



Escuela de Economía y Finanzas

Documentos de trabajo

Economía y Finanzas

Centro de Investigación
Económicas y Financieras

No. 13-21
2013

**Tasa de cambio real y recomposición
sectorial en Colombia**

Goda, Thomas; Torres, Alejandro



Tasa de cambio real y recomposición sectorial en Colombia

*Thomas Goda y Alejandro Torres**

Resumen

Este trabajo analiza el impacto del boom minero-energético experimentado por la economía colombiana en el período 2004-2012 sobre la tasa de cambio real y la participación de los sectores manufacturero e industrial. Para ello se introduce el concepto de “Enfermedad holandesa extendida”, que considera la posible apreciación de la tasa de cambio real no sólo por los efectos tradicionales de “relocalización” y “gasto”, sino además por la entrada masiva de capitales para financiar la explotación de estos sectores. Los resultados empíricos demuestran, por un lado, que la Inversión Extranjera Directa y los Flujos de Portafolio efectivamente generaron una sobreapreciación de la tasa de cambio real que afectó la competitividad de los demás sectores, disminuyendo en consecuencia su participación en el PIB.

Palabras claves: enfermedad holandesa; flujos de capital; desindustrialización; modelos ARDL; Colombia

JEL clasificaciones: F4; O13; O14; O54

* Universidad EAFIT, Escuela de Economía y Finanzas; Carrera 49 Número 7 Sur 50, Medellín, Colombia; e-mail: tgoda@eafit.edu.co, atorres7@eafit.edu.co. Los autores agradecen la asistencia de investigación de Natalia Gaviria, estudiante del Programa de Economía de la misma universidad.

1. Introducción

Colombia ha experimentado un proceso de crecimiento acelerado durante la última década del nuevo siglo, que la ha posicionado a nivel internacional como una ‘nueva economía emergente’. Como resultado, se han producido mejoras significativas en las condiciones de vida de su población y en los indicadores de pobreza, aumentos en las coberturas de salud y educación. Al mismo tiempo, se ha capturado la atención de inversionistas de todo el mundo, que buscan aprovechar el aumento de sus mercados, el ascenso de su clase media y, en general, las mayores oportunidades que ofrece el país en términos de rentabilidad.

Las explicaciones para este nuevo repunte son variadas, como la mayor estabilidad macroeconómica, integración comercial y financiera, y ambiciosos programas de inversión pública. Sin embargo, cada vez llama más la atención el papel del aumento en la explotación de los recursos naturales, especialmente ligados a los sectores mineros y energéticos, impulsado por el fuerte incremento de precios internacionales de las *commodities*. En efecto, la producción petrolera y de carbón se multiplicó por dos entre 2002-2012, mientras la de oro lo hizo por seis (DANE, 2012).

Aunque varios países de la región experimentan un *boom* similar, como es el caso de Bolivia, Brazil o Venezuela, por citar algunos, un aspecto particular del caso colombiano es que la explotación de estos sectores ha estado financiada en gran medida con recursos internacionales, bien sea a través de Inversión Extranjera Directa (IED), flujos de portafolio (FP) o préstamos, ya que una parte importante de las compañías productoras son extranjeras o actúan en consorcio con compañías nacionales (como es el caso de Ecopetrol para la producción de petróleo).

Una de las preguntas que surge a raíz de esta dinámica, es la conveniencia de basar el crecimiento económico de un país en los sectores primarios, especialmente en términos de su sostenibilidad a largo plazo. Los partidarios de la llamada ‘maldición de los recursos naturales’, cuestionan la posibilidad real de desarrollo que puede tener un país al especializarse únicamente en este tipo de sectores, partiendo de alguna evidencia empírica que sugiere una relación inversa entre su abundancia y el crecimiento económico (p.e.

Sachs y Warner, 1995, 2001; Arezki y Van der Ploeg, 2011). En una versión más ‘débil’ de esta conjetura, se encuentra la denominada ‘enfermedad holandesa’, que afirma que el *boom* de un sector en la economía puede generar un proceso de desindustrialización, en medio de un aumento de los sectores de servicios y no transables (o tercerización espúrea). Sin embargo, esta evidencia dista de ser contundente, y como prueba de ello pueden referenciarse los casos de Australia, Canadá, Holanda, Noruega, entre otros, cuyas economías han logrado combinar una explotación intensiva de sus recursos naturales con el crecimiento de sus sectores industriales (Lederman y Maloney, 2007, 2008).

El presente trabajo busca evaluar los efectos del resurgimiento del sector primario y extractivo en Colombia en el período 2004-2012 sobre la estructura sectorial de la economía, partiendo de la idea de que la sostenibilidad del crecimiento económico de largo plazo pasa por la posibilidad de que coexistan de manera exitosa un sector primario en conjunto con sectores agrícolas e industriales, ya que sólo por esta vía pueden garantizarse asuntos como la explotación de los *spillovers* tecnológicos provenientes de los sectores industriales, la adecuada diversificación de exportaciones o la capacidad de crecimiento ante una pérdida de dinamismo del sector primario.

Aunque este tema ha sido discutido ampliamente en ámbitos académicos y políticos en Colombia, existen pocos trabajos que lo aborden de manera rigurosa, destacándose el de Clavijo *et al.* (2012). Sin embargo, este no considera el efecto adicional de las entradas de capital en la economía, por un lado, al tiempo que utiliza de manera ambigua el concepto de ‘enfermedad holandesa’ para explicar el proceso de desindustrialización en Colombia, ya que plantea como mecanismo de transmisión la apreciación de la TCR, lo que se aleja de las ideas de Corden y Neary (1982), quienes consideran que esta apreciación es sólo una consecuencia del ajuste en los mercados de bienes transables y no transables.

Contrario al caso anterior, en este trabajo se introduce el concepto de ‘enfermedad holandesa Extendida’ (EDD), que considera la existencia de un posible fenómeno de sobrevaloración de la Tasa de Cambio Real (TCR), que tiene su origen en el crecimiento de estos sectores, por un lado, y en el aumento de los flujos de capital para financiar su explotación, como ocurre en el caso colombiano. Esta sobrevaloración, genera una pérdida

de competitividad de los sectores transables que no puede recuperarse con sus mejoras en productividad, disminuyendo finalmente su participación en el PIB y las exportaciones.

Los resultados obtenidos sugieren que efectivamente la economía colombiana experimentó un fenómeno de sobrevaloración de su TCR durante el período de estudio, originada por los mayores ingresos provenientes de las exportaciones y las entradas de capital, lo que a su vez afectó negativamente la participación de los sectores manufacturero y agrícola, configurando de esta forma la llamada EDD. Adicionalmente, se constató que los procesos de liberalización comercial en conjunto con la recesión mundial impactaron negativamente el desempeño de estos sectores. El trabajo se encuentra dividido en 6 secciones, además de esta introducción. En la segunda se revisa la literatura sobre los efectos de la explotación de sectores primarios en las economías. En la tercera parte se analiza el caso colombiano reciente. En la cuarta sección se presenta la metodología econométrica propuesta y las estimaciones, mientras en la quinta se discuten los resultados. Finalmente se concluye.

2. Explotación de los sectores primarios y desindustrialización: una revisión de la literatura

Los efectos en materia de crecimiento económico y desarrollo industrial derivados del surgimiento de un sector *boom* en las economías en desarrollo, generalmente asociados a la explotación de recursos naturales como minería o petróleo, han sido analizados desde hace varias décadas. La llamada ‘maldición de los recursos naturales’, eje central de la discusión, sostiene que los beneficios de la explotación de los recursos naturales son menores a sus costos en términos de crecimiento de largo plazo. Las primeras ideas sobre esta relación se atribuyen a Prebisch (1950), quien afirma que la especialización de los países en la producción de bienes primarios explotando sus ventajas comparativas, no son suficientes para garantizar altos niveles de crecimiento, ya que los términos de intercambio se deteriorarían con el tiempo haciendo relativamente más costosas sus importaciones. De esta forma, es preferible dejar de lado su explotación intensiva e iniciar programas de industrialización y desarrollo de otros sectores más productivos.

Varias explicaciones alternativas sobre esta relación han aparecido en la literatura posteriormente. Gelb (1988), discute la posibilidad de que las expectativas de mayores ingresos tributarios derivados de posibles ganancias petroleras, conduzcan al aumento del gasto público generando desequilibrios fiscales y macroeconómicos. Sachs y Warner (1995, 2001), encuentran una relación negativa entre la dotación de recursos naturales y el crecimiento económico, justificando este resultado por la poca participación del sector manufacturero en estas economías en relación con el sector primario. Gylfason (2001) y Maloney (2007), se concentran en los desincentivos que la mayor disponibilidad de recursos naturales puede generar sobre las decisiones de acumulación y promoción del capital humano, el menor crecimiento de la productividad total factorial y el poco aprovechamiento de *spillovers* tecnológicos. Lederman y Maloney (2008) y Lopez (2012) consideran que la especialización en la producción y exportación de productos primarios somete a las economías a una mayor vulnerabilidad frente a choques externos, principalmente por las fluctuaciones internacionales de los precios, efecto que puede verse reforzado por la tendencia de estos países a tener un bajo nivel de diversificación de la oferta exportadora.

