

# CUADERNOS DE ECONOMÍA

ISSN 0121-4772

# 68



UNIVERSIDAD  
NACIONAL  
DE COLOMBIA  
SEDE BOGOTÁ

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS  
ESCUELA DE ECONOMÍA

Esta obra está bajo una Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-SinDerivadas 2.5 Colombia.

**Usted es libre de:**

Compartir - copiar, distribuir, ejecutar y comunicar públicamente la obra

**Bajo las condiciones siguientes:**

- **Atribución** — Debe reconocer los créditos de la obra de la manera especificada por el autor o el licenciante. Si utiliza parte o la totalidad de esta investigación tiene que especificar la fuente.
- **No Comercial** — No puede utilizar esta obra para fines comerciales.
- **Sin Obras Derivadas** — No se puede alterar, transformar o generar una obra derivada a partir de esta obra.

Los derechos derivados de usos legítimos u otras limitaciones reconocidas por la ley no se ven afectados por lo anterior.



# UNA APROXIMACIÓN A LOS EFECTOS “DERRAME” DEL SALARIO MÍNIMO EN LA ESTRUCTURA DE REMUNERACIONES DE ARGENTINA

---

Fernando Groisman

**Groisman, F. (2016).** Una aproximación a los efectos del “derrame” del salario mínimo en la estructura de remuneraciones de Argentina. *Cuadernos de Economía*, 35(68), 457-474.

En este artículo se examina si las modificaciones practicadas al salario mínimo en la Argentina durante los últimos años generaron efectos “derrame” en la estructura salarial. Se recurre para ello al análisis de las variaciones en las remuneraciones para distintos intervalos salariales que no estarían alcanzados por esta normativa. El enfoque metodológico se basa en la estimación de diferencias en diferencias, a través de mínimos cuadrados ordinarios, aplicada a datos de panel provenientes

---

F. Groisman

Doctor en Ciencias Sociales, investigador del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (Conicet), profesor de la Universidad de Buenos Aires y director del Centro de Investigación en Trabajo, Distribución y Sociedad (Citradis), de la Facultad de Ciencias Económicas de la misma universidad. Buenos Aires, Argentina. Correo electrónico: fgroisman@conicet.gov.ar.

Una versión previa de este documento fue presentada en el Seminario Interuniversitario sobre Desarrollo Productivo Argentino (SIDPA) y en la XLIX Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política (2014).

Sugerencia de citación: Groisman, F. (2016). Una aproximación a los efectos “derrame” del salario mínimo en la estructura de remuneraciones de Argentina. *Cuadernos de Economía*, 35(68), 457-474. doi: 10.15446/cuad.econ.v35n68.45505.

**Este artículo fue recibido el 16 de septiembre de 2014, ajustado el 13 de enero de 2015 y su publicación aprobada el 23 de enero de 2015.**

de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH-Indec). Los resultados hallados confirman la existencia de estos efectos en aquellos segmentos de trabajadores con remuneraciones moderadamente superiores al mínimo legal.

**Palabras clave:** salario mínimo, estructura salarial, mercado de trabajo, efectos derrame.

**JEL:** J31, J42.

**Groisman, F. (2016). Spillover effects of minimum wage in Argentina. *Cuadernos de Economía*, 35(68), 457-474.**

This paper examines whether changes in the Argentinean minimum wage in recent years generated spillover effects on wages above the minimum. The analysis looks at the individual wage changes of those initially in a specified interval above the new legal minimum wage. The methodological approach is based on a difference-in-differences estimator through ordinary least squares applied to panel data from the Permanent Household Survey (PHS-Indec). Our results confirm the existence of these effects in those segments of workers with wages moderately above the legal minimum.

**Keywords:** Minimum wage, wage structure, labour market, spillover effects.

**JEL:** J31, J42.

**Groisman, F. (2016). Une approche des effets de retombée du salaire minimum dans la structure des rémunérations en Argentine. *Cuadernos de Economía*, 35(68), 457-474.**

Dans cet article, nous étudions si les modifications apportées au salaire minimum en Argentine au cours des dernières années ont entraîné un effet de retombée dans la structure salariale. A cet effet, nous analysons les variations de rémunérations pour divers intervalles salariaux qui ne seraient pas atteints par cette norme. L'approche méthodologique est basée sur l'estimation de différences en différences à travers des minimums carrés ordinaires, appliquée à des données de panel provenant de l'Enquête Permanente des Foyers (EPH-Indec). Les résultats obtenus confirment l'existence de ces effets chez les catégories de travailleurs avec des rémunérations à peine plus élevées que le minimum légal.

**Mots-clés :** salaire minimum, structure salariale, marché du travail, effets de retombée.

**JEL :** J31, J42.

**Groisman, F. (2016). Uma aproximação aos efeitos do “derramamento” do salário mínimo na estrutura de remunerações da Argentina. *Cuadernos de Economía*, 35(68), 457-474.**

Neste artigo, examinam-se se as modificações praticadas ao salário mínimo na Argentina durante os últimos anos que geraram efeitos “derramamento” na estrutura salarial. Para isso, é utilizada a análise das variações nas remunerações para

diferentes intervalos salariais que não estariam afetados por esta normativa. O enfoque metodológico se baseia na estimação de diferenças em diferenças, através de mínimos quadrados ordinários, aplicada a dados em painel provenientes da Pesquisa Permanente de Lares (EPH-Indec). Os resultados encontrados confirmam a existência destes efeitos naqueles segmentos de trabalhadores com remunerações moderadamente superiores ao mínimo legal.

