_{coop} - \beta_{own} = 0$$

$$H_a: \beta_{ft} + \beta_{coop} - \beta_{own} \neq 0$$

La prueba F relevante es $F(1,2221) = 0,11$ y la hipótesis nula no puede ser rechazada. Parecería que el efecto del Comercio Justo sobre las cooperativas es exactamente equivalente al efecto de la integración vertical y de la propiedad extranjera sobre los beneficiaderos no cooperativos de propiedad doméstica.

51. Es importante recordar que esta disminución en la medida de descuento no se debe al mayor precio pagado por el Comercio Justo (US\$1,26/lb) porque las cifras de p^* en $(p^* - p^*_n)$ no incluyen la prima del Comercio Justo. Por lo tanto, cualquier efecto debe ser atribuido a otros efectos del Comercio Justo como la construcción de capacidad organizacional, la asistencia técnica para la exportación, el apoyo organizacional, acceso a liquidez o crédito etc.

VIII. CONSECUENCIAS DE POLÍTICA

La conexión de las actividades de las organizaciones no gubernamentales de Comercio Justo con otras esferas de la formulación de política hace que sea interesante evaluar el papel de este movimiento en la superación de los factores de mercado que limitan los retornos de los productores en los productos primarios comerciados internacionalmente, como el café. Usando series de cifras originales, recogidas en trabajo de campo, este trabajo evalúa la justificación de la intervención del Comercio Justo en el mercado del café en cereza en Costa Rica como medio para superar el poder de mercado y, en términos más amplios, se evalúa el 'efecto Comercio Justo'. Esta evaluación tiene lugar en el contexto del enfoque de la economía de la información para el desarrollo, la cual toma las causas subyacentes de la crisis que han enfrentado los productores como centro de la política correctiva. Habiendo identificado como causas principales de la baja participación de los productores en los precios del café la existencia de poder de mercado y la falta de capacidad de las organizaciones de productores, se evalúa el Comercio Justo estableciendo el alcance de estos problemas en Costa Rica y se mide el efecto de este movimiento en su superación. Los resultados econométricos de esta evaluación también tienen implicaciones sobre la política del gobierno de Costa Rica y otras iniciativas relacionadas, y para informar sobre la efectividad potencial de las políticas de los productos primarios a escala internacional. En esta sección se discuten las implicaciones de los resultados empíricos sobre estas tres áreas de política.

Implicaciones de política para Costa Rica

El trabajo de cifras que se describió brevemente en una sección anterior permitió la construcción de series de variables continuas de $(p^* - p_R^*)$, que miden el descuento de los precios al productor con respecto al nivel prevaleciente en el punto donde se minimizan los costos promedio de procesamiento en competencia perfecta. Como tal, esta medida informa potencialmente sobre

ineficiencia a escala y poder de mercado. Al mantener los supuestos razonables de que las cooperativas no ejercen poder de mercado, que son estrictamente más ineficientes a escala y por lo menos tan ineficientes en la producción como las firmas no cooperativas, la existencia de beneficiaderos/exportadores con medidas de descuento más altas que las de las cooperativas es tomada como evidencia de la existencia de poder de mercado. Los resultados de la sección anterior indican que los beneficiaderos de las cooperativas tienen, de hecho, menores medidas de descuento que los beneficiaderos no cooperativos y que los que poseen una sola planta; estas medidas de descuento son robustas y estadísticamente significativas. En otras palabras, a pesar de los esfuerzos de la legislación, parece que los beneficiaderos/exportadores de Costa Rica pueden aún ejercer poder de mercado.

Entonces, una de las contribuciones de este análisis es revelar la existencia de un grupo de beneficiaderos que pueden fijar precios al productor a niveles más bajos que los que pueden explicarse por la ineficiencia a escala y la recuperación de costos. Esto no quiere decir que el comportamiento de los descuentos de los beneficiaderos en función de la recuperación de los costos no vaya en detrimento de los productores. Por el contrario, en primera instancia, esto justifica la preocupación de la legislación nacional y la intervención del Comercio Justo en el poder de mercado de los beneficiaderos. Sólo identificando el poder de mercado por conducto de los beneficiaderos cooperativos se puede evaluar el comportamiento del gobierno y la intervención del Comercio Justo en este aspecto. El procedimiento para la identificación del poder de mercado que se aplicó en este trabajo no permite identificar cada incidencia del poder de mercado sino sólo de manera general que, en promedio y *ceteris paribus*, éste existe entre por lo menos un grupo específico de beneficiaderos. Por ejemplo es totalmente factible que existan beneficiaderos más eficientes cuyo margen de poder de mercado sea menor que la ineficiencia relativa de las cooperativas y por lo tanto no sea posible identificarlos en el análisis. Como tal, los resultados

no pueden guiar las medidas correctivas de Icafé, las cuales están orientadas hacia los beneficiaderos; éstos sólo pueden indicar las características generales de los beneficiaderos que parecen conducir al ejercicio del poder de mercado. Los coeficientes robustos y significativos de las variables dummy de tiempo también ofrecen una clave sobre los factores que contribuyen al comportamiento del descuento. Específicamente, los mayores descuentos ocurren en épocas de auge (es decir, en años de picos de precios), lo cual indica que en el corazón de la 'falla del gobierno' para mitigar el poder de mercado, está un problema de información.