Sin embargo, uno de los mecanismos más reconocidos es la denominada ‘enfermedad holandesa convencional’ (CDD), formalizado en Corden y Neary (1982)¹. En su trabajo, estudian los efectos de la coexistencia de un sector *boom* en la economía y sectores rezagados o excluidos de este auge (*lagging sectors*), como el industrial y los no transables. Sus conclusiones muestran la tendencia hacia la recomposición sectorial en la economía, favoreciendo los sectores *boom* y no transables, y perjudicando los transables, a través de los efectos de “relocalización” y “gasto” generados en la economía. En cuanto al primer efecto, el crecimiento del sector *boom* eleva los salarios de la economía, desplazando mano de obra hacia este sector y restando competitividad a la industria debido al aumento de sus costos. En el segundo caso, el aumento de los ingresos laborales presiona al alza los precios de los bienes no transables debido a su mayor demanda. Ambos efectos traen como consecuencia la apreciación de la TCR, reflejando la existencia de esta ‘enfermedad’. Este mecanismo es ampliado posteriormente en Corden (1984), señalando además que estos

¹ El término “convencional” es introducido por los autores para diferenciar este mecanismo de una propuesta posterior denominada “enfermedad holandesa extendida”, o EDD.

efectos se pueden amplificar en el caso de una economía abierta cuando se considera que el sector *boom* es exportable, generando mejoras en la balanza comercial y amplificando el efecto gasto.

En la actualidad, la definición de CDD se ha relajado en la literatura, y considera situaciones más allá de las consignadas en Corden y Neary (1982) y Corden (1984). Por un lado, su presencia ya no depende únicamente de la existencia de un sector *boom* y, por otro, la apreciación de la TCR ha dejado de ser una consecuencia del ajuste de los mercados, convirtiéndose ahora en un factor de transmisión adicional. Por ejemplo, Fielding y Gibson (2012) y Rajan y Subramanian (2011) consideran que las fuertes entradas de ayuda internacional a los países en desarrollo pueden generar un efecto ‘gasto’, que aprecia la TCR y resta competitividad a los sectores transables. Otros estudios apuntan a señalar mecanismos similares pero en este caso cuando los flujos externos son originados por los ingresos de remesas (véase p.e. Bourdet y Flack, 2006; Bayangos, 2011; Lartley *et al.*, 2012).

Pero no sólo la entrada de capitales, sino además su composición, pueden ser determinantes para la evolución de la TCR y la competitividad. Naceur *et al.* (2012), estudia los efectos sobre la TCR de las entradas de capital a 57 países en desarrollo, discriminándolos entre inversión extranjera directa (IED), flujos de portafolio (FP), otras entradas de capital e rentas netas de factores. Sus resultados muestran que mientras los FP y las remesas tienen efectos sobre la TCR, la IED no genera apreciación. Según los autores, este resultado se soporta en el hecho de que este último tipo de flujos generalmente es utilizado para la compra de maquinaria, equipo y materias primas, de tal forma que no influye en el precio de los bienes no transables. Conclusiones opuestas obtiene Ibarra (2011), quien tomando como referencia el mismo trabajo pero aplicado a México, encuentra que la IED también genera apreciación de la TCR.

Esta divergencia en resultados puede ser explicada por los trabajos de Saborowski (2009) y Lartey (2011), quienes asocian el grado de desarrollo de los mercados financieros y su nivel de apertura con los efectos sobre la TCR. El argumento principal afirma que la llegada de flujos externos a economías más desarrolladas financieramente es aprovechada para el desarrollo de industrias intensivas en capital, aumentando el tamaño y la

productividad del sector transable, mientras que en el caso contrario, estos recursos se concentran en sectores no transables, explicando de esta forma la mayor apreciación.

3. El *boom* minero-energético en Colombia: el caso reciente

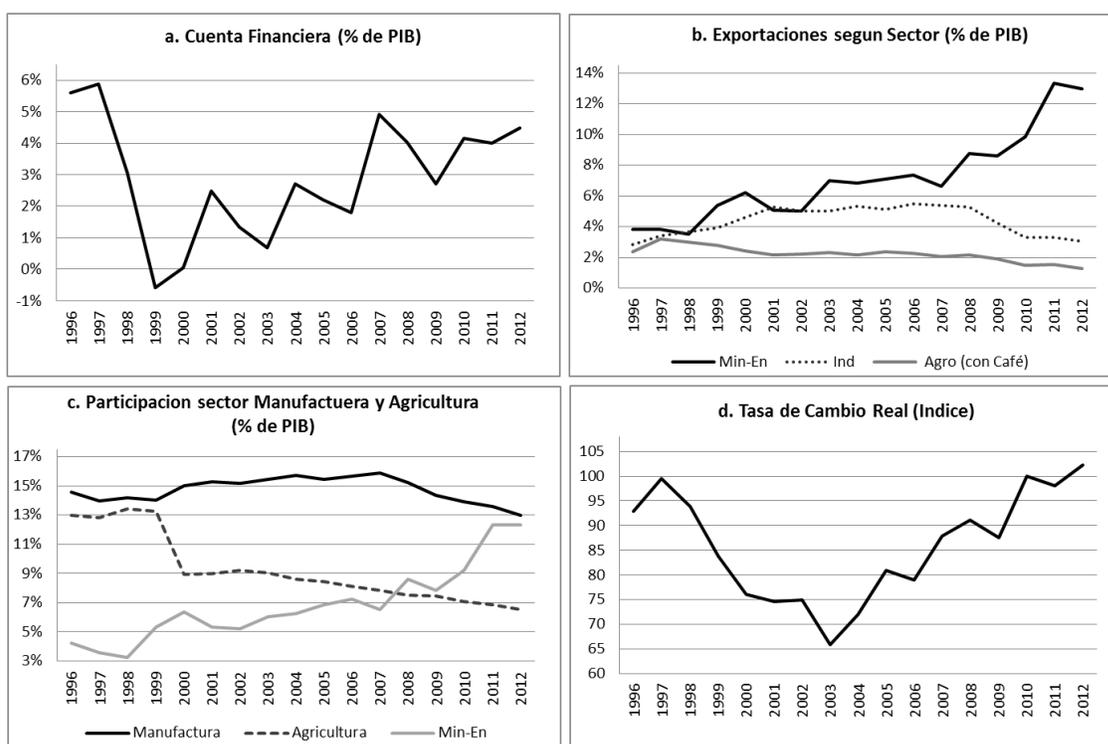
En Colombia, la discusión actual se ha centrado en el comportamiento de la TCR y su posible efecto negativo sobre la recomposición sectorial. Después de experimentar una de las crisis más profundas de su historia entre 1997-1999, la economía colombiana inició un período de crecimiento acelerado, alcanzando tasas de crecimiento del 4.8% promedio anual entre 2004-2012, superando en varios años su crecimiento de largo plazo. Si bien este desempeño se encuentra asociado a una serie de factores domésticos, una de las principales explicaciones está ligada al *boom* del sector minero-energético, representado principalmente en el gran dinamismo de la producción de petróleo, carbón y oro. En efecto, entre 2003-2012, la producción petrolera pasó de cerca de 500.000 barriles diarios a casi un millón; la de carbón se ubicó en 85.8 millones de toneladas en el 2012, mientras en el 2003 había sido de 37.3 millones de toneladas (Clavijo *et al.*, 2012); mientras en el caso del oro, su producción pasó de 411.000 oz. Troy a 2.460.000 oz. Troy en el mismo período, lo que equivale a un aumento de la producción de 6 veces (Banrepública, 2012).

Son tres las razones que explican el *boom* de este sector en Colombia: el aumento de los precios internacionales, la mayor liberalización comercial y financiera, y la promoción de la inversión extranjera en el país. En efecto, a mediados del 2002 se da inicio a una fase de aumentos sostenidos en los precios de las *commodities* a nivel mundial que se reflejó igualmente en los precios de los bienes energéticos. Así por ejemplo, entre enero 2002 y diciembre 2012 el barril de petróleo pasó de USD 19 a USD 101, el carbón de USD 31/mt a 82/mt y el oro de USD 282/onza troy a 1,685/onza troy.

En materia comercial, se suscribieron una serie de Tratados de Libre Comercio (TLC) bilaterales, entre los que se destacan los firmados con Estados Unidos, Chile, Corea del Sur, la Unión Europea y Panamá, y en la actualidad se sostienen conversaciones con la Alianza del Pacífico, Japón, y Costa Rica, por citar algunos casos. Finalmente, se promovió la llegada de inversión extranjera al país a través del fortalecimiento de la seguridad jurídica y

concesiones en materia tributaria a sectores específicos, lo que se tradujo en grandes entradas de capital en forma de IED, orientada principalmente al sector minero-energético, e inversión en portafolio y capitales bancarias, aprovechando el desarrollo del mercado de valores doméstico y sus altas rentabilidades, así como su relativo aislamiento de la crisis internacional (Gráfico 1.a). Los efectos de esta expansión han sido evidentes. Actualmente la dinámica exportadora de la economía está dominada por este sector, cuyas exportaciones pasaron de representar el 4% del PIB a cerca del 14% en 2012 (Gráfico 1.b). Así mismo, el sector minero-energético aumentó su participación en el PIB en cerca de 10 puntos, contrario a la industria y la agricultura que perdieron participación de manera sostenida, siendo más marcada en el segundo caso² (Gráfico 1.c). Todo esto se produjo en medio de una fuerte apreciación de la TCR (Gráfico 1.d).