**Palavras-chave:** salário mínimo, estrutura salarial, mercado de trabalho, efeito “derramamento”.

**JEL:** J31, J42.

## INTRODUCCIÓN

La fijación de un salario mínimo —o la actualización de su valor— tiene por finalidad garantizar el acceso de los trabajadores a una canasta de bienes y servicios considerados básicos para la sociedad en un momento determinado. En la práctica, su función es evitar el deterioro de las remuneraciones de aquellos ocupados de más bajos ingresos. Cada vez que se modifica su valor, los salarios ubicados por debajo de este nuevo umbral deben incrementarse al menos hasta igualar esa marca. Desde el punto de vista estrictamente normativo, no cabría esperar modificaciones en los salarios de aquellos trabajadores cuyas remuneraciones se hallan por encima del nuevo mínimo legal. Sin embargo, es posible que el establecimiento o actualización de los mínimos salariales legales impacte en el conjunto de la estructura de remuneraciones, en particular, en las de aquellos trabajadores con salarios levemente por encima del mínimo legal. A este fenómeno se lo ha denominado en la literatura especializada como “efecto derrame del salario mínimo”.

La indagación acerca de la presencia y magnitud de los efectos derrame del salario mínimo es relevante por varias razones. En primer lugar, su contribución al precisar el alcance e impacto de esta institución laboral; en segundo lugar, porque aporta a la comprensión de la dinámica que sigue la distribución de los salarios, y en tercer lugar, porque constituye un insumo para el análisis de los factores que inciden en la determinación de los salarios.

El rol de las remuneraciones mínimas en la forma de la distribución de los salarios ha sido objeto de una atención considerablemente menor que el impacto que este pueda tener sobre el empleo (Neumark y Wascher, 2008). Por otra parte, la cuestión no ha estado exenta de cierta controversia empírica. La mayor parte de la evidencia disponible es para el caso de los EE. UU., y sugiere extensos derrames. Sin embargo, en otras economías, como la de Inglaterra, los resultados han sido los opuestos.

En este artículo se presenta una aproximación a los efectos derrame de los cambios en el salario mínimo en la Argentina, en la primera década del siglo corriente. Específicamente, se comparan las variaciones salariales observadas después de un aumento en el salario mínimo con aquellas variaciones “hipotéticas” que habrían acaecido en ausencia de cambios en el mínimo salarial. Esta problemática encuentra en el análisis de diferencias en diferencias (*diff in diff*) una metodología apropiada para su estimación, enfoque que requiere de la identificación de un grupo de control y otro de tratamiento, luego de lo cual ambos grupos son evaluados en su desempeño durante el periodo de tiempo en que se aplicó u ocurrió el “tratamiento”. En este documento se ha definido el grupo de tratamiento como aquel compuesto por los trabajadores con remuneraciones ligeramente por encima de la nueva marca salarial mínima ya antes de su entrada en vigor. Por su lado, el grupo de control incluiría a aquellos asalariados con remuneraciones en la parte más alta de la distribución salarial; es decir, los que no se verían afectados por las modificaciones en el mínimo legal. Habiendo definido ambos grupos, se procede a comparar la evolución que mostraron sus salarios en dos momentos determinados.

Por una parte, en un periodo temporal en el que no se produjeron cambios en el salario mínimo, y en segundo lugar, en el que sí ocurrió esa modificación. La metodología señalada se aplicó con los datos de panel provenientes de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

A pesar de que la regulación del salario mínimo se ha extendido considerablemente durante el corriente siglo en Latinoamérica, son escasos los trabajos orientados a estudiar sus efectos sobre el funcionamiento de los mercados laborales. Hasta donde se ha constatado en la literatura especializada, no se han encontrado *papers* o investigaciones que utilicen el enfoque *diff in diff* con datos longitudinales para el análisis de los efectos derrame del salario mínimo en ninguna economía de la región.

Este artículo se compone de seis secciones, la primera de las cuales es la presente introducción. En la segunda se resume el marco de análisis de la temática y repasa las razones por las cuales podrían ocurrir derrames ante cambios en el salario mínimo. La tercera presenta una breve descripción del salario mínimo en Argentina y en la cuarta se detallan la metodología y los datos utilizados. La quinta sección presenta los resultados obtenidos y, finalmente, en la sexta, se compendian las conclusiones.

## MARCO DE ANÁLISIS

Las posibles consecuencias distributivas de los salarios mínimos han sido tratadas desde hace mucho tiempo (Stigler, 1946). Sin embargo, la evidencia empírica es todavía limitada sobre este aspecto, incluso cuando la investigación sobre el rol de las normas laborales en la determinación de los salarios ha recibido gran atención (Nunziata, 2005). La investigación orientada a estimar el impacto del salario mínimo sobre las remuneraciones de los trabajadores que se verían directamente afectados por esta regulación ha constatado, en general, ciertos efectos positivos (Autor, Manning y Smith, 2010; DiNardo, Fortin y Lemieux, 1996). Más aún, en casos de economías con alta informalidad, algunos estudios mostraron que los incrementos en las remuneraciones se producen también en el sector no cubierto por esta regulación (Boeri, Garibaldi y Ribeiro, 2011; Lemos, 2009). El signo y la intensidad con la que impactará el salario mínimo sobre la estructura salarial definirán también su relevancia como instrumento de política para la reducción de la pobreza y de la desigualdad. En efecto, dependiendo del impacto que pudiera tener la fijación del salario mínimo sobre el nivel de empleo, cabe anticipar que la distribución salarial tenderá a comprimirse. Significativamente menos estudiada ha sido la manera en que un piso salarial legal afecta las retribuciones del conjunto de trabajadores con remuneraciones (levemente) superiores a este antes de su modificación.