Se ha dicho que los descuentos observados también pueden ocurrir cuando las firmas tratan de recuperar costos que están por encima del nivel prevaleciente en la escala mínima eficiente (MES). Sin importar las razones por las cuales los beneficiaderos/exportadores puedan aplicar descuentos a los precios pagados a los productores, el mecanismo mediante el cual ellos hacen eso, registrando contratos de menor valor que el real, justifica la motivación de la Ley 2762 que es controlar el poder de mercado, aunque las razones para la existencia de ese poder de mercado no hayan sido señaladas. Se ha visto que durante el período de estudio Icafé no ha tenido los recursos de información para monitorear la autenticidad de los precios reportados de los contratos, de la misma manera que el trabajo de campo con los agricultores mostró que ellos no tienen información de mercado para monitorear los precios a los cuales se vendió su cosecha. Sólo recientemente Icafé vino a identificar el papel crucial de la información en el desarrollo de nuevas herramientas más sofisticadas basadas en información de mercado actualizada. Finalmente, Costa Rica va por buen camino en sus objetivos de promover la inversión extranjera directa en el sector cafetero y orientar la regulación para sus productos primarios; el análisis econométrico indica que los beneficiaderos/exportadores de propiedad de multinacionales tienen medidas de descuento que son en promedio y *ceteris paribus*, unos US\$0,20/kilo menores que las del grupo de control constituido por los beneficiaderos de pro-

piedad doméstica, que sólo tienen una planta y no son firmas cooperativas.

El sistema regulatorio de Costa Rica es costoso porque descansa en estudios anuales, en el registro extensivo de contratos y en los procedimientos de cálculo de los precios al productor. Se podría argumentar que si la información es una pieza fundamental en el ejercicio del poder de mercado y de los descuentos de precios al productor, entonces los recursos legislativos estarían mejor gastados en ofrecer mayor información de mercado a los productores y en facilitar su movilidad para la venta de la cosecha. Por otra parte, este trabajo no da información (porque es imposible) sobre el comportamiento de los descuentos de precios al productor en ausencia de la Ley 2762. Lo que es cierto es que antes que controlar el poder de mercado o evitar que los productores subsidien los beneficiaderos ineficientes, la eficiencia de la política cafetera de Costa Rica mejoraría si se contara con mejor información sobre precios de los contratos para limitar los descuentos a los precios al productor.

Implicaciones de política para el Comercio Justo

¿Cuál es el papel del Comercio Justo en superar los factores de mercado que limitan los retornos de los productores de los bienes primarios comerciados internacionalmente, como el café? Los resultados de la sección anterior dan luces sobre la respuesta de este interrogante clave, en dos sentidos importantes. Primero, hasta el momento la ausencia de evidencia empírica ha dificultado evaluar, sobre una base no ideológica, la efectividad de las actividades de apoyo a las cooperativas que lleva a cabo el Comercio Justo. A partir del enfoque de la economía de la información, la política del Comercio Justo de apoyo a las cooperativas es efectiva sólo si sus acciones tienden a corregir las causas subyacentes en el problema de la baja participación de los productores en los mercados de productos primarios. Específicamente, la intervención del Comercio Justo en las cooperativas de caficultores está parcialmente orientada a mitigar el poder de

mercado. Como se argumentó anteriormente, por definición, las cooperativas no ejercen el poder de mercado, entonces la única manera de evaluar el rol del Comercio Justo en mitigar el poder de mercado es averiguando si existe alguna evidencia de que, en realidad, existe el poder de mercado. En caso de que no exista evidencia de poder de mercado, no se puede sacar dicha conclusión, a menos de que se sostenga que el Comercio Justo corrigió el poder de mercado a escala nacional. Si se da evidencia sobre el ejercicio del poder de mercado en Costa Rica, esto constituye una justificación para la intervención del Comercio Justo en superar esta falla de mercado. Dado que, por definición, todos los beneficiarios del Comercio Justo son cooperativas y el poder de mercado se ha identificado en relación con las cooperativas, una afirmación más fuerte puede ser tautológica. Lo que es claro es que los pequeños campesinos productores de café enfrentan poder de mercado para la venta de su producto, *inclusive en un país protector social como Costa Rica*. Esto permite generalizar los resultados a los productores de bienes primarios en países con contextos cooperativos y legislativos más débiles que Costa Rica. La efectividad del Comercio Justo, en atacar uno de los problemas que subyace en los bajos retornos a los productores, depende de qué tan responsable sea la operación que llevan a cabo las cooperativas, lo cual, en países donde la actividad solidaria es más débil, es parcialmente endógeno a los esfuerzos del Comercio Justo.

El segundo resultado importante tiene que ver con la identificación de un 'efecto Comercio Justo' significativo estadísticamente, separado del efecto cooperativo. El coeficiente estimado de efectos fijos para los beneficiarios del Comercio Justo ofrece evidencia de que, *ceteris paribus* y en promedio, el descuento asociado con los beneficiarios del Comercio Justo es menor que el de los beneficiarios de propiedad doméstica que tienen una sola planta procesadora, incluyendo otras cooperativas. Esto significa que existe un efecto Comercio Justo separado. Bajo el supuesto de que las cooperativas no se pueden engañar a ellas mismas, y que los beneficiarios

del Comercio Justo son cooperativas, una interpretación de este resultado es que el apoyo que el Comercio Justo le da a las cooperativas de Costa Rica resulta en un mejoramiento de su eficiencia a escala el cual reduce los descuentos en los precios pagados a los productores. Por ejemplo, uno de los principales determinantes de la eficiencia a escala en Costa Rica es el pago anticipado de un volumen suficiente de cosecha. Aunque las series de precios usadas para los análisis no incluyen la prima del Comercio Justo, la retención de una porción de esa prima por parte de Coocafé y sus cooperativas miembro (véase la sección V) puede permitirles ofrecer a las cooperativas la liquidez que necesitan para asegurar un volumen suficiente de cosecha. Igualmente, los proyectos sociales y de bienestar, iniciados y apoyados por las cooperativas del Comercio Justo, pueden promover la lealtad por parte de los productores, objetivo que otras cooperativas no han logrado alcanzar. Es evidente que los productores organizados en las cooperativas de Comercio Justo enfrentan menores descuentos en sus precios que quienes le venden sus cosechas a beneficiarios de propiedad doméstica, con sólo una planta procesadora, ya sea que hagan parte o no de la estructura cooperativa.