Gráfico 1: Evolución de algunas variables macroeconómicas para Colombia: 1996-2012



Fuente: Banco de la República, DANE y BIS; cálculos propios.

² La fuerte caída de la participación del sector agrícola entre 1999-2000, más allá de tener alguna explicación práctica, está asociada a un problema con los cambios en las metodologías de medición del PIB por parte del DANE, de tal manera que al momento de realizar los ejercicios econométricos se hará caso omiso de este período.

Sin embargo, existen pocos trabajos que aborden el tema del comportamiento de la TCR y su posible efecto negativo sobre la recomposición sectorial de una manera rigurosa. Echavarría *et al.* (2008), busca determinar la TCR de equilibrio para Colombia en el período 1958-2005, con el fin de evaluar su grado actual de desalineamiento. Para esto, estiman un modelo VEC estructural (SVEC) considerando la evolución de los términos de intercambio, los activos externos netos, la diferencia entre las tasas de crecimiento de Colombia y Estados Unidos, como *proxy* de los diferenciales de productividad, el gasto público y la tasa de cambio nominal. Sus resultados muestran que un choque sobre los activos externos netos y una mejora de los términos de intercambio generan una apreciación permanente de la TCR. Con base en estas estimaciones, los autores concluyen que para la parte final de su período de análisis la TCR presentaba un ligero desequilibrio, asociado principalmente a un exceso de gasto público y mayor endeudamiento externo. Sin embargo, los autores no evalúan el efecto de la TCR sobre el desempeño sectorial.

Por su parte, Clavijo *et al.* (2012), se concentra en el estudio del proceso de desindustrialización en Colombia ente 1965-2012, a partir de la estimación de un modelo de Corrección de Errores (VEC), que considera la desindustrialización relativa en Colombia como resultado de la dinámica de las exportaciones minero-energéticas, la apertura comercial y la TCR. Sus resultados indican que estas variables afectan negativamente la participación del sector industrial en el PIB y determinan tanto la trayectoria como la velocidad de la desindustrialización. A partir de estos resultados, sugiere que Colombia actualmente enfrenta una CDD, aunque su análisis no se ajusta exactamente a la propuesta de Corden y Neary (1982), ya que asumen que la apreciación de la TCR actúa como un mecanismo de transmisión entre los sectores *boom* y la industria, en lugar de ser una consecuencia del ajuste de precios en los mercados de bienes no transables.

En suma, aunque la economía Colombia ha experimentado una dinámica de crecimiento bastante importante en la última década, producto en gran medida de la explotación de sus recursos naturales, especialmente aquellos ligados al sector minero-energético, el comportamiento de las exportaciones y demás sectores productivos sugieren un proceso de recomposición sectorial que, de mantenerse a largo plazo, podría comprometer el

crecimiento de largo plazo. Es por ello que se hace necesario revisar cómo pueden estar interrelacionados estos fenómenos. Ese es el objeto de la próxima sección.

4. Sobrevaloración de la TCR y recomposición sectorial: estrategia metodológica

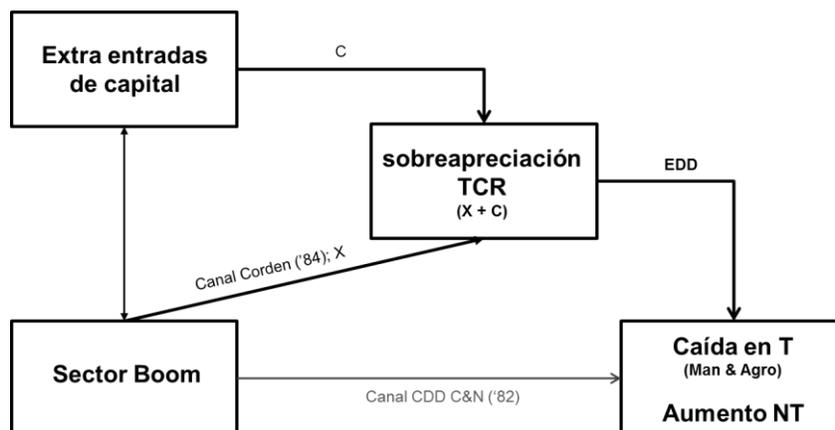
La revisión de literatura y el análisis del caso colombiano dan cuenta de algunos elementos importantes. En primer lugar, la apreciación de la TCR teóricamente tiene un doble papel en la actualidad en términos de la composición sectorial de las economías. Así, mientras en la versión inicial de la CDD, la apreciación era simplemente una consecuencia del ajuste vía precios en los mercados transables y no transables, en una versión ampliada se asume que esta puede convertirse en un mecanismo intermedio, a través del cual una TCR más apreciada genera pérdidas adicionales de competitividad en los sectores transables. Es decir, actualmente la TCR aparece como causa y consecuencia del deterioro de los sectores transables no *boom*.

Sería posible pensar entonces en que el surgimiento de un sector *boom* se traduzca en una apreciación de la TCR y que esta a su vez genere una pérdida de competitividad de los sectores transables, pero esto sólo ocurriría si interactuaran de manera simultánea los dos mecanismos antes descritos. Es decir, debe ser claro que desde el mecanismo de CDD, una regresión entre la composición sectorial y la TCR no tendrá ningún sentido, ya que la pérdida de participación de los sectores rezagados está asociada únicamente al efecto ‘relocalización’ de los recursos productivos, que nada tiene que ver con la apreciación de la TCR.

Ahora bien, la validez en la interacción de ambos mecanismos depende de manera crucial de que la TCR sobrereaccione ante el surgimiento del sector *boom*, de tal forma que un exceso de apreciación o ‘sobreevaluación’ de la TCR genere un efecto adicional sobre la competitividad en los sectores transables. Es decir, la apreciación en la TCR afectará la competitividad de los sectores transables más allá del efecto ‘relocalización’, solamente si esta se ubica por fuera de su nivel de equilibrio. Esta ‘sobrevaloración’ de la TCR puede responder, como se ha señalado, a ingresos masivos de capital, por ejemplo. El

hecho de que la TCR sobrereaccione por la interacción de ambos mecanismos y afecte la competitividad de los sectores rezagados es lo que denominamos EDD (Figura 1).

Figura 1. Interacción entre los mecanismos de ‘enfermedad holandesa convencional’ y ‘enfermedad holandesa extendida’



Fuente: Elaboración propia

Es precisamente por lo anterior que el caso colombiano resulta de interés, ya que en este se conjugan los dos elementos: el surgimiento de un sector *boom*, el minero-energético y una fuerte entrada de capitales internacionales para financiar su expansión. Ambas situaciones pudieron generar una apreciación de la TCR por dos vías: en primer lugar, a través de los efectos ‘relocalización’ y ‘gasto’ de la CDD pero, adicionalmente, por el aumento de exportaciones y el ingreso masivo de capitales asociados a este *boom*. En este punto, entonces, la tasa de cambio podría estar ‘sobreapreciada’, generando un efecto adicional en los sectores transables, por medio de la pérdida de competitividad en los mercados internacionales, configurando de esta forma un fenómeno de EDD.

Para probar la hipótesis de la existencia de este ‘doble canal’ en Colombia, la estrategia empírica propuesta consta de dos etapas. En la primera, se debe verificar si la TCR durante el período de *boom* presentó una apreciación superior a la esperada. Para esto, se prueba empíricamente si, más allá de los factores convencionales que influyen en la TCR, la mayor entrada de capitales y el aumento de exportaciones también generaron una apreciación, reforzando los efectos iniciales. De comprobarse la primera etapa, la segunda consiste en

probar si la apreciación de la TCR efectivamente tuvo efectos negativos adicionales en los sectores transables de la economía. Así entonces, en un segundo ejercicio empírico se comprueba si la pérdida de participación de los sectores transables en el PIB responde, además de a las variables convencionales, a la apreciación de la TCR. Esto indicaría en consecuencia, que existe un segundo efecto más allá del efecto ‘relocalización’ que impacta negativamente estos sectores, configurando el mecanismo de ‘sobrerreacción’ y recomposición sectorial.

4.1. Especificación y selección de modelos

En primer lugar, debe probarse la idea de una ‘sobreapreciación’ de la TCR. Las investigaciones recientes han identificado varios determinantes que pueden explicar los cambios en la TCR de un país (véase, p.e. Ibarra, 2011; Treviño, 2011; Naceur *et al.*, 2012), entre los que se destacan la productividad y el gasto público. En el primer caso, se espera que un aumento en la productividad relativa del sector transable doméstico genere una apreciación de la TCR (efecto Balasa-Samuelson), mientras el segundo genera el mismo efecto cuando el gasto se concentra en bienes no transables.