La ocurrencia de los efectos derrame del salario mínimo puede obedecer a diversas causas. Tanto los sindicatos como las firmas, aunque por razones disímiles, pueden estar interesados en preservar los diferenciales salariales relativos a los diversos puestos de trabajo. De tal forma, el incremento del salario mínimo puede expandirse al conjunto de los asalariados, cuyo resultado global sobre la

estructura de remuneraciones es, o bien un derivado de la presión ejercida por los sindicatos para extender ese beneficio al conjunto de los trabajadores, o bien un efecto de la reacción de las empresas para evitar que la nueva ecuación de costos altere sus beneficios (Grossman, 1983; Rattenhuber, 2011).

Bajo premisas clásicas, si el mercado es perfectamente competitivo, el aumento del salario deberá conllevar un aumento de la productividad del trabajador, vía mejora de la eficiencia productiva o a través de una contracción en el empleo. Sin embargo, las empresas pueden afrontar el mayor costo del salario —derivado del aumento del mínimo legal— aunque no aumente el producto marginal por trabajador. Emparentada con esta visión, puede pensarse que la estrategia óptima de la firma será pagar el nuevo mínimo legal y evitar, en cambio, el incremento de los salarios en función de los cambios en la productividad de los trabajadores en ausencia de cambios en el mínimo salarial. En esta línea, Swaffield (2013) encuentra que, en el caso de Inglaterra, los efectos del salario mínimo sobre las remuneraciones de los trabajadores de más bajos salarios son positivos y dependen de la magnitud de la suba del mínimo legal. Sin embargo, también observa que los empleadores compensan el incremento de salarios al que se ven forzados por el mínimo obligatorio reprimiendo los aumentos salariales que habrían hecho en ausencia de los ajustes al mínimo salarial.

Por extensión, los efectos derrame del salario mínimo pueden deberse a otras razones. En efecto, en condiciones competitivas, este puede acontecer al alterarse la estructura de salarios de la fuerza de trabajo, según nivel de calificación. Si el aumento del mínimo salarial legal encarece el salario relativo de la mano de obra de baja productividad, habría un incremento en la demanda de fuerza de trabajo más calificada. Claramente, ello dependerá de la sustitución entre unos y otros, y condicionará asimismo la magnitud del efecto derrame.

En esta misma línea, si el aumento del salario mínimo fuerza un aumento de las remuneraciones por encima del producto marginal de los trabajadores afectados, puede que las firmas encaren procesos de cambio tecnológico, como reorganización de los procesos de trabajo o incorporación de capital. Esta situación, por lo tanto, puede conllevar cambios en los productos marginales de los demás trabajadores y, por añadidura, en su nivel de salarios. Desde la perspectiva de los salarios de eficiencia (Stiglitz, 1976), los incrementos en la remuneración mínima pueden conducir a un aumento de los salarios de algunos trabajadores por encima del mínimo legal, con el fin de preservar las diferencias salariales potencialmente importantes para la motivación y productividad del trabajador.

En cuanto a la oferta de trabajo, el aumento del salario mínimo implicaría un incremento en el salario de reserva de los trabajadores afectados por la norma, lo que podría impactar diferencialmente en ciertos sectores de actividad y lo que produciría que, en consecuencia, las firmas afronten mayores salarios en esas ramas de actividad.

En suma, los efectos de los cambios en el salario mínimo pueden ser abordados a través de esquemas de funcionamiento de los mercados de trabajo que



reconocen una multiplicidad de canales, por medio de los cuales discurren estos impactos (Hirsch, Kaufman y Zelenska, 2013). Desde esta perspectiva, se ha denunciado que el mínimo salarial puede impactar sobre la composición del empleo, la estructura de remuneraciones, los costos de rotación, entre otras variables de funcionamiento de las firmas. Por lo tanto, esta cuestión requiere de evidencia empírica.

Desde el punto de vista teórico, cabe llamar la atención sobre los modelos alternativos al enfoque competitivo más clásico. En este sentido, ocupan un lugar relevante el modelo institucional (Kaufman, 2010) y el de monopsonio dinámico (Manning, 2003). Bajo el primero de ellos, las respuestas a aumentos del mínimo salarial legal se ubicarían en torno a la búsqueda de mecanismos que mejoren la productividad y promuevan la reorganización del trabajo, así como la búsqueda de mayor intensidad del trabajo. En el mismo paradigma, el aumento del poder de compra de los trabajadores de bajos salarios puede aumentar las ventas de la firma, de tal forma que se descontaría parte del efecto presuntamente negativo del aumento del mínimo salarial. Desde el enfoque institucionalista, los efectos derrame sobre los salarios de aquellos trabajadores no afectados por el mínimo podrían de suyo tener lugar por la presión sindical o la propia dinámica de la negociación colectiva.

Por su lado, en los modelos de monopsonio dinámico se retoma la idea de un poder discrecional de las firmas en la fijación de los salarios, cuando en el mercado de trabajo se producen costos de fricción. Puntualmente, los empleadores enfrentan costos adicionales al tener que contratar nuevos trabajadores que se desprenden de las fricciones existentes en el mercado laboral, como por ejemplo, déficit de transporte. En cuanto a los trabajadores, especialmente los de menores calificaciones, tal mecanismo induce a que limiten su búsqueda de empleo en las zonas en la que residen. Así, las firmas deben elevar los salarios ofrecidos por encima de la remuneración vigente o esperar a que se llene la vacante, asumiendo los costos implícitos que ello acarrea para la producción de la empresa. En consecuencia, bajo monopsonio, las empresas no contratarían a los nuevos trabajadores que necesitan, lo que las hace operar por debajo de su nivel máximo de eficiencia. El hecho de que paguen remuneraciones inferiores a las del mercado obedece a que sacan ventaja de la posición más vulnerable que tienen los trabajadores, debido a los costos en que incurrirían si deciden abandonar ese empleo y buscar otro. Por lo tanto, bajo este escenario, la suba del salario mínimo puede llevar a las firmas a ubicarse más cerca de su nivel de eficiencia óptimo. Esta situación tendría lugar por cuanto los costos de rotación de la fuerza de trabajo se reducen al aumentar el salario mínimo, incentivando a las firmas a aumentar el empleo y los salarios.