Implicaciones para la política de productos primarios

Las implicaciones de política de las secciones anteriores también ofrecen luces en cuatro sentidos importantes, sobre la 'nueva' política de bienes primarios para el café, descrita en la Sección III. En primer lugar, es claro que las políticas destinadas a aumentar las primas ganadas por los productores sólo son efectivas en la medida en que éstas sí pasen a manos de los productores. En segundo lugar, la evidencia sobre los descuentos en los niveles de precios al productor que existirían si todos los beneficiarios/exportadores estuvieran operando en su escala mínima eficiente apoya el énfasis de la nueva política sobre la eficiencia y la reducción de costos. Sin embargo, es importante notar que la evidencia en Costa Rica indica que no es cierto

que necesariamente los *agricultores* sean agentes ineficientes. En tercer lugar la existencia de un efecto 'Comercio Justo' separado indica que, de hecho, es posible desarrollar grupos de productores que sean relativamente eficientes y organizados. Se recordará que éste fue uno de los principales retos y críticas planteados por la nueva política de productos primarios. Por ejemplo, ¿cómo entregar a los productores herramientas basadas en el mercado para mitigar el riesgo de precio? El resultado de la sección anterior en el sentido de que la combinación de los efectos cooperativa y Comercio Justo es estadísticamente equivalente al efecto multinacional, puede ser interpretado como que el Comercio Justo hace por las cooperativas lo que las multinacionales hacen por las no cooperativas. En este sentido, el Comercio Justo tiene un importante rol potencial en el contexto de la nueva política y su búsqueda por nuevos 'vehículos de entrega' a los productores de sus herramientas de política. Finalmente, el resultado relacionado con los mayores retornos que, *ceteris paribus*, obtienen los productores que le venden a las firmas multinacionales integradas verticalmente en Costa Rica apoya el nuevo énfasis de la política en el respaldo a sociedades, tal como lo plantea la siguiente afirmación: «...lograr competitividad basada en calidad toma tiempo. Este proceso puede ayudarse mucho con sociedades y arreglos con el sector privado –incluyendo compañías extranjeras» (Varangis, *et al.*, 2003c, p. 45). Más aún, la estimación de un coeficiente de gran tamaño y con significancia estadística para la variable beneficiadero/exportador de propiedad multinacional en Costa Rica indica que, al contrario de la recomendación de política que emana de la literatura de la cadena de valor, la integración vertical de las firmas comerciales altamente concentradas en el procesamiento de café en Costa Rica de hecho ha aumentado los retornos de los productores de café.

IX. CONCLUSIONES Y ORIENTACIONES PARA FUTURAS INVESTIGACIONES

Los decrecientes y volátiles precios reales del café acarrearán por sí mismos una crisis de desarrollo

para una cuarta parte de los productores de bienes primarios agrícolas del mundo. Las causas globales para la crisis más reciente del café incluyen cambios estructurales permanentes en la oferta y la demanda. Con el colapso de los acuerdos internacionales de sustentación de precios, la política cafetera ha tomado nuevas direcciones. Específicamente, se ha visto que ésta está menos enfocada en 'corregir' los precios bajos y volátiles, y más orientada a permitir que los productores aumenten su participación en los retornos existentes y se puedan cubrir de la volatilidad. Además de desarrollar redes de seguridad social y promover la diversificación de algunas zonas cafeteras, las recomendaciones de política que emanan de los donantes multilaterales y de los principales grupos industriales se basan en las herramientas de manejo de riesgos. Estas también tratan de aumentar los retornos de los productores mediante la reducción de sus costos y el aumento en su acceso a mercados premium.

El movimiento del Comercio Justo también reconoce una serie de factores que reducen los retornos a los productores, los cuales justifican su intervención en los mercados de productos primarios. Al nivel de los países menos desarrollados, estos factores incluyen el poder de mercado en el momento de la venta de la cosecha, la falta de capacidad de los productores y sus organizaciones para acceder directamente al mercado y otras fallas de información y de capacidades. De esta manera, el Comercio Justo justifica su intervención, la cual no se queda sólo en el plano retórico, sino que se traduce en un activo y focalizado apoyo a las organizaciones cooperativas de productores. Por lo tanto, en su motivación y *modus operandi*, el Comercio Justo refleja elementos tanto de la nueva política internacional para los bienes primarios, como de las políticas de productos primarios más antiguas de los países menos desarrollados. Un ejemplo de estas últimas es la preocupación por el poder de mercado, que ha sido la motivación para el establecimiento de numerosas Juntas de Comercialización y acuerdos de precios en el sur. Ésta también fue la fuerza que motivó la elaboración del sistema regulatorio de la Ley 2762 para la

industria cafetera de Costa Rica. Usando series de datos originales recogidos en trabajo de campo, se evalúa el poder de mercado como justificación de la intervención del Comercio Justo en el mercado del café cereza en Costa Rica y el efecto Comercio Justo en términos más amplios. Los resultados del análisis informan simultáneamente sobre el papel del Comercio Justo y, en los casos en que éste interactúa con otras herramientas de políticas nacionales e internacionales, sobre el ambiente general de política del café.

Investigación futura

Para este trabajo se construyó un conjunto de cifras de panel, a nivel de firma del sector cafetero de Costa Rica, para 21 variables, cubriendo un período de 26 años. Los datos incluyen información sobre precios, cantidades y costos, y una variedad de características específicas del beneficiadero como: tamaño, localización geográfica, tipo de grano, y variables de organización industrial, de política y de impuestos. La disponibilidad de series de tiempo coherentes ofrece amplias posibilidades para investigación futura del sector cafetero de Costa Rica. Este trabajo entrega un conjunto de datos y una visión general sobre el comportamiento de los precios de venta de la cosecha y sus determinantes.