Los aumentos en los precios de las *commodities*, las mejoras en la balanza comercial y las entradas netas de capital, pueden genera un fenómeno de apreciación de la TCR a través de enfermedad holandesa, como se ha señalado anteriormente. Finalmente, los diferenciales en las tasas de interés y la acumulación de reservas internacionales pueden influenciar la TCR a través de la tasa de cambio nominal. Así, un diferencial positivo a favor del país doméstico genera una depreciación a través del mayor aumento en la oferta de divisas, mientras un aumento en las reservas internacionales tiene el efecto contrario. A partir de estas consideraciones, la especificación propuesta para el modelo de TCR es la siguiente:

$$TCR = f(PROD, GOV, i, COM, TB, FI, RES) \quad (1)$$

Donde *PROD* captura la productividad relativa entre Colombia y Estados Unidos, *GOV* el consumo del gobierno como porcentaje del PIB, *i* es el diferencial de las tasas de interés doméstica y mundial, *COM* el precio de las *commodities*, *TB* la balanza comercial neta, *FI* los flujos financieros netos y *RES* los cambios en las reservas internacionales netas.

Ahora bien, una vez determinada la existencia de una ‘sobreapreciación’ de la TCR, el siguiente paso es probar si esta afecta negativamente la participación del resto de sectores en la economía, a partir de su pérdida de competitividad en los mercados internacionales, como lo destacan entre otros, Aguirre y Calderón (2005), Rodrik, (2008), Eichengreen, (2008) y Frenkel y Rapetti, (2012). Adicionalmente, se considera que las caídas en los aranceles (Rajan and Subramanian, 2011), la disminución en el ritmo de crecimiento mundial, o mayores costos de producción (Hodge, 2012), pueden afectar negativamente el sector transable. Finalmente, la caída en la importancia de los sectores transables como manufactura o agricultura pueden ser un reflejo de un fenómeno mundial de terciarización de las economías (Szirmai *et al.*, 2013), superando los sectores tradicionales e incorporando los sectores de servicios. Para capturar estas posibles explicaciones, se propone la estimación de dos modelos para explicar la participación en el PIB de los sectores agrícola e industrial, de la siguiente forma:

$$SECTOR = f(TCR, ARANC, CREC, COST, TERC) \quad (2)$$

Donde *SECTOR* representa la participación de cada sector en el PIB, *ARANC* los aranceles, *CREC* la tasa de crecimiento mundial, *COST* los costos de producción capturados y *TERC* la participación promedio del sector respectivo en el PIB en otros países.

Dado que muchas de estas variables son no estacionarias³ a partir del *test* de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), los modelos de tipo VAR y VECM resultarían adecuados para realizar las estimaciones. Sin embargo, el uso de esta metodología implica que las series utilizadas posean el mismo orden de integración, lo que en nuestro caso no se cumple. Más aún, dada la cantidad de variables a usar y la limitación de la muestra (65 observaciones), el uso de la metodología de Johansen, limitaría significativamente los grados de libertad y por eso no es viable.

Por estas razones, seguimos a Ibarra (2011), empleando un modelo de corrección de errores con rezagos distribuidos (*ARDL* por sus siglas en ingles), metodología introducida

³ De acuerdo con el test ADF, cerca de la mitad de las variables independientes, y todas las variables dependientes, son I(1).

por Pesaran *et al.* (2001), y usando adicionalmente el procedimiento de *Bounds testing* para verificar la cointegración de las variables. Este método permite incorporar simultáneamente todas las variables consideradas, produce estimaciones consistentes de los coeficientes de largo plazo independientemente de su orden de integración (Pesaran y Shin, 1995), y corrige por la posible existencia de endogeneidad débil en los regresores (véase Shin *et al.*, 2013). Adicionalmente, este tipo de modelos puede ser fácilmente adaptado para permitir cambios estructurales mediante la inclusión de variables *dummy* (véase *ibid.*, 2013), lo que puede ser una ventaja al momento de tratar el caso colombiano.

La forma general de este tipo de modelos, implica considerar las variables regresoras, tanto en nivel como rezagadas, para medir los efectos de corto plazo, así como sus rezagos para capturar los efectos de largo plazo. De esta forma, su estructura general es la siguiente:

$$\Delta y_t^l = \beta_0 + \sum_{i=0}^p \gamma_{1i} \Delta X_{1t-i} + \dots + \sum_{i=0}^p \gamma_{Ki} \Delta X_{Kt-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i}^l + \alpha_0 y_{t-1}^l + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kt-1} + u_t \quad (3)$$

4.2. Datos y periodo muestral

Tomando en cuenta la disponibilidad de información, el modelo sobre los determinantes de la TCR y el comportamiento del sector manufacturero fue estimado usando datos entre el primer trimestre de 1996 y el último trimestre de 2012. Para el sector agrícola se tiene un período más corto, que inicia en el primer trimestre de 2000 hasta el último trimestre de 2012. La razón es que en el año 2000 el DANE introdujo un cambio en la metodología de cálculo del PIB que no afectó el primer sector, pero sí el segundo (véase Figura 1)^{4 5}, por lo

⁴ Se intentó estimar las participaciones de la agricultura para el periodo previo a 2000 por medio de retroprolación (tomando en cuenta las tasas de crecimiento). Sin embargo, los resultados del modelo usando estos datos resultaron muy sensibles a pequeños cambios en el período muestral, de tal manera que se decidió usar un período más corto en la modelación.

⁵ Para probar la robustez de los resultados obtenidos, se reestimó el modelo parsimonioso (Tabla 2 (vii), y Tablas 4 y 5 (vi)), sobre dos períodos muestrales alternativos: 1999Q1-2012Q4 y 1996Q1-2009Q4 en el caso de los modelos para TCR y manufactura; mientras en agricultura se usaron los períodos alternativos 2002Q1-2012Q4 y 2000Q1-2010Q4. En general las estimaciones resultan estables y no hay señales de subespecificación. Esto garantiza la solidez de las conclusiones y su robustez sobre la muestra elegida.

que no fue posible mantener el mismo período en ambos casos. En todos los casos se usaron datos trimestrales⁶.

Para el modelo de la TCR, se usaron los promedios trimestrales del índice de tasa de cambio real efectiva, disponibles en el Banco Internacional de Pagos (BIS). Como regresores, se consideraron, en primer lugar, y en línea con Ibarra (2011), la razón entre el índice de producción industrial de Colombia y Estados Unidos, como *proxy* de los cambios en la productividad relativa en el sector transable (obtenidos de DANE⁷ y Data-FRED), mientras el consumo del gobierno es calculado como la razón entre el consumo del gobierno colombiano y el de Estados Unidos, usando información de DANE y el *US Bureau of Labor Statistics* (ambos normalizados por PIB).

Se consideran además los flujos financieros netos, la IED, FP, Otros tipos de inversión e ingresos netos, todos tomados de la Balanza de Pagos del Banco de la República. Como propone Ibarra (2011), estos datos fueron normalizados por el PIB trimestral en PPP, usando información del *Penn World Table 7.1* y el Banco Mundial, con el fin de evitar la correlación espúrea entre los flujos de capital y la TCR. Lo mismo aplica para los cambios en las reservas internacionales y la balanza comercial neta.

Adicionalmente, se construyó un índice ponderado de precios de *commodities*, que incluye los tres principales productos de exportación de Colombia. El índice toma en cuenta los precios promedio trimestrales del petróleo, carbón y oro (obtenidos del Banco Mundial), ponderados por su participación en las exportaciones. Finalmente, se calcula el diferencial entre la tasa promedio trimestral de captación en Colombia (DNP y Banrepública) y la tasa Libor (*London Interbank Offered Rate*) para el mismo período.

Para el caso de los modelos sectoriales, las variables dependientes en cada caso son la participación de la manufactura y la agricultura en el PIB (excluyendo impuestos y subsidios), según información del DANE. En línea con Hodge (2012), se usan las tasas de crecimiento trimestrales de los países de la OCDE (obtenidos de OECD StatExtracts), como *proxy* del ciclo económico mundial. En cuanto a los aranceles, se usa la tarifa

⁶ Los datos de la participación de los sectores agrícola y manufacturero en otros países y los valores de la tasa de cambio en PPP son anuales, y fueron trimestralizada usando el método de *cubic match last*.

⁷ Los datos colombianos fueron ajustados estacionalmente usando el filtro X-12.

promedio ponderada para productos manufactureros y primarios reportados en *World Development Indicators*. Dado que estas tarifas sólo se reportan de manera anual, se aplica el mismo valor a todos los trimestres del año⁸, tomando en cuenta que los cambios en esta materia no presentan una regularidad clara dentro del año. Finalmente, se consideran los índices de precios al productor para sendos casos, tomados de Banrepública.