Sea cual sea el factor que prevalezca (la mera dinámica de la presión sindical, las decisiones de los empleadores, la propia estructura de la negociación colectiva, las condiciones de mercado en las que operan las firmas o las características estructurales que regulan la oferta y demanda de fuerza de trabajo, entre otros), puede presumirse que, de ocurrir efectos derrame, estos tendrán una manifesta-

ción decreciente a medida que se asciende en la escala salarial, hasta desaparecer en cierto punto.

La evidencia disponible sobre los efectos derrame del salario mínimo se centra fundamentalmente en los Estados Unidos (Neumark y Wascher, 2008). Entre otros estudios, Card y Krueger (1995), DiNardo *et al.* (1996), Lee (1999) y Autor *et al.* (2010), encuentran también efectos derrame. En contraste, en Gran Bretaña, los estudios realizados no han encontrado efectos derrame o en todo caso estos han sido algo más modestos (Butcher, Dickens y Manning, 2010; Dickens y Manning, 2004a, 2004b; Metcalf, 2008; Papps y Gregg, 2014; Stewart, 2012).

La presente investigación aborda esta problemática para el caso argentino. En sintonía con lo acontecido en gran parte de la región latinoamericana, en este país la regulación del salario mínimo ha ganado protagonismo en el conjunto de las políticas laborales aplicadas durante el siglo corriente. De hecho, en la actualidad, el salario mínimo legal argentino es el más alto en Sudamérica, medido en dólares estadounidenses. Asimismo, la recurrencia de las actualizaciones del mínimo salarial se produjo en un contexto económico globalmente favorable, que se tradujo en aumentos del empleo y en reducción del desempleo y de la desigualdad, hecho que otorga un interés adicional a la investigación. En la sección siguiente se brinda algún detalle sobre este instituto laboral en Argentina, para dar paso luego al detalle de la metodología utilizada.

## EL SALARIO MÍNIMO EN ARGENTINA

La Constitución Nacional en Argentina establece que todos los trabajadores deben tener acceso a condiciones dignas y justas de trabajo, incluido el derecho a un salario mínimo. La Ley 16.459, que regula la aplicación del salario mínimo, vital y móvil (así denominado en esa legislación), fue promulgada el 14 de junio de 1964, con el objetivo declarado de impedir la explotación de los trabajadores en los sectores que tienen un potencial exceso de oferta de trabajo, garantizar una renta mínima adecuada y mejorar los salarios de los trabajadores más pobres<sup>1</sup>. Además, la Ley de Contrato de Trabajo 20.744 de 1974, define el salario mínimo vital para todos los trabajadores de al menos 18 años, con solo algunas excepciones, como “la menor remuneración que debe percibir en efectivo el trabajador sin cargas de familia, en su jornada legal de trabajo, de modo que le asegure alimentación adecuada, vivienda digna, educación, vestuario, asistencia sanitaria, transporte y esparcimiento, vacaciones y previsión”.

---

<sup>1</sup> En gran parte de Latinoamérica, hacia fines del siglo XIX y principios del XX, tuvo lugar un intenso proceso de formación y consolidación del sindicalismo que se vio coronado con la sanción de leyes protectorias del trabajo que incorporaban cuestiones relativas a la negociación colectiva como a las remuneraciones. En ese marco, el salario mínimo se instaló como un mecanismo de regulación que buscaba atender a aquellos trabajadores excluidos de la sindicalización y de la contratación colectiva (Zapata, 2002).

El salario mínimo argentino se modificó en forma reiterada entre 2002 y 2014 —en 24 ocasiones—, mientras que su monto nominal se multiplicó por dieciocho en el mismo periodo (véase Tabla 1).

**Tabla 1.**

Modificaciones al salario mínimo 2003-2014 (en pesos argentinos)

Norma	Vigencia desde	Salario horario	Salario mensual
Decreto 388/03	1 de diciembre de 2003	1,5	300
Decreto 1349/03	1 de enero de 2004	1,75	350
Resolución 2 del Consejo Nacional del Empleo, la Productividad y el Salario Mínimo, Vital y Móvil; y Decreto 1192/04	1 de septiembre de 2004	2,25	450
Resolución 2 del Consejo Nacional del Empleo, la Productividad y el Salario Mínimo, Vital y Móvil; y Decreto 750/05	1 de mayo de 2005	2,55	510
	1 de junio de 2005	2,85	570
	1 de julio de 2005	3,15	630
Resolución 2 del Consejo Nacional del Empleo, la Productividad y el Salario Mínimo, Vital y Móvil (2006)	1 de agosto de 2006	3,8	760
	1 de septiembre de 2006	3,9	780
	1 de noviembre de 2006	4	800
Resolución 2 del Consejo Nacional del Empleo, la Productividad y el Salario Mínimo, Vital y Móvil (2007)	1 de agosto de 2007	4,5	900
	1 de octubre de 2007	4,8	960
	1 de diciembre de 2007	4,9	980
Resolución 3 del Consejo Nacional del Empleo, la Productividad y el Salario Mínimo, Vital y Móvil (2008)	1 de agosto de 2008	6	1.200
	1 de diciembre de 2008	6,2	1.240

(Continúa)

**Tabla 1.** (Continuación)

Modificaciones al salario mínimo 2003-2014 (en pesos argentinos)