Recordemos que la pregunta que planteamos para esta investigación tenía un alcance más amplio que la medición del poder de mercado. Sin embargo, la medida utilizada en este análisis sólo informa sobre la existencia de poder de mercado de manera amplia. Es deseable que investigaciones futuras se dirijan específicamente hacia la medición del poder en el mercado de materias primas, no sólo porque el tema es importante en sí, sino también para verificar el procedimiento metodológico de identificación del poder de mercado utilizado en este trabajo (es decir la confianza en que las cooperativas son un punto de referencia de ineficiencia pero de honestidad).

Otras sugerencias para investigaciones futuras incluyen explícitamente modelar el proceso mediante el cual se escogen las cooperativas del

Comercio Justo. Aunque el trabajo empírico de este artículo ofrece una línea de base y una metodología para evaluar la intervención del Comercio Justo, vale la pena pensar en si se puede caracterizar la selección de las cooperativas del Comercio Justo y, algo importante, si esto es importante para la evaluación del Comercio Justo (véase también la nota de pié de página 46).

Finalmente, también es deseable extender este enfoque a otros mercados cafeteros o a los mercados de otros productos primarios, especialmente si las cifras identifican la presencia de firmas multinacionales, para determinar si es posible generalizar los resultados encontrados para el caso de Costa Rica, en cuanto al impacto sobre los productores de sus relaciones comerciales con las multinacionales. Ciertamente, el Comercio Justo y las multinacionales son unos compañeros extraños, pero la evidencia sugiere que la oposición de la literatura de la cadena de valor a las firmas multinacionales integradas verticalmente, sobre la base de su efecto sobre el bienestar de los productores de café, ha sido equivocada.

Conclusión

En resumen, el subdesarrollo no sólo es un problema de insuficiente dotación inicial de recursos sino más bien de organización de la economía en general y del comportamiento de los mercados en particular. Al poner como centro del análisis del desarrollo a la organización de la economía, y no al nivel específico de recursos, el enfoque de la economía de la información hace un llamado por «...un mejor entendimiento de la *macroeconomía* de los países menos desarrollados» (Stiglitz, 1989, p. 202). Esto quiere decir que si las fallas en el funcionamiento del mercado impiden el desarrollo, éste sólo puede alcanzarse con políticas que se centren específicamente en estas fallas.

Este trabajo evalúa empíricamente el papel de la intervención del Comercio Justo (sobre el precio de no Comercio Justo) en los mercados internacionales de productos primarios. Se identifican como causas subyacentes de las bajas participaciones de los productores de café en los

retornos de esta industria al ejercicio del poder de mercado y a la baja capacidad de los productores cafeteros de los países menos desarrollados. Por lo menos en estos aspectos la intervención del Comercio Justo es efectiva. Se encuentra que el apoyo que le presta a las cooperativas para mitigar el poder de mercado en Costa Rica no es equivocado. Los beneficiarios del Comercio Justo también aumentan los retornos de los agricultores elevando la eficiencia de sus organizaciones. Finalmente, es interesante el resultado encontrado en el sentido de que la suma del coeficiente que cuantifica el impacto de la organización cooperativa sobre los efectos fijos de los descuentos de los beneficiarios y el 'efecto Comercio Jus-

to' separado sobre los descuentos, no es estadísticamente diferente del coeficiente estimado para el efecto de las firmas multinacionales. Esto puede interpretarse como que el Comercio Justo hace por las cooperativas lo que la integración vertical de las firmas multinacionales hace por las firmas no cooperativas de propiedad doméstica. Si se acepta esta interpretación, entonces la decisión de apoyar al Comercio Justo o atraer más inversión extranjera directa requiere otra información sobre los costos y beneficios del Comercio Justo. Éste puede ser el tema de un estudio más amplio sobre el papel del Comercio Justo en el comercio de productos básicos transados internacionalmente, como el café.