4.3 Selección de modelos

Tomando en cuenta las limitaciones en términos del tamaño de la muestra, se comenzó con un modelo reducido, añadiendo variables explicativas de manera gradual hasta obtener un modelo parsimonioso. Al momento de añadir una nueva variable, se considera también su diferencia con cuatro rezagos, dado el carácter trimestral de los datos. Basado en un *test* F se excluyen las variables en diferencia no significativas. Los modelos finales fueron elegidos de tal forma que todas sus variables fueran significativas y tuviesen un mejor ajuste o un criterio de Schwarz más bajo que el de otras especificaciones alternativas. Los resultados definitivos se reportan en las columnas (vii) de la Tabla 2 y (vi) de la Tabla 4 y 5 (Sección 5).

Se probó además la posible existencia de cambios estructurales, usando el test de Quandt-Andrews (excluyendo el 25% de la muestra), sobre la primera especificación de los modelos. Los resultados arrojaron la posible existencia de quiebres en el tercer trimestre de 2008 para el modelo de TCR, el tercer trimestre de 2004 en el modelo para manufactura, y en el tercer trimestre de 2003 en el de agricultura, hallazgos confirmados igualmente con el test de Chow (Tabla 1). Una posible explicación para el quiebre en el primer caso está relacionada con el inicio de la recesión mundial, mientras que en los demás, puede explicarse por el cambio desde un régimen inicial de depreciación en la economía, hacia uno de apreciación, hecho ocurrido entre 2003-2004 (véase Figura 1).

⁸ Para el año 2012 no aparecen datos reportados al momento de realizar este trabajo. En consecuencia, se usan las mismas tarifas de 2011 para este año.

Tabla 1. Resultados de las pruebas de cambio estructural ^a

	Tasa de cambio modelo inicial	Manufactura modelo inicial	Agricultura modelo inicial
Quandt-Andrews unknown breakpoint test			
Max Likelihood Ratio F-statistic prob.	0.096	0.005	0.062
Max date	2008Q3	2004Q3	2003Q3
Chow breakpoint test			
F-stat. prob. at Quandt-Andrews max date	0.022	0.001	0.031

^a Se reportan los F estadísticos y fechas de quiebre para los *test* de cambio estructural desconocido de Quandt-Andrews (sobre 25% de muestra excluida, probabilidades calculadas utilizando el método de Hansen, 1997) y el test de cambio estructural de Chow.

Los quiebres estructurales fueron incluidos por medio de variables *dummy*, comprobándose en todos los casos un mejor ajuste de los modelos bajo esta especificación (Tablas 2, 4 y 5). En todas ellas el coeficiente de error de largo plazo (*long run error coefficient*), es altamente significativo y negativo, no hay evidencia de subespecificación y se acepta la hipótesis de cointegración múltiple de las variables en nivel rezagadas a partir del *F-bounds test*, según Pesaran *et al.* (2001). De hecho, en los tres modelos parsimoniosos, esta hipótesis se acepta al 1% de significancia, mientras en el caso del *t-bounds test* se acepta al menos al 5%, lo que reafirma el hecho de que la cointegración no depende de la estacionariedad de los regresores. Finalmente, según el *Reset test* de Ramsey, se acepta el uso de una forma funcional lineal, mientras el *test* de Wu-Hausman indica que todas las variables contemporáneas son débilmente exógenas.

5. Resultados

Los resultados obtenidos muestran que la productividad relativa explica en gran medida el comportamiento de la TCR en todas las especificaciones, consistente con el efecto Balasa-Samuelson, y en línea con los resultados de Echavarria *et al.* (2008), Naceaur *et al.* (2012) e Ibarra (2011), entre otros. De esta forma, mejoras en la productividad relativa generan una apreciación de la TCR, asociándose esta situación al comportamiento de largo plazo de la variable, o la TCR de equilibrio. Por el contrario, el gasto público relativo, variable asociada igualmente con la evolución de largo plazo de la TCR, no resulta

significativo (Tabla 2). Finalmente, el diferencial de tasas de interés, que influye en el comportamiento de corto plazo, es significativo y positivo, al igual que en Ibarra (2011).

Tabla 2. Estimaciones para el modelo de tasa de cambio real efectiva ^a

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)	(vii)
$\Delta(TCR(-2))$	-0.2786*** (-2.69)	-0.2955*** (-2.95)	-0.2766*** (-2.84)	-0.2937*** (-3.02)	-0.2616*** (-2.76)	-0.2605** (-2.84)	-0.2907*** (-3.10)
$\Delta(IPR(-1))$	-0.4980*** (-3.00)	-0.2060 (-1.04)		-0.1545 (-0.77)			
$\Delta FAB(-2)$		0.5921** (2.03)		0.6583** (2.37)			0.7372*** (2.85)
ΔFDI			0.7362* (1.69)		1.0951** (2.53)	1.0771** (2.64)	
$\Delta OTHER^{s8Q3}$			1.2609*** (2.84)		1.0212** (2.43)	0.9924** (2.41)	
$\Delta OTHER(-2)$			0.6206*** (2.82)		0.5150** (2.38)	0.4953** (2.35)	
$\Delta FR(-4)$				-0.7674** (-2.35)	-0.7735** (-2.40)	-0.8014** (-2.56)	-0.8342*** (-2.71)
$\Delta FR(-4)^{s8Q3}$				2.0545** (2.19)	2.1733** (2.20)	2.4106** (2.58)	2.2611** (2.52)
$TCR(-1)$	-0.2862*** (-4.26)	-0.2902*** (-4.31)	-0.2745*** (-4.24)	-0.2435*** (-3.69)	-0.2247*** (-3.48)	-0.2116*** (-3.70)	-0.2189*** (-3.84)
$TCR(-1)^{s8Q3}$	-0.1673*** (-2.82)	-0.1535*** (-2.67)	-0.1628*** (-2.75)	-0.1035*** (-4.35)	-0.0910*** (-3.67)	-0.0916*** (-4.25)	-0.1044*** (-5.23)
$FAB(-1)$	0.6672 (1.62)	0.7660* (1.85)		0.7571 (0.75)			1.0938** (2.57)
$FDI(-1)$			0.9828* (1.71)		0.9107 (0.86)	1.3296** (2.43)	
$FPI(-1)$			0.2621 (0.50)		0.3447 (0.35)	0.7352 (1.49)	
$OTHER(-1)$			1.0824** (2.62)		0.9427 (0.95)	1.4190*** (3.15)	
$TB(-1)$	2.9104*** (3.60)	3.5720*** (4.36)	3.0655*** (3.75)	3.5660*** (2.70)	3.1192** (2.45)	3.4226*** (4.69)	3.7949*** (5.32)
$IPR(-1)$	0.5593*** (5.87)	0.5692*** (6.17)	0.4957*** (5.79)	0.5288*** (5.96)	0.4628*** (5.56)	0.4484*** (6.01)	0.5005*** (6.76)
$i-LIBOR(-1)$		0.3069* (1.96)	0.3513*** (2.78)	0.3579** (2.35)	0.3905*** (3.17)	0.4022*** (3.42)	0.4229*** (3.45)
$COM(-1)$	-0.0278 (-1.29)	-0.0061 (-0.26)	-0.0039 (-0.17)				
$COM(-1)^{s8Q3}$	0.0588 (1.62)	0.0318 (0.86)	0.0448 (1.19)				
$GOV(-1)$		-4.0262 (-1.07)	-5.2535 (-1.46)	-2.9588 (-0.79)	-3.6873 (-1.01)		
$NP(-1)$				-0.0563 (-0.05)	-0.1902 (-0.17)		
$FR(-1)$				0.4808 (0.44)	0.5937 (0.56)		
Sample:	1996Q4 to 2012Q4 (65 observaciones)			1997Q2 to 2012Q4 (63 observaciones)			
Adj. R ²	0.44	0.48	0.53	0.53	0.57	0.58	0.55
Schwarz crit.	5.62	5.68	5.71	5.69	5.72	5.56	5.46
BG(4) prob.	0.70	0.70	0.83	0.88	0.91	0.97	0.97
Jarq.-Bera prob.	0.55	0.62	0.30	0.22	0.11	0.09	0.11
Arch(1) prob.	0.62	0.28	0.82	0.13	0.36	0.49	0.15
White prob.	0.45	0.38	0.29	0.34	0.47	0.18	0.40
Ramsey LR prob.	0.35	0.11	0.66	0.05	0.05	0.06	0.11
Wu-Haus. prob.	-	-	0.73	-	0.31	0.34	-
Bounds F-stat.	7.62***	6.82***	6.01***	6.41***	5.91***	6.77***	10.39***
Bounds t-stat.	-4.58**	-4.59*	-4.76*	-4.92**	-4.60	-5.38***	-5.61***