Resolución 2 del Consejo Nacional del Empleo, la Productividad y el Salario Mínimo, Vital y Móvil (2009)	1 de agosto de 2009	7	1.400
	1 octubre de 2009	7,2	1.440
	1 de enero de 2010	7,5	1.500
Resolución 2 del Consejo Nacional del Empleo, la Productividad y el Salario Mínimo, Vital y Móvil (2010)	1 de agosto de 2010	8,7	1.740
	1 de enero de 2011	9,2	1.840
Resolución 2 del Consejo Nacional del Empleo, la Productividad y el Salario Mínimo Vital y Móvil (2011)	1 de agosto de 2011	11,5	2.300
Resolución 2 del Consejo Nacional del Empleo, la Productividad y el Salario Mínimo Vital y Móvil (2012)	1 de septiembre de 2012	13,35	2.670
	1 de febrero de 2013	14,38	2.875
Resolución 2 del Consejo Nacional del Empleo, la Productividad y el Salario Mínimo Vital y Móvil (2013)	1 de agosto de 2013	16,5	3.300
	1 de enero de 2014	18	3.600

Fuente: elaboración propia.

Al 2013, la proporción de asalariados con remuneraciones inferiores al salario mínimo era de 13%, mientras que ascendía al 32,5% para el total de los ocupados. Los mencionados guarismos reflejan un claro aumento respecto de la situación vigente a comienzos del decenio, que respondió al fuerte incremento del mínimo legal entre 2004 y 2005. En efecto, desde entonces, se ha verificado una marcada estabilidad en la estructura de perceptores, según su ubicación respecto del salario mínimo. El valor de esta remuneración se incrementó del 42,8% al 52% con relación al salario promedio entre 2004 y 2005, y a partir de entonces este porcentaje siguió una tendencia más moderada llegando a alrededor del 56% en 2013.

Aun cuando la evidencia argentina sugiere que el salario mínimo no operó como umbral inferior para las remuneraciones de los trabajadores no registrados, cabe destacar que su continuado incremento no conllevó una ampliación de la brecha de remuneraciones entre ambos segmentos (Groisman, 2014).

## METODOLOGÍA, DATOS Y UNIVERSO DE ANÁLISIS

### Metodología

El enfoque más apropiado para la medición de los efectos derrame ante la fijación o aumento del salario mínimo, es la observación de los cambios en los salarios

de aquellos individuos que percibían remuneraciones levemente por encima del nuevo valor del mínimo con anterioridad a que este se fijara o incrementara. Para ello, es necesario delimitar un intervalo específico por encima del mínimo legal. La pregunta de investigación es si los salarios en este grupo resultaron superiores a los que cabría haber esperado en ausencia de la fijación o actualización del salario mínimo; de esta manera, es necesaria la construcción de una variación salarial contrafáctica. En este trabajo se ha utilizado una metodología que consiste en comparar la diferencia en la variación de las remuneraciones en un intervalo salarial determinado y en un periodo en el cual se produjo un aumento del salario mínimo, con aquella producida en el mismo intervalo salarial pero en un periodo en el que no hubo cambios en el salario mínimo (grupo de tratamiento). Luego se ha procedido a contrastar estos valores con aquellas diferencias en los mismos términos para un intervalo salarial ubicado ahora más alto en la distribución salarial (grupo de control) (Stewart, 2012). Así, el enfoque de diferencias en diferencias (*diff in diff*) proporciona una estimación consistente de los presuntos efectos derrame del salario mínimo<sup>2</sup>. En efecto, la doble diferencia elimina tanto los sesgos atribuibles a la posible heterogeneidad no observada de los intervalos considerados, así como los efectos macro o de contexto que podrían haber afectado diferencialmente un periodo de tiempo respecto del otro que se está considerando. La estimación se realizó por mínimos cuadrados ordinarios como se muestra en la siguiente ecuación:

$$\frac{W_{2it} - W_{1it}}{W_{1it}} = \alpha + \beta D(W_{1it}; m_{2t}) + \delta s_{it} + \theta s_{it} D(W_{1it}; m_{2t}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

El término de la izquierda captura la variación de salarios para los individuos  $i$  en cada periodo  $t$ . Los subíndices 1 y 2 refieren al periodo de tiempo del salario, siendo 2 posterior a 1, de tal forma que este término mide el cambio porcentual en el salario para cada individuo.  $D(W_{1it}; m_{2t})$  es una variable *dummy* con valor igual a 1 si  $w_{1it}$  corresponde al intervalo salarial que se va a considerar para explorar el efecto tratamiento, es decir, aquel intervalo sobre el cual cabría observar los efectos de derrame. Por lo tanto, se ubica ligeramente por encima del valor del salario mínimo actualizado  $m_{2t}$ , y con valor 0 en caso contrario, es decir, si corresponde al grupo de control ubicado bien por encima del valor del salario mínimo. El término  $s_{it}$  es una variable *dummy* igual a 1 para el periodo en el cual el salario mínimo se modificó, y 0 para el periodo en que no hubo cambio en su valor. El coeficiente de interés corresponde a la estimación simple de la diferencia en diferencia.

<sup>2</sup> Otras metodologías, como las regresiones por cuantiles de ingreso, también permiten aproximarse a los efectos derrame. En este caso, la pauta distributiva antes de la introducción del nuevo mínimo salarial se toma como escenario contrafáctico. No obstante, el modelo *diff in diff* con datos longitudinales es la estrategia metodológica más directa, y resulta convenientemente simple y eficiente, pues permite controlar los posibles efectos de regresión a la media y controlar el hecho de que la variación en el nivel de las remuneraciones antes y después del cambio en el mínimo salarial haya sido diferente (Stewart, 2011).