Referencias bibliográficas

- Afriat, S. N. 1972. «Efficiency Estimation of Production Functions.» *International Economic Review*, 13, pp. 568-98.
- Akiyama, T. y P. Varangis. 1990. «The Impact of the International Coffee Agreement on Producing Countries.» *World Bank Economic Review*, 4, pp. 157-73.
- Allen, C. 1998. «An Empirical Model of Pricing, Market Share and Market Conduct: An Application to Import Competition in U.S. Manufacturing.» *The Manchester School*, 66:2, pp. 196-221.
- Appelbaum, E. 1982. «The Estimation of the Degree of Monopoly Power.» *Journal of Econometrics*, 19, pp. 287-99.
- Ardon, M. F. 1980. «El Café en cifras.» Icafé: San José.
- Arnade, C. y D. Pick. 2000. «Seasonal Oligopoly Power: The case of the US fresh fruit market.» *Applied Economics*, 32:8, pp. 969-77.
- Atkinson, S. E. y S. Kerkvliet. 1989. «Dual measures of monopoly and monopsony power: An application to regulated electric utilities.» *Review of Economics and Statistics*, 71, pp. 50-59.
- Azzam, A. 1997. «Measuring Market Power and Cost-Efficiency Effects of Industrial Concentration.» *The Journal of Industrial Economics*, 45:4, pp. 377-86.
- Azzam, A. y E. Pagoulatos. 1990. «Testing Oligopolistic and Oligopsonistic Behaviour: An application to the US Meat-Packing Industry.» *Journal of Agricultural Economics*, 41:3, pp. 362-70.
- Azzam, A. y J. Schroeter. 1991a. «Implications of Increased Regional Concentration and Oligopsonistic Coordination in the Beef Packing Industry.» *Western Journal of Agricultural Economics*, 16, pp. 374-81.
- . 1991b. «Marketing Margins, Market Power, and Price Uncertainty.» *American Journal of Agricultural Economics*, pp. 990-99.
- Bain, J. S. 1951. «Relation of Profit Rate to Industry Concentration: American Manufacturing, 1936-1940.» *Quarterly Journal of Economics*, 65, pp. 293-324.
- Bebbington, A. y J. Farrington. 1993. «Governments, NGOs and Agricultural Development: Perspectives on changing inter-organisational relationships.» *The Journal of Development Studies*, 29:2, pp. 199-219.
- Bettendorf, L. y F. Verboven. 2000. «Incomplete Transmission of Coffee Bean prices: Evidence from the Netherlands.» *European Review of Agricultural Economics*, 27:1, pp. 1-16.
- Bienabe, E., C. Coronel, J.-F. LeCoq, y L. Liagre. 2004. «Linking Smallholder Farmers to Markets: Lessons learned from the literature review and analytical review of selected projects.» The World Bank: Washington, D.C.
- Bohman, M., L. Jarvis, y R. Barichello. 1996. «Rent Seeking and International Commodity Agreements: The case of coffee.» *Economic Development and Cultural Change*, 44:2, pp. 379-402.
- Braverman, A. y L. J. Gausch. 1986. «Rural Credit Markets and Institutions in Developing Countries: Lessons for Policy Analysis from practice and Modern Theory.» *World Development*, 14:10/11, pp. 1253-67.
- Bresnahan, T. 1981. «Departures from Marginal Cost Pricing in the American Automobile Industry.» *Journal of Econometrics*, 17, pp. 201-27.
- . 1982. «The Oligopoly Solution is Identified.» *Economic Letters*, 10, pp. 87-92.
- . 1989. «Empirical Studies of Industries with Market Power,» in *Handbook of Industrial Organization*. R. Schmalensee y R. D. Willig eds: Elsevier Science Publishers B.V., pp. 1012-57.
- Bulow, J. I. y P. Pfleiderer. 1983. «A Note on the Effect of Cost Changes on Prices.» *Journal of Political Economy*, 91:1, pp. 182-85.
- Buschena, D. y J. M. Perloff. 1991. «The Creation of Dominant Firm Market Power in the Coconut Oil Export Market.» *American Journal of Agricultural Economics*, 73:4, pp. 1000-08.
- Cardenas, M. 1994. «Stabilization and Redistribution of Coffee Revenues: A political economy model of commodity marketing boards.» *Journal of Development Economics*, 44, pp. 351-80.
- Cashin, P., H. Liang, y C. J. McDermott. 2000. «How Persistent are Shocks to World Commodity prices.» *IMF Staff Papers*, 47, pp. 175-99.
- CEPA. 2004. «Homogeneity and Euler's Theorem.» Center for Economic Policy Analysis, New School University. <http://cepa.newschool.edu>.
- CFC. 2001. «The role of Commodities in the LDCs.» Common Fund for Commodities (CFC): Geneva.
- CRED. 2004. «Country Profile for Natural Disasters: Costa Rica.» Centre for Research on the Epidemiology of Disasters. <http://www.em-dat.net/disasters/Visualisation/profiles/natural-table-embedat.php?country=Costa%20Rica>.
- Cuddington, J. T. y C. M. Urzua. 1989. «Trends and Cycles in the Net Barter Terms of Trade: A new approach.» *Economic Journal*, 99:426-442.
- de Graff, J. 1986. *The Economics of Coffee*. Wageningen: Centre for Agricultural Publishing and Documentation.
- Dehn, J., C. L. Gilbert, y P. Varangis. 2003. «Commodity Price Volatility,» in *Volatility and Its Consequences for Crises and Growth: A Handbook for Practitioners*. B. Pinto ed. Washington D.C.: The World Bank.