^a Se reportan los resultados del modelo ARDL para la TCR de Colombia. Donde Δ es el operador de diferencia, los números de rezago son indicados en paréntesis como sufijo del nombre de variable, ^{s8Q3} indica la inclusión de una variable *dummy* para capturar el cambio estructural y su fecha (en este caso, el tercer trimestre de 2008), *TCR* es la tasa de cambio real efectiva de Colombia, *FAB* son los flujos financieros netos, *FDI* son las inversiones extranjeras netas, *FPI* son las inversiones de portafolio netas, *OTHER* son los otros entradas netas de inversión, *TB* es la balanza comercial neta, *IPR* es un índice para la productividad relativa, *i-LIBOR* es la diferencia de tasa de interés, *COM* es el índice de precios de *commodities*, *GOV* es el consumo de gobierno relativo, *NP* son las rentas netas de factores, y *FR* es el cambio en las reservas internacionales. Los interceptos no están reportados pero son incluidos en los modelos. En todas las columnas se encuentran los coeficientes de variables y sus estadísticos *t* (en paréntesis). Los valores para la probabilidad de subespecificación se encuentran en el parte inferior de la tabla, donde BG(4) es la probabilidad del *test* Breusch-Godfrey para 4 ordenes de correlación, y Arch(1) es la probabilidad del *test* de heterocedasticidad ARCH con 1 rezago. Los valores críticos de 5% para los *Bounds-test* con intercepto y tendencia son F=3.79, t=4.19 (k=5); F=3.61, t=4.38 (K=6); F=3.5, t= 4.57 (k=7); F=3.39, t=4.72 (k=8); F=3.24, t=5.03 (k=10) – Pesaran *et al.* (2001). La significancia de coeficientes o estadística de prueba al nivel 1%, 5%, y 10% están indicadas con ***, ** y *.

Ahora, para verificar la hipótesis de ‘sobreapreciación’, debe tomarse en cuenta el impacto tanto de la balanza comercial como de los flujos de capital sobre la TCR. Como se discutió anteriormente, un incremento en las exportaciones y/o una mayor entrada de capitales puede ocasionar una desviación de la TCR respecto de los fundamentales de la economía, es decir, si los coeficientes de ambas variables son positivos y significativos, la competitividad de los sectores rezagados disminuirá. En el caso colombiano, la variable TB es significativa y positiva en todas las especificaciones, lo que verifica la idea de Corden (1984). De igual forma FAB es significativa y con el signo esperado. Sólo en el caso en el que se incluye simultáneamente en la especificación las variables rezagadas reservas internacionales (FR) y rentas netas de factores (NP), esta última pierde su significancia (véase modelo (iv) y modelo (v) en Tabla 2), sin embargo, dado que estas dos variables tienen t-estadísticos más bajos que FAB y sus signos son contrarios a los esperados, estas fueron excluidas del modelo parsimonioso⁹. Estos resultados indican que efectivamente Colombia experimentó un fenómeno de sobreapreciación de la TCR posterior al inicio del *boom* de *commodities*.

Adicionalmente, se observa que la composición de los flujos de capital es importante, tal como lo sugieren algunos estudios anteriores (Ibarra, 2011; Naceaur *et al.* 2012). En efecto, el modelo (vi), Tabla 2, sugiere que la IED neta y ‘otros flujos de capital’, son los principales causantes de la apreciación de la TCR cuando se considera el efecto total de las entradas de capital.¹⁰ Una posible explicación para el impacto de IED sobre la TCR, es que parte de estos flujos son usados para la compra de bienes no transables, contrario a lo que encuentra Naceaur *et al.* (2012). Además, es posible que esta inversión tenga pocos efectos *spillover* en el caso colombiano, de tal forma que estas entradas no se corresponden completamente con aumentos en la productividad factorial, más aún si se toma en cuenta que la interrelación de estos sectores con el resto de la economía muchas veces es muy limitada (véase por ejemplo, Arias *et al.*, 2013).

⁹ El signo contrario y el bajo nivel del t-estadístico para el nivel rezagado de las reservas internacionales sugiere que la intervención del Banco Central en el mercado cambiario de 2010 en adelante no fue efectiva durante el período considerado (el Banco de la República intervino en el mercado por medio de compras directas de dólares hasta por un monto de USD 40 millones diarios a partir de 2010).

¹⁰ El modelo (vi) tiene un mayor R^2 que el (vii), sin embargo este último se considera como nuestro modelo parsimonioso debido al menor valor de su coeficiente de Schwarz, además que es más estable ante cambios en los períodos muestrales.

Para identificar la importancia de las distintas variables sobre la apreciación de la TCR, se calculó el impacto marginal acumulado (MCI) de las variables rezagadas en el período de apreciación. El MCI considera la contribución de las variables sobre la evolución de la TCR en relación con un punto de referencia elegido, que en este caso es el último trimestre de 2003. El MCI depende de los cambios en los valores de la variable y sus respectivos coeficientes, así:

$$Impact_{\gamma t} = \beta_{\gamma 1} \Delta \gamma_t + \beta_{\gamma 1}^{shift} \Delta \gamma_t + \dots + \beta_{\gamma 4} \Delta \gamma_{t-4} + \beta_{\gamma 4}^{shift} \Delta \gamma_{t-4} + \beta_{\gamma 5} \gamma_{t-1} + \beta_{\gamma 5}^{shift} \gamma_{t-1} \quad (4)$$

$$MCI_{\gamma t} = Impact_{\gamma t} - Impact_{\gamma 2003Q4} \quad (5)$$

De acuerdo con el MCI, la productividad relativa es el principal causante de la apreciación. Así, la evolución del IPR, *ceteris paribus*, explica hasta 14.7 puntos índice (ip) de apreciación de la TCR estimada por el modelo en el período analizado (Tabla 3). Por el contrario, el diferencial de tasas de interés tiene un impacto mínimo, alcanzando a explicar sólo 1 ip de la apreciación de la TCR estimada por el modelo en su máximo. De manera importante, los impactos máximos de los flujos financieros netos y de la balance comercial son muy similares, de tal forma que el incremento en el balance neto de cualquiera de estas variables genera una ‘sobrepresiasi’ máxima de 3.5 ip y 3.7 ip, respectivamente (Tabla 3, parte superior).

Tabla 3: Valor máximo del MCI según el modelo (2004Q1 – 2012Q) ^a

		Tasa de Cambio Real	
	IPR		14.70 ip
	FAB		3.66 ip
	TB		3.48 ip
	i-LIBOR		1.07 ip
Sector Manufactura		Sector Agropecuaria	
TCR	-0.93 bp	TCR	-0.80 bp
ARANC	-0.44 bp	ARANC	-0.27 bp
GROWTH	-0.46 bp	GROWTH	-0.13 bp

^a Esta tabla reporta los impactos máximos que las variables explicativas tienen sobre la apreciación de TCR y la participación del sector manufacturo y agropecuario en Colombia entre 2004Q1 – 2012Q, según el modelo parsimonioso (Tabla 2 (vii), Tabla 4 (vi) y Tabla 5 (vi)).

5.2. Modelos sectoriales

Una vez verificada la existencia de una sobreapreciación de la TCR, debe probarse que esta afectó el comportamiento de los sectores manufacturero y agrícola, configurando de esta forma el mecanismo de EDD. De acuerdo a los resultados para el primer caso (Tabla 4), la sobreapreciación de la TCR explica la mayor parte de la disminución de la participación de este sector en el PIB durante el periodo *boom*. Esta variable es altamente significativa en todas las especificaciones y con el signo esperado; incluso, el modelo (i), Tabla 4, que incluye sólo esta variable, presenta un buen ajuste. Consecuentemente, el MCI de la TCR es el más alto entre todas las variables incluidas, y equivale a -0.93 ip en el máximo durante el período de análisis (Tabla 3, parte inferior).