Este modelo puede ser extendido a los efectos de considerar varios intervalos por encima del salario mínimo, sobre los cuales podrían haberse producidos los efectos derrame (Stewart, 2012). Siguiendo la formalización previa, el término  $m_{2t}$  puede incluir a  $(m_{2t}, 1.1 m_{2t})$ ,  $(1.1 m_{2t}, 1.2 m_{2t})$ ,  $(1.2 m_{2t}, 1.3 m_{2t})$  y así sucesivamente. Así,  $D_k = (w_{1it}; m_{2t})$ ,  $k = 1, \dots, K$ . Similar procedimiento puede seguirse para la extensión del modelo a múltiples actualizaciones en el valor del salario mínimo. La variable dummy  $s_{it}^j = 1$  si  $t = j$  y 0 en caso contrario. Los diversos intervalos salariales y actualizaciones pueden combinarse en una misma ecuación del siguiente tipo:

$$\frac{W_{2it} - W_{1it}}{W_{1it}} = \alpha + \sum_{k=1}^k \beta_k D_k (W_{1it}; m_{2t}) + \sum_{j=1}^j \delta^j s_{it}^j + \sum_{k=1}^k \sum_{j=1}^j \theta_k^j s_{it}^j D (W_{1it}; m_{2t}) + \varepsilon_{it}$$

Los términos de interacción  $kj$  corresponden a la estimación de las diferencias en diferencias para cada uno de los  $k$  intervalos salariales y los  $j$  incrementos del valor del salario mínimo.

En este artículo recurrimos a esta segunda especificación, con el propósito de evaluar los efectos derrame sobre distintos intervalos salariales. En consecuencia, además, solo se considerará el universo compuesto por trabajadores con remuneraciones por encima del salario mínimo del sector privado. Otros estudios han aplicado esta metodología para evaluar los efectos sobre los salarios de aquellos con remuneraciones por debajo del mínimo, utilizando como grupo de control a los trabajadores con salarios por encima de ese umbral (Swaffield, 2013).

Al modelo se le puede agregar un vector de variables independientes correspondientes a ciertas características sociodemográficas de los individuos ( $X$ ), con el propósito de controlar la posible heterogeneidad entre los intervalos salariales. Siguiendo la práctica habitual en estudios con esta base de microdatos, en este artículo se incluyeron la edad, el género, la educación y la región de residencia. Además, como se mencionó previamente, se utilizaron los datos de panel provistos por la EPH.

## Datos

Los datos utilizados provienen de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), que releva el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (Indec). El relevamiento se efectúa en forma continua en los principales 31 aglomerados urbanos del país —28 hasta 2006—, suministrando información con carácter trimestral por regiones y por aglomerados con población de 500.000 habitantes o superior.

Aunque Argentina no dispone de encuestas longitudinales, la información proveniente de la EPH permite contar con datos de esa índole. En efecto, la encuesta no indaga directamente acerca de cambios en el tiempo de las variables, pero resulta posible construir datos longitudinales aprovechando la característica del panel rotativo de su muestra, considerando que los hogares son entrevistados en cuatro oportunidades. Por consiguiente, a partir de la comparación de la situación de un

hogar / individuo en las cuatro “ondas”, se infieren los eventuales cambios experimentados en las diversas variables de interés.

El esquema de rotación de la EPH se ha denominado 2-2-2 dado su funcionamiento:

- las viviendas de un área ingresan a la muestra para ser encuestadas en dos trimestres consecutivos, en el mes y semana asignados a esa área;
- se retiran por dos trimestres consecutivos;
- se reincorporan para ser entrevistadas nuevamente en dos trimestres consecutivos en el mes y semana asignados a esa área.

Este esquema garantiza que una vivienda encuestada por primera vez en una semana determinada de un trimestre dado, vuelva a ser encuestada en la misma semana del trimestre siguiente; se retira momentáneamente por seis meses y vuelve a ser encuestada en las mismas condiciones en los dos trimestres subsiguientes. Dentro de cada aglomerado urbano, las áreas seleccionadas se dividen en 4 “grupos de rotación”, cada uno de los cuales es una submuestra de tamaño igual a una cuarta parte de la muestra total.

El método de rotación implica que:

- entre un trimestre y el siguiente exista un 50% de muestra en común;
- entre un trimestre y el mismo del año siguiente también exista un 50% de muestra en común.

## Universo de análisis

El universo de análisis quedó constituido por aquellos individuos en puestos de trabajo asalariados en la totalidad de las observaciones utilizadas para la estimación. Tal restricción obedece a la necesidad de contar con información sobre salarios en los momentos en que fueron entrevistados.

Como se mencionó previamente, la EPH brinda la oportunidad de utilizar información longitudinal para los mismos individuos. Para este trabajo se recurrió a esa característica y, específicamente, se utilizaron tres observaciones para cada individuo: las dos primeras correspondientes al periodo inicial —donde no hubo modificación en el salario mínimo— y las últimas dos conformando el segundo periodo cuando aconteció la actualización del mínimo salarial. Además, como antes se mencionó, al tratarse de la estimación de los efectos derrame del salario mínimo, el universo se ciñó al conjunto de asalariados que en la primera observación percibieron salarios por encima del valor alcanzado por este instituto en la última de las observaciones consideradas. La estimación se realizó para dos momentos diferentes: del primer trimestre de 2006 al segundo trimestre de 2007, por una parte, y del primer trimestre de 2009 al segundo trimestre de 2010, por la otra, como se muestra en el siguiente esquema de datos utilizados:

1 <sup>er</sup> trimestre	2 <sup>o</sup> trimestre	
<b>Sin cambio en el salario mínimo</b>		
	2 <sup>o</sup> trimestre	2 <sup>o</sup> trimestre
<b>Con cambio en el salario mínimo</b>		
<b>Datos de panel</b>		
<b>50% de muestra común</b>		
Primera observación	Segunda observación	Tercera observación
1 <sup>er</sup> trimestre de 2006	2 <sup>o</sup> trimestre de 2006	2 <sup>o</sup> trimestre de 2007
1 <sup>er</sup> trimestre de 2009	2 <sup>o</sup> trimestre de 2009	2 <sup>o</sup> trimestre de 2010

En todos los casos, el análisis se efectúa sobre la remuneración mensual de la ocupación principal de los trabajadores.