- Demsetz, H. 1974. «Two Systems of Belief about Monopoly», in *Industrial Concentration: The new learning*. Eds. H.J. Goldschmid, H.M. Mann y J.F. Weston. Boston: Little Brown, pp. 164-184.
- Dorin, B. 2003. «From Ivorian Cocoa Bean to French Dark Chocolate Tablet: Price transmission, value sharing and North/South competition policy.» CIRAD: Paris.
- Driscoll, P. J., M. S. Kambhampaty, y W. D. Purcell. 1997. «Nonparametric Tests of Profit Maximization in Oligopoly with Application to the Beef Packing Industry.» *American Journal of Agricultural Economics*, 79, pp. 872-79.
- Durham, C. y R. J. Sexton. 1992. «Oligopsony Potential in Agriculture: Residual Supply Estimation in California's Processing Tomato Market.» *American Journal of Agricultural Economics*, November.
- ECLAC. 2001. «Centroamerica: El impacto de la caída de los precios del café.» Economic Commission for Latin America and the Caribbean: México.
- EFTA. 1995. *Fair Trade Yearbook 1995*. Maastricht: European Fair Trade Association.
- 2001. *Fair Trade Yearbook: Challenges of Fair Trade 2001-2003*. Salzburg: European Fair Trade Association.
- EIU. 1991. «Coffee to 1995: Recovery without crutches.» Economist Intelligence Unit: London.
- 1998. «Country Profile: Costa Rica.» Economist Intelligence Unit: London.
- Fachamps, M., R. Vargas Hill, A. Kaudha, and R. W. Nsibirwa. 2002. «The Transmission of International Commodity Prices to Domestic Producers.» *World Bank Working Paper*.
- Fitter, R. y R. Kaplinsky. 2001. «Who gains from product rents as the coffee market becomes more differentiated? A value-chain analysis.» *IDS Bulletin*, 32:3, pp. 69-82.
- FINE. 2005. *Fairtrade in Europe in 2005*. Brussels: Fairtrade Advocacy Office.
- Gallet, C. A. 1996. «Mergers and Market Power in the US Steel Industry.» *Applied Economic Letters*, 3:4, pp. 221-23.
- Garro, P. A. 2000. «Diagnóstico del sistema actual de comercialización de café en Costa Rica.» ICAFE: San José.
- Gereffi, G. 1994. «The Organization of Buyer-Driven Global Commodity Chains: How US Retailers Shape Overseas Production Networks,» en *Commodity Chains and Global Capitalism*. G. Gereffi y M. Korzeniewicz eds. Westport: Greenwood Press.
- Gilbert, C. L. 1995. «International Commodity Control: Retrospect and Prospect.» *The World Bank Policy Research Working Paper*, 1545.
- 2002. «Commodity Risk Management: Preliminary lessons from the International Task Force,» in *Resource Management in Asia Pacific Developing Countries*. R. Garnault ed. Canberra: Asia Pacific Press.
- 2003. «Trends and Volatility in Agricultural Commodity Prices.» *Symposium on State of Research and Future Directions in Agricultural Commodity Markets and Trade*: Roma.
- Giovannucci, D. y F. J. Koekoek. 2003. *The State of Sustainable Coffee: A study of twelve major markets*. Philadelphia: DPG.
- Green, E. y R. H. Porter. 1984. «Noncooperative Collusion under Imperfect Information.» *Econometrica*, 57, pp. 87-100.
- Grilli, E. R. y M. C. Yang. 1988. «Primary Commodity Prices, Manufactured Goods Prices and the Terms of Trade of Developing Countries: What the long run shows.» *World Bank Economic Review*, 2, pp. 1-47.
- Hall, R. E. 1988. «The Relationship between Price and Marginal Cost in U.S. Industry.» *Journal of Political Economy*, 96, pp. 921-47.
- Hanoch, G. y M. Rothschild. 1972. «Testing the Assumptions of Production Theory.»
- Hazell, P. B. R., M. Jaramillo, y A. Williamson. 1990. «The Relationship Between World Price Instability and the Prices Farmers Receive in Developing Countries.» *Journal of Agricultural Economics*, 41:2, pp. 227-40.
- Hazell, P. B. R. 2000. «Could Futures Market Help Growers Better Manage Coffee Price Risks in Costa Rica?» *EPTD Discussion Papers*.
- Herrmann, R. y R. J. Sexton. 1999. «Redistributive Implications of a Tariff-rate Quota Policy: How Market Structure and Conduct Matter.» *Discussion Papers in Agricultural Economics (University of Geissen)*, 52.
- Hoff, K., A. Braverman, y J. E. Stiglitz eds. 1993. *The Economics of Rural Organization*. Oxford: Oxford University Press.
- Hoffman, A. C. 1940. *Large Scale Organization in the Food Industry*. Washington, D.C.: US Government Printing Office.
- Hyde, C. E. y J. M. Perloff. 1994. «Can Monopsony Power be Estimated?» *American Journal of Agricultural Economics*, 76, pp. 1151-55.
- IADB, World Bank y USAID. 2002. «Managing the Competitive Transition of the Coffee Sector in Central America.» Paper presented at *The Coffee Crisis and its impact in Central America* Regional Workshop. Antigua: Guatemala.
- Icafé. 1991. «Informe sobre la actividad cafetalera de Costa Rica 1991.» Instituto de Café de Costa Rica: San José.
- Icafé. 1976. «Informe de Labores: 1975.» Instituto de Café de Costa Rica: San José.
- 1977. «Informe de Labores: 1976.» Instituto de Café de Costa Rica: San José.
- 1978. «Informe de Labores: 1977.» Instituto de Café de Costa Rica: San José.
- 1980. «Informe de Labores 1981.» Instituto de Café de Costa Rica: San José.
- 1983. «Informe de Labores 1982.» Instituto de Café de Costa Rica: San José.
- 1984. «Informe de Labores 1983.» Instituto de Café de Costa Rica: San José.
- 1985. «Informe Anual de Labores 1984.» Instituto de Café de Costa Rica: San José.
- 1986. «Informe de Labores 1985.» Instituto de Café de Costa Rica: San José.
- 1987. «Informe Anual de Labores 1986.» Instituto de Café de Costa Rica: San José.
- 1988. «Informe Anual de Labores 1987.» Instituto de Café de Costa Rica: San José.
- 1990. «Informe Anual de Labores 1989.» Instituto de Café de Costa Rica: San José.
- ICO. 1997. «Coffee Profile: Costa Rica.» International Coffee Organisation: Londres.
- Just, R. E. y W. S. Chern. 1980. «Tomatoes, Technology and Oligopoly.» *Bell Journal of Economics*, 11:2, pp. 584-602.
- Kadiyali, V., K. Sudhir, y R. R. Vithala. 2001. «Structural analysis of competitive behavior: New Empirical Industrial Organization methods in marketing.» *International Journal of Research in Marketing*, 18, pp. 161-86.
- Kaplinsky, R. 2003. «How can agricultural commodity producers appropriate a greater share of value chain incomes?» *The State of Research and Future Directions in Agricultural Commodity Markets and Trade*. FAO: Roma.
- Lau, L. J. 1981. «On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data.» *Economic Letters*, 10, pp. 93-99.
- Leclair, M. S. 2002. «Fighting the Tide: Alternative trade organizations in the era of global free trade.» *World Development*, 30:6, pp. 949-58.
- Lopez, R. A. y Z. You. 1993. «Determinants of Oligopsony Power: The Haitian Coffee Case.» *Journal of Development Economics*, 41, pp. 275-84.
- Loch, B. 1999. «Le complexes café-cacao de la Côte d'Ivoire.» University Montpellier: Montpellier.
- Luo, G. Y. 2002. «Mutual Fund Fee-Setting, Market Structure and Mark-Ups.» *Economica*, 69:274, pp. 245-71.
- MacMillan, M., D. Rodrik, and K. H. Welch. 2002. «When Economic Reform Goes Wrong: Cashews in Mozambique.» *NBER Working Paper Series*, 9117.
- Martine, G. 1999. «Population, poverty and vulnerability: Mitigating the effects of natural disasters, Part 1.» Food and Agricultural Organisation. <http://www.fao.org/sd/wpdirect/wpan0042.htm>.