Tabla 4: Estimaciones para el modelo del sector manufacturero ^a

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
$\Delta MAN(-1)$	-0.3079*** (-3.30)	-0.2640*** (-2.80)	-0.2974*** (-3.23)	-0.3147*** (-3.35)	-0.3578*** (-3.64)	-0.2896*** (-3.22)
$\Delta MAN(-4)^{4Q3}$	0.6067*** (5.50)	0.6364*** (5.76)	0.5885*** (5.53)	0.5523*** (4.94)	0.5863*** (5.16)	0.5579*** (5.08)
ΔTCR	-0.0003*** (-3.37)	-0.0257*** (-3.25)	-0.0263*** (-3.50)	-0.0316*** (-3.64)	-0.0362*** (3.93)	-0.0343*** (-4.05)
$\Delta TCR(-2)^{4Q3}$	0.0003** (2.30)	0.0228** (1.96)	0.0176 (1.57)	0.0138 (1.19)	0.0127 (1.10)	
ΔIPP_MAN				-0.0352 (-1.63)	-0.0399* (-1.84)	-0.0366* (-1.70)
$MAN(-1)$	-0.1637*** (-2.96)	-0.2684*** (-3.35)	-0.3092*** (-3.98)	-0.3203*** (-4.12)	-0.2693*** (-3.16)	-0.3186*** (-4.12)
$TCR(-1)$	-0.0002*** (-3.80)	-0.0194*** (-3.96)	-0.0223*** (-4.67)	-0.0209*** (-3.85)	-0.0278*** (-3.79)	-0.0223*** (-4.69)
$ARANC_MAN(-1)$		0.0566* (1.71)	0.0560* (1.78)	0.0971* (1.80)	0.1311** (2.23)	0.0710** (2.25)
$ARANC_MAN(-1)^{4Q3}$		0.0211 (1.67)	0.0304** (2.44)	0.0220 (1.44)	0.0266* (1.71)	0.0328*** (2.70)
$GROWTH(-1)$			0.0462** (2.65)	0.0641*** (3.13)	0.0750*** (3.45)	0.0636*** (3.41)
$IPP_MAN(-1)$				0.0020 (0.73)	-0.0048 (-0.86)	
$MAN_WORLD(-1)$					-0.3080 (-1.39)	
Sample:	1996Q4 to 2012Q4 (65 observaciones)					
Adj. R ²	0.57	0.59	0.63	0.63	0.64	0.63
Schwarz crit.	0.38	0.45	0.39	0.46	0.49	0.38
BG(4) prob.	0.48	0.25	0.35	0.49	0.29	0.25
Jarq.-Bera prob.	0.60	0.62	0.85	0.91	0.92	0.97
Arch(1) prob.	0.78	0.78	0.83	0.68	0.55	0.51
White prob.	0.55	0.66	0.82	0.86	0.93	0.95
Ramsey LR prob.	0.67	0.67	0.18	0.43	0.28	0.22
Wu-Hausm. prob.	0.59	0.49	0.56	0.16	0.35	0.29
Bounds F-stat.	7.30**	4.58**	5.46***	5.12***	4.75***	5.92***
Bounds t-stat.	-2.96*	-3.35	-3.98*	-4.12*	-3.16	-4.12**

^a Esta tabla reporta los resultados del modelo ARDL para la manufactura en Colombia. La notación es igual a la usada en la Tabla 2 con las siguientes excepciones: ^{s4Q3} indica la inclusión de una variable *dummy* para el tercer trimestre de 2004, *MAN* es la participación del sector manufacturero en la economía Colombiana, *ARANC_MAN* son las tasas de aranceles para el sector, *GROWTH* son tasas de crecimiento de los países OECD, *IPP_MAN* son las costos de producción de este sector, *MAN_WORLD* es la participación promedio del sector en el resto del mundo, Los valores críticos de 5% para los *Bounds-test* con intercepto y sin tendencia son F=5.73, t=3.22 (k=1); F=4.35, t=3.78 (K=3); F=4.01, t=3.99 (k=4) – Pesaran *et al.* (2001).

Las variables control de aranceles promedias para el sector y de crecimiento global son igualmente significativas en el largo plazo y tienen el signo esperado (Tabla 4). El máximo MCI en ambos casos estuvo alrededor de -0.45 ip (Tabla 3, parte inferior). Estos resultados implican que los productores Colombianos hasta ahora no pudieran cerrar la brecha de competitividad con sus competidores internacionales suficientemente y que más innovación es necesaria. Los costos de producción, por el contrario, sólo resultaron significativos en el corto plazo, aunque con el signo esperado. Finalmente, un resultado importante es que la disminución en el sector de la manufactura en Colombia aparentemente no puede ser explicada por la tendencia mundial, ya que la variable MAN_WORLD resultó no significativa tanto en el corto como en el largo plazo.

Los resultados para el modelo del sector agrícola son bastantes similares. La variable que explica la mayor parte de la caída en la participación del sector en el PIB es la ‘sobreapreciación’ de la TCR, aunque sólo es significativa después del quiebre. Una posible explicación para ello es que el sector se ve afectado por una apreciación, pero no resulta necesariamente favorecido de la misma manera respecto a la depreciación. Pese a lo anterior, es importante destacar que la variable es significativa en el período de mayor interés para el estudio (después del *boom*). Por su parte, las aranceles promedias del sector y el crecimiento en el mundo son significativas, aunque en el segundo caso el signo sólo es el esperado después del quiebre. Una explicación puede ser la elasticidad en la demanda por bienes agrícolas, o sea el sector puede verse afectado negativamente por una disminución del crecimiento mundial, pero no resulta igualmente favorecido ante un mayor crecimiento.

Finalmente, en cuanto a la importancia de cada una de las variables medida por su MCI, se ratifica la importancia de la TCR, que alcanza un máximo de -0.80 ip (Tabla 3, parte inferior), mientras en el caso de ARANC y GROWHT, los MCI máximos son de -0.27 ip y -0.13 ip, respectivamente. El resultado que la disminución de aranceles tenía impactos menos fuertes para el sector agrícola que para el sector manufacturero tal vez se puede explicar por el recibo de subsidios del primer sector. Sin embargo, los resultados obtenidos sugieren que más investigación sobre los efectos de aranceles y el crecimiento mundial es deseable.

Tabla 5: estimaciones para el modelo del sector agrícola ^a

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
ΔTCR	-0.0137** (-2.38)	-0.0138** (-2.49)	-0.0146*** (-2.69)	-0.0145** (-2.65)	-0.0141** (-2.60)	-0.0147*** (-2.87)
$\Delta TCR(-2)$	0.0141** (2.58)	0.0096 (1.66)	0.0048 (0.80)	0.0039 (0.60)	0.0040 (0.62)	
$\Delta TCR(-4)$	0.0109** (2.06)	0.0089* (1.70)	0.0048 (0.89)	0.0046 (0.82)	0.0027 (0.46)	
$AGR(-1)$	-0.4961*** (-4.30)	-0.5866*** (-4.87)	-0.6114*** (-5.10)	-0.6235*** (-5.02)	-0.6261*** (-5.09)	-0.6074*** (-5.22)
$AGR(1)^{s3Q3}$	0.1573*** (3.94)	0.1597*** (4.13)	0.1499*** (3.90)	0.1418*** (3.35)	0.1534*** (3.60)	0.1399*** (3.83)
$TCR(-1)^{s3Q3}$	-0.0226*** (-4.28)	-0.0215*** (-4.18)	-0.0223*** (-4.39)	-0.0213*** (-3.86)	-0.0236*** (-4.14)	-0.0210*** (-4.33)
$ARANC_AGR(-1)$		0.0484* (2.00)	0.0528** (2.23)	0.0485* (1.95)	0.0398 (1.57)	0.0598*** (2.78)
$GROWTH(-1)$			-0.0507* (-1.90)	-0.0571* (-1.87)	-0.0463 (-1.48)	-0.0587** (-2.33)
$GROWTH(-1)^{s3Q3}$			0.0645** (2.14)	0.0698** (2.13)	0.0631* (1.93)	0.0763*** (2.79)
$IPP_AGR(-1)$				-0.0013 (-0.48)	-0.0014 (-0.51)	
$AGR_WORLD(-1)$					-0.0472 (-1.38)	
Sample:	2000Q1 to 2012Q4 (52 observaciones)					
Adj. R ²	0.30	0.35	0.38	0.37	0.38	0.40
Schwarz crit.	-0.73	-0.74	-0.69	-0.62	-0.59	-0.82
BG(4) prob.	0.15	0.55	0.30	0.14	0.14	0.76
Jarq.-Bera prob.	0.54	0.53	0.53	0.58	0.50	0.65
Arch(1) prob.	0.10	0.14	0.73	0.84	0.62	0.81
White prob.	0.39	0.41	0.64	0.76	0.91	0.53
Ramsey LR prob.	0.26	0.53	0.34	0.32	0.42	0.30
Wu-Hausm. prob.	0.99	0.91	0.96	0.91	0.83	0.86
Bounds F-stat.	7.04***	6.63***	5.46***	4.60***	4.36***	5.89***
Bounds t-stat.	-4.29***	-4.83***	-5.20***	-4.82**	-4.77**	-5.47***

^a Esta tabla reporta los resultados del modelo ARDL para la agricultura en Colombia. La notación es igual a la usada en las Tablas 2 y 3 con las, siguientes excepciones: ^{s3Q3} indica la inclusión de una variable *dummy* para el tercer trimestre de 2003, *AGR* es la participación del sector agrícola en la economía Colombiana, *ARANC_AGR* son los tasas de aranceles para el sector, *IPP_MAN* son los costos de producción de este sector, *AGR_WORLD* es la participación promedia del sector agrícola en el resto del mundo, Los valores críticos de 5% para los *Bounds-test* con intercepto y sin tendencia son F=4.85, t=3.53 (k=2) – Pesaran *et al.* (2001).

6. Conclusiones

En este trabajo se extiende el concepto de ‘enfermedad holandesa’ desarrollado por Corden y Neary (1982) y Corden (1984), considerando la posibilidad de que las entradas de capital, en conjunto con la existencia de un sector *boom* genere un fenómeno de sobrevaloración de la TCR, que induzca pérdidas de competitividad de los sectores transables más allá de los efectos de ‘relocalización’ y ‘gasto’ convencionales. De esta forma, la apreciación de la TCR deja de ser el reflejo de los ajustes en los mercados de trabajo (efecto relocalización) y bienes no transables (efecto gasto) y se convierte en un mecanismo adicional que afecta la estructura sectorial de las economías entre sectores

boom, transables rezagados y no transables. Algunas ideas anteriores sobre la existencia de este tipo de posibles procesos de sobrevaloración se encuentran en Rodrick (2008) y Rajan y Subramanian (2011), aunque exploran explicaciones alternativas.