## RESULTADOS

Se recurrió a dos versiones del modelo, versión I y versión II. En la primera, se consideraron tres intervalos salariales para la constitución de los grupos de tratamiento de acuerdo con la siguiente pauta: con remuneraciones superiores al mínimo entre el 10% y el 19%; entre el 20% y el 29%, y entre el 30% y el 49%. En esta versión, el grupo de control quedó compuesto por aquellos asalariados con remuneraciones iguales o superiores a 1,5 y 2 salarios mínimos. En la segunda versión, también se confeccionaron tres intervalos salariales para los grupos de tratamiento, pero en un nivel más elevado de la estructura salarial: con remuneraciones superiores al mínimo entre 100% y el 149%; entre el 150% y el 199%, y entre el 200% y el 300%. El grupo de control quedó compuesto por aquellos asalariados con remuneraciones iguales o superiores a 3 salarios mínimos y hasta 3,5 salarios mínimos.

La confección de dos versiones del modelo para la evaluación de los efectos derrame del salario mínimo busca controlar la tensión existente entre la búsqueda de la mayor semejanza posible entre los grupos de tratamiento y control, así como el riesgo de que el grupo de control se vea afectado también por los efectos derrame que se aspira estimar. En la versión que considera los intervalos salariales a una mayor cercanía del valor del salario mínimo, se privilegia el primero de los aspectos señalados; mientras que en el modelo que incluye intervalos salariales más alejados del mínimo salarial, se enfatiza el segundo de ellos.

Los valores de la remuneración mínima utilizados en la delimitación de los intervalos salariales fueron los vigentes al momento de la realización de la tercera entrevista de la encuesta. Es decir, en el segundo trimestre de 2006 y en el segundo trimestre de 2010: \$ 800 y \$ 1.500, respectivamente (Tabla 1). Ello implica que se están considerando incrementos nominales en el salario mínimo del orden del 27% en el primer caso —el salario mínimo vigente en el primer semestre de 2006



fue de \$ 630— y de 21% —el mínimo legal correspondiente al primer semestre de 2009 fue de \$ 1.240— en el segundo caso.

La estimación a través del enfoque de diferencias en diferencias arroja de manera clara la existencia de efectos derrame del salario mínimo en el caso argentino. Los coeficientes obtenidos deben ser interpretados como los efectos derrame para cada intervalo salarial confeccionado, es decir, la magnitud de la variación salarial que tal grupo experimentó debido al aumento del salario mínimo y que no se habría producido si tal incremento en la remuneración mínima no hubiera ocurrido.

Para aquellos asalariados pertenecientes al intervalo que agrupa las remuneraciones superiores al salario mínimo entre el 10% y el 19%, se constató una variación salarial positiva y significativa, cuyos coeficientes resultaron ser de 0,21 y 0,31 para los periodos 2006-2007 y 2009-2010, respectivamente (Tabla 2). Interesa enfatizar además que los efectos derrame se manifestaron claramente también en el segundo intervalo —en el periodo 2006-2007 el coeficiente fue de 0,32 y en 2009-2010 resultó en 0,34—. En el tercer intervalo el efecto derrame desaparece en el primer periodo y se mantiene en el segundo aunque en un nivel algo inferior —0,19—.

**Tabla 2.**

Efectos diferencias en diferencias, coeficientes seleccionados, versión I

Variación salarial	Coficiente	Error estándar	Significatividad
Grupo 1 06_07	0,216	0,108	0,045
Grupo 2 06_07	0,321	0,096	0,001
Grupo 3 06_07	-0,045	0,133	0,732
Obs. 634			
Grupo 1 09_10	0,313	0,152	0,040
Grupo 2 09_10	0,343	0,103	0,001
Grupo 3 09_10	0,194	0,096	0,045
Obs. 1049			

Grupos de tratamiento: 1: entre el 10% y el 19%; 2: entre el 20% y el 29%; 3: entre el 30% y el 49% (intervalos por encima del salario mínimo).

Grupo de control: asalariados con remuneraciones iguales o superiores a 1,5 salarios mínimos y hasta 2 salarios mínimos.

Fuente: elaboración propia con datos de la EPH.

Probablemente la explicación de tal comportamiento sea que los efectos derrame se concentran en los intervalos cercanos al salario mínimo y luego van diluyéndose o desapareciendo. En la versión II de la estimación, los resultados obtenidos parecen confirmar esta presunción (Tabla 3). En efecto, los coeficientes fueron positivos y significativos solo para el primer intervalo. Se recordará que, en este caso, se trata de aquellos asalariados con remuneraciones superiores al mínimo

entre un 100% y un 149%. El grupo de control en esta versión quedó constituido por aquellos trabajadores con remuneraciones superiores entre 3 y 3,5 veces el mínimo legal. El resto de los intervalos no mostró diferencias significativas.

**Tabla 3.**

Efectos diferencias en diferencias, coeficientes seleccionados, versión II

Variación salarial	Coficiente	Error estándar	Significatividad
Grupo 1 06_07	1,176	0,565	0,037
Grupo 2 06_07	0,654	0,566	0,248
Grupo 3 06_07	0,745	0,580	0,199
Obs. 296			
Grupo 1 09_10	0,581	0,291	0,046
Grupo 2 09_10	-0,088	0,330	0,788
Grupo 3 09_10	0,284	0,326	0,385
Obs. 428			

Grupo de control: asalariados con remuneraciones superiores entre 3 y 3,5 veces el mínimo legal.