- Max Havelaar. 1998. «Some Coffee Statistics.» Max Havelaar Netherlands: Bonn.
- McCorrison, S. 1993. «The Welfare Implications of Oligopoly in Agricultural Input Markets.» *European Review of Agricultural Economics*, 20, pp. 1-17.
- . 2002. «Why should imperfect competition matter to agricultural economists?» *European Review of Agricultural Economics*, 29:3, pp. 349-71.
- . 2003. «Imperfect Competition and International Agricultural Commodity Markets.» Paper presented at the *State of Research and Future Directions in Agricultural Commodity Markets and Trade Conference*. FAO: Roma.
- McCorrison, S. y I. M. Sheldon. 1996. «The Effects of Vertical markets on Trade Policy Reform.» *Oxford Economic Papers*, 48.
- McIntire, J. y P. Varangis. 1999. «Reforming Cote d'Ivoire Cocoa Marketing and Pricing System.» *The World Bank Policy Research Working Paper*, 2081.
- Mendoza, R. 1996. «Developing Institutional Change: A comparative study of coffee production/distribution chains in Nicaragua and UK.» *Institute of Development Studies*. University of Sussex: Brighton.
- Milgrom, P. y J. Roberts. 1992. *Economics, Organization and Management*. London: Prentice Hall.
- Mosheim, R. 2002. «Organizational Type and Efficiency in the Costa Rican Coffee Processing Sector.» *Journal of Comparative Economics*, 30, pp. 296-316.
- Mundlak, Y. y D. F. Larson. 1992. «On the transmission of world agricultural prices.» *The World Bank Economic Review*, 6:3, pp. 399-422.
- Murray, D., L. T. Reynolds, y P. L. Taylor. 2003. *One Cup at a Time: Poverty alleviation and Fair Trade coffee in Latin America*. Colorado State University.
- NEWS, N. o. E. W. 2005. «Data about Fairtrade Sales.» NEWS. <http://www.worldshops.org/fairtrade/factsandfigures/turnover.html>.
- Nicholls, W. H. 1941. *A Theoretical Analysis of Imperfect Competitions with Special Application to the Agricultural Industries*. Ames, Iowa: Iowa State College Press.
- Oxfam. 2001a. «And What About Commodity Prices?» Oxfams-Wereldwinkels V.Z.W.: Gent.
- . 2001b. «The impact of falling coffee prices on small coffee farmers: The point of view of OXFAM, a development NGO.» Oxfam: Londres.
- Pelupessy, W. 1999. «Coffee in Cote d'Ivoire and Costa Rica: National and Global Aspects of Competitiveness.» in *Agricultural Marketing in Tropical Africa: Contributions from the Netherlands*. H. L. v. d. L. a. A. v. T. T. Dijkstra ed. Aldershot: Ashgate Publishing Limited, pp. 109-31.
- Pelupessy, W. y E. van Tilburg. 1994. «El Mercado Solidario de Cafe y el Pequeno Productor en Centroamerica.» in *Crisis y Perspectivas del Cafe Latinoamericano*. M. K. Samper ed. San Jose: ICAFE, pp. 239-59.
- Piepel, K., R. Koppe, y K. H. Spiegel eds. 2000. *Development Impact of Fair Trade: Contributions for discussion*. Stuttgart: Miseror-MVG.
- Ponte, S. 2002a. «Brewing a bitter cup? Deregulation, quality, and the re-organization of the coffee marketing chain in East Africa.» *Journal of Agrarian Change*, 2:2, pp. 248-72.
- . 2002b. «The 'Latte Revolution'? Regulation, Markets and Consumption in the Global Coffee Chain.» *World Development*, 30:7, pp. 1099-122.
- Powell, A. 1991. «Commodity and Developing Country Terms of Trade: What does the long run show?» *Economic Journal*, 101, pp. 1458-96.
- Quiroz, J. y R. Soto. 1995. «International Price Signal in Agricultural Prices: Do governments care?» *Unpublished*.
- Raper, K., H. A. Love, y C. R. Shumway. 1998. «Distinguishing the Source of Market Power: An application to cigarette manufacturing.» *Faculty Paper Series*, 98:17.
- . 2000. «Determining Market Power Exertion Between Buyers and Sellers.» *Journal of Applied Econometrics*, 15, pp. 225-52.
- Rapor, K. y C. Noelke. 2004. «Determining market power exertion between buyers and sellers: Are nonparametrics a viable alternative?» *Applied Economics*, 36, pp. 2265-74.
- Reynolds, L. T. 2004. «Fair Trade Coffee: Building producer capacity via global networks.» *Journal of International Development*, 16, pp. 1109-21.
- Renard, M. 2003. «Fair Trade: Quality, market and conventions.» *Journal of Rural Studies*, 19, pp. 87-96.
- Roeger, W. 1995. «Can Imperfect Competition Explain the Difference between Primal and Dual Productivity Measures? Estimates for US Manufacturing.» *Journal of Political Economy*, 103, pp. 316-30.
- Rogers, R. T. y R. J. Sexton. 1994. «Assessing the Importance of Oligopsony Power in Agricultural Markets.» *American Journal of Agricultural Economics*, 76, pp. 1143-50.
- Ronchi, L. 2002a. «The Impact of Fair Trade on Producers and their Organisations: A case study with Coocafe in Costa Rica.» *PRUS Working Paper No. 11: 27*. Poverty Research Unit at Sussex: Falmer, Brighton.
- . 2002b. *Monitoring Impact of Fairtrade Initiatives: A case study of Kuapa Kokoo and the Day Chocolate Company*. London: Twin.
- Ronchi, L. 2005. *Fairtrade and Market Failures in International Commodity Trade*. Brighton: University of Sussex DPhil Thesis.
- Rotemberg, J. y G. Saloner. 1986. «A Supergame-Theoretic Model of Business Cycles and Price Wars During Booms.» *American Economic Review*, 76, pp. 390-407.
- Saxonhouse, G. R. 1977. «Regressions from Samples Having Different Characteristics.» *Review of Economics and Statistics*, 59:2, pp. 234-37.
- Scandizzo, P. L. y D. Diakosawas. 1987. *Instability in the Terms of Trade of Primary Commodities, 1900-1982*. Rome: FAO.
- Schroeter, J. 1988. «Estimating the Degree of Market Power in the Beef Packing Industry.» *Review of Economics and Statistics*, 70, pp. 158-62.
- Sexton, R. J. 1990. «Imperfect Competition in Agricultural Markets and the Role of Cooperatives: A spatial analysis.» *American Journal of Agricultural Economics*, 72:3, pp. 709-20.
- . 2000. «Industrialization and Consolidation in the U.S. Food Sector: Implications for competition and welfare.» *American Journal of Agricultural Economics*, 82:5, pp. 1087-104.
- Stiegert, K. W., A. Azzam, y B. W. Brorsen. 1993. «Markdown Pricing and Cattle Supply in the Beef Packing Industry.» *American Journal of Agricultural Economics*, 75, pp. 549-58.
- Stiglitz, J. E. 1989. «Market, Market Failures and Development.» *American Economic Review*, 79:2, pp. 197-203.
- Strong, C. 1997. «The Role of Fair Trade Principles within Sustainable Development.» *Sustainable Development*, 5, pp. 1-10.
- Sumner, D. 1981. «Measurement of Monopoly Behavior: An Application to the Cigarette Industry.» *Journal of Political Economy*, 89:5, pp. 1010-19.
- Talbot, J. M. 1997a. «The Struggle for control of a commodity chain: Instant coffee from Latin America.» *Latin American Research Review*, 32:2, pp. 117-35.
- . 1997b. «Where Does Your Coffee Dollar Go?: The Division of Income and Surplus along the Coffee Commodity Chain.» *Studies in Comparative International Development*, 32:1, pp. 56-91.
- Tallontire, A. 2002. «Challenges Facing Fair Trade.» *Small Enterprise Development*, 13:3, pp. 12-24.
- TechnoServe. 2003. «Business Solutions to the Coffee Crisis.» *Symposium on the State of Research and Future Directions in Agricultural Commodity Markets and Trade*. FAO: Roma.
- Tomek, W. G. y K. L. Robinson. 1990. *Agricultural Product Prices*. Londres: Cornell University Press.
- Torres, M. 1978. «Análisis económico de los costos de beneficiado en tres tamaños de beneficio y tipos de cafe.» Icafé: San José.
- . 1982. «Estudio analítico de los costos de beneficiado en tres tamaños de beneficio y siete tipos de café: cosecha 1979-1980.» Icafé: San José.
- . 1983. «Investigación económica de lo costos de beneficiado en tres tamaños de beneficio y siete tipos de café: Cosecha 1980-1981.» Icafé: San José.
- Transfair, C. 2004. «About Fairtrade.» Transfair Canada. <http://www.transfair.ca/en/fairtrade/>.
- Tyagi, R. K. 1999. «A Characterization of Retailer Response to Manufacturer Trade Deals.» *Journal of Marketing Research*, 36:10, pp. 510-16.