Para contrastar esta hipótesis de enfermedad holandés extendida se estudió el caso colombiano reciente. Este resulta particular porque combina simultáneamente el surgimiento de un sector *boom*, el minero-energético y, como particularidad frente a otras economías en desarrollo, un aumento en las entradas de capital, especialmente IED y FP, para financiar su expansión. Los resultados obtenidos muestran la importancia de los aumentos en la productividad factorial relativa al momento de explicar la apreciación de la TCR durante el período de estudio. Pero, adicionalmente, tanto el TB como los flujos de capital, resultaron significativos para explicar la apreciación de la TCR, en línea con lo señalado por Corden (1984) y trabajos similares (p.e. Lartey, 2011, Ibarra, 2011), confirmándose entonces la existencia de una sobrevaloración.

Según nuestros modelos sectoriales, esta sobrevaloración tenía impactos negativos sobre los sectores manufacturero y agrícola en Colombia, siendo esta la variable con mayor peso dentro del modelo. Estos resultados confirman en consecuencia la existencia de EDD en Colombia, de tal forma que la TCR no sólo se aprecia como respuesta al *boom* del sector minero energético, sino además a las entradas de capital, generando con esto una sobrevaloración que limita la competitividad de los sectores transables rezagados y que no puede ser recuperada con sus ganancias en productividad. Adicionalmente, tanto las disminuciones en los aranceles, como la caída en el crecimiento económico mundial, explican la pérdida de dinamismo de estos sectores en los últimos años.

Así entonces, los resultados dan cuenta de una recomposición de la estructura sectorial en Colombia, impulsada por el fortalecimiento del sector minero-energético. Si bien este último ha permitido que la economía alcanzara altos niveles de crecimiento en la última década, estos hallazgos ponen de presente la importancia de reevaluar la política de explotación de este tipo de recursos, no solo en cuanto a la intensidad con que actualmente se realiza, sino además en la participación de capital extranjero, ya que en ambos casos, esto puede comprometer la sostenibilidad del crecimiento de la economía a largo plazo, si

es que los desequilibrios en materia de composición sectorial y de las exportaciones continúa progresando como lo han hecho hasta el momento.

Bibliografía

Aguirre, A. y Calderón, C. (2005). Real exchange misalignments and economic performance. Central Bank of Chile Working Paper No. 315.
Arezki, R. y Van der Ploeg, F. (2011). Do natural resources depress income per capita?. <i>Review of Development Economics</i> , Vol. 15 (3), pp. 504-21.
Arias, M., Atienza, M. y Cademartori, J. (2013). Large mining enterprises and regional development in Chile: between the enclave and cluster. <i>Journal of Economic Geography</i> , published online May 3, doi: 10.1093/jeg/lbt007.
Bayangos, V. (2007). <i>Inflation Targeting and Exchange Rate Uncertainty</i> . Maastricht: Shaker Publishing.
Banco de la República. (2012). Obtenido de http://www.banrep.gov.co/series-estadisticas/see_prod_salar.htm
Bourdet, Y., Falck, H. (2006). Emigrants' remittances and Dutch Disease in Cape Verde. <i>International Economic Journal</i> , Vol. 20(3), pp. 267-284.
Clavijo, S., Vera, A., & Fandiño, A. (2012). <i>La desindustrialización en Colombia: Análisis Cuantitativo de sus determinantes</i> . Bogotá: ANIF.
Corden, W.M. (1984). Booming Sector and Dutch Disease Economics: Survey and Consolidation. <i>Oxford Economic Papers</i> , Vol. 36(3), pp. 359-380.
Corden, W.M. y Neary, P. (1982). Booming Sector and De-Industrialisation in a Small Open Economy. <i>The Economic Journal</i> , Vol. 92(368), pp. 825-848.
Dane(2012). Obtenido de: http://www.dane.gov.co/index.php?option=com_content&view=article&id=127&Itemid=84
Echavarría, J. J., López, E., y Misas, M. (2008). La tasa de cambio real de equilibrio en Colombia y su desalineamiento: estimación a través de un modelo SVEC. <i>Ensayos sobre Política Económica</i> , Vol. 26(57), pp.282-319.
Eichengreen, B. (2008). The Real Exchange Rate and Economic Growth. Commission on Growth and Development Working Paper No. 4.
Fielding, D. y Gibson, F. (2012). Aid and Dutch Disease in Sub-Saharan Africa. UNU-WIDER Working Paper. No. 2012/26
Frenkel, R. y Rapetti, M. (2012). External Fragility or Deindustrialization: What is the Main Threat to Latin American Countries in the 2010s?. <i>World Economic Review</i> , Vol. 1(1), pp. 37-56.
Gelb, A. (1988). <i>Oil Windfalls: Blessing or Curse?</i> . New York: Oxford University Press.
Gylsafon, T. (2001). Natural Resources, Education and Economic Development. <i>European Economic Review</i> , 45, 847-859.
Hansen, B.E. (1997). Approximate Asymptotic P Values for Structural-Change Tests. <i>Journal of Business and Economic Statistics</i> , Vol. 15(1), pp. 60-67.

Hodge, D. (2012). The Exchange Rate, Dutch Disease and Manufacturing in South Africa: What do the Data Say?. ERSA Working Paper No. 281.
Ibarra, C.A. (2011). Capital Flows and Real Exchange Rate Appreciation in Mexico. <i>World Development</i> , Vol. 39(12), pp. 2080-2090.
Lartley, E. (2011). Financial Openness and the Dutch Disease. <i>Review of Development Economics</i> , Vol. 15(3), pp.556-568.
Lartley, E., Mandelman, F. & Acosta, P. (2012). Remittances, Exchange Rate Regimes and the Dutch Disease: A Panel Data Analysis. <i>Review of International Economics</i> , Vol. 20(2), pp.377-395
Lederman, D. y Maloney, W. F. (2008). In Search of the Missing Resource Curse. <i>Economia</i> , Vol. 9 (1), pp. 1-39.
Lederman, D. y Maloney, W.F. (2007). Natural Resources: Neither Curse nor Destiny. Washington, DC: World Bank and Stanford University Press.
Lopez, A. (2012). Los recursos nacionales y el debate sobre la industrialización en América Latina. En Albrieu, R., López, A. y Rozenwurcel, G. (eds.), “Los recursos naturales como palanca del desarrollo en América del Sur: ¿Ficción o realidad?”. Montevideo: Red Mercosur, pp.23-48.
Naceur, S.B., Bakardzhieva, D., y Kamar, B. (2012). Disaggregated Capital Flows and Developing Countries’ Competitiveness. <i>World Development</i> , Vol. 40(2), pp. 223-237.
Maloney, W. (2007). Missed Opportunities: Innovation and Resourced-Based Growth in Latin America. En D. Lederman, & W. Maloney, <i>Natural Resources: Neither Course nor Destiny</i> pp. 141-182. Washington : Stanford University Press and The World Bank.
Pesaran, M. H., y Shin, Y., (1995). An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis. University of Cambridge Working Paper No. 9514.
Pesaran, M.H., Shin, Y. y Smith, R.J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. <i>Journal of Applied Econometrics</i> , Vol. 16(3), pp.289–326.
Prebisch, Raúl. (1950). The Economic Development of Latin America and its Principal Problems”. <i>Economic Bulletin for Latin Amrica</i> , Vol. 7(1), pp.1-22.
Rajan, R.G. y Subramanian (2011). Aid, Dutch Disease, and Manufacturing Growth. <i>Journal of Development Economics</i> , Vol. 94(1), pp. 106-118.
Rodrik, D. (2008). The real exchange rate and economic growth. <i>Brookings Papers on Economic Activity</i> , Vol. 39(2), pp. 365-439.
Saborowski, C. (2009). Capital Inflows and the Real Exchange Rate: Can Financial Development Cure the Dutch Disease?. IMF working paper No. 09/20
Sachs, J.D. y Warner, A. (1995, revisado en 1997). Natural Resource Abundance and Economic Growth. NBER Working Paper No. 5398.
Sachs, J.D. y Warner, A. (2001). The Curse of Natural Resources. <i>European Economic Review</i> , Vol. 45(4-6), pp. 827–38.
Shin, Y., Yu, B. y Greenwood-Nimmo, M.J. (2013). Modelling Asymmetric Cointegration

and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. In Horrace, W.C. y Sickles, R.C. (eds.), "Festschrift in Honor of Peter Schmidt". New York: Springer Science & Business Media.

Szirmai, A., Naudé, W. y Alcorta, L. (2013). *Pathways to Industrialization in the Twenty-First Century: New Challenges and Emerging Paradigms*. Oxford: Oxford University Press.

Treviño, J.P. (2011). "Oil-Price *Boom* and Real Exchange Rate Appreciation: Is There Dutch Disease in the CEMAC?". IMF Working Paper No. 11/268.