-
- Varangis, P., U. Hess, y E. Bryla. 2003a. «Innovative Approaches for Managing Agricultural Risks,» en *Agribusiness and Commodity Risk: Strategies and management*. N. Scott ed. Londres: Risk Books, pp. 83-102.
- Varangis, P. y B. Lewin. 2003b. «Approaches to Managing Coffee Price Risks.» *Symposium on the State of Research and Future Directions in Agricultural Commodity Markets and Trade*. FAO: Roma.
- Varangis, P., P. Siegel, D. Giovannucci, y B. Lewin. 2003c. «Dealing with the Coffee Crisis in Central America.» *World Bank Policy Research Working Paper*, 2993.
- Varian, H. 1983. «Non-parametric Tests of Consumer Behaviour.» *Review of Economic Studies*, 50, pp. 99-110.
- . 1984. «The Non-parametric Approach to Production Analysis.» *Econometrica*, 52, pp. 579-97.
- . 1985. «Non-parametric Analysis of Optimizing Behavior with Measurement Error.» *Journal of Econometrics*, 30:445-458.
- Wann, J. J. y R. J. Sexton. 1992. «Imperfect Competition in Multiproduct Food Industries with Application to Pear Processing.» *American Journal of Agricultural Economics*, noviembre, pp. 980-90.
- Wollni, M. 2006. Farmers' Participation in Specialty Markets: The case of coffee in Costa Rica. PhD Thesis. University of Goettingen. *a publicarse próximamente*.
- World Bank, 1990. «Policy Responses to the Collapse of World Coffee Prices: The cases of Costa Rica, Mexico and El Salvador.» The World Bank: Washington, D.C.