Fuente: elaboración propia con datos de la EPH.

## CONCLUSIONES

En este artículo se examinaron los posibles efectos derrame del salario mínimo en la estructura salarial argentina. El análisis consistió en comparar las variaciones en los salarios de aquellos trabajadores en un intervalo de remuneraciones por encima del salario mínimo con aquellas variaciones que se habrían producido en ausencia de incrementos en el mínimo legal (variaciones contrafácticas). Para ello, se recurrió a un modelo de diferencias en diferencias, estimado por mínimos cuadrados ordinarios con datos de panel provenientes de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), para dos periodos por separado: 2006-2007 y 2009-2010.

Las estimaciones realizadas hallaron evidencia significativa de efectos derrame positivos en aquellos intervalos salariales más cercanos al mínimo legal. Tales resultados resaltan el potencial explicativo del salario mínimo en la reducción de la desigualdad salarial en Argentina, al tiempo que aportan elementos de interés para entender la dinámica de la fijación de salarios.

## REFERENCIAS

1. Autor, D. H., Manning, A., & Smith, C. L. (2010). *The contribution of the minimum wage to US wage inequality over three decades: A reassessment* (Working Paper 16533). NBER.
2. Boeri, T., Garibaldi, P., & Ribeiro, M. 2011. The lighthouse effect and beyond. *Review of Income and Wealth*, 57, S54-S78.
3. Butcher, T., Dickens, R., & Manning, A. (2010). The impact of the national minimum wage on the wage distribution. *Low Pay Commission, Annual Research Workshop Presentation*. October, London.
4. Card, D., & Krueger, A. B. (1995). *Myth and measurement: the new economics of the minimum wage*. Princeton: Princeton University Press.
5. Dickens, R., & Manning, A. (2004a). Has the national minimum wage reduced UK wage inequality? *Journal of the Royal Statistical Society A*, 167, 613-626.
6. Dickens, R., & Manning, A. (2004b). Spikes and spillovers: The impact of the national minimum wage on the wage distribution in a low wage sector. *Economic Journal*, 114, C95-101.
7. DiNardo, J., Fortin, N., & Lemieux, T. (1996). Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach. *Econometrica*, 64, 1001-1044.
8. Groisman, F. (2014). Employment, inequality and minimum wages in Argentina. En D. McCann, S. Lee, P. Belser, C. Fenwick, J. Howe & M. Luebker (eds.). *Creative labour regulation. indeterminacy and protection in an uncertain world* (pp. 87-125). Londres: Palgrave-Macmillan.
9. Grossman, J. B. (1983). The impact of the minimum wage on other wages. *The Journal of Human Resources*, 18(3), 359-378.
10. Hirsch, B. T., Kaufman, B., & Zelenska, T. (2013). *Minimum wage channels of adjustment* (Discussion Paper 6132). Germany: Institute for the Study of Labor (IZA).
11. Kaufman, B. E. (2010). Institutional economics and the minimum wage: Broadening the theoretical and policy debate. *Industrial and Labor Relations Review*, 63, 427-453.
12. Lee, D. (1999). Wage inequality in the United States during the 1980s: Rising dispersion or falling minimum wage? *Quarterly Journal of Economics*, 114, 977-1023.
13. Lemos, S. (2009). Minimum wage effects in a developing country. *Labour Economics*, 16, 224-237.
14. Manning, A. (2003). *Monopsony in motion - imperfect competition in labor markets*. Princeton University Press.

15. Metcalf, D. (2008). Why has the British national minimum wage had little or no impact on employment? *Journal of Industrial Relations*, 50(3), 489-512.
16. Neumark, D., & Wascher, W. L. (2008). *Minimum wages*. Cambridge: MIT Press.
17. Nunziata, L. (2005). Institutions and wage determination: A multi-country approach. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67(4), 435-466.
18. Papps, K. L., & Gregg, P. (2014). Beyond the wage: Changes in employment and compensation patterns in response to the national minimum wage. Report for the Low Pay Commission, University of Bath, February.
19. Rattenhuber, P. (2011). *Building the minimum wage: Germany's first sectoral minimum wage and its impact on wages in the construction industry* (Discussion Paper 1111). DIW Berlin. doi: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1793166>.
20. Stewart, M. B. (2011). *Quantile estimates of counterfactual distribution shifts and the impact of minimum wage increases on the wage distribution* (Economic Research Paper 985). Warwick.
21. Stewart, M. B. (2012). Wage inequality, minimum wage effects, and spillovers. *Oxford Economic Papers*, 64(4), 616-634.
22. Stigler, G. J. (1946). The economics of minimum wage legislation. *American Economic Review*, 36, 358-365
23. Stiglitz, J. (1976). The efficiency wage hypothesis, surplus labour, and the distribution of income in L.D.C.s. *Oxford Economic Papers, New Series*, 28(2), 185-207.
24. Swaffield, J. K. (2013). Minimum wage hikes and the wage growth of low wage workers. 66(4), 384-405. doi: 10.1111/boer.12018.
25. Zapata, F. (2002). Salario mínimo y empleo en Chile, México y Argentina. *Papeles de Población*, 8(32), 121-138.

---

**THE EVOLUTION OF COLOMBIAN INDUSTRY IN  
THE CONTEXT OF THE ENERGY-MINING BOOM:  
SYMPTOMS OF THE DUTCH DISEASE?**

---

Mauricio López González  
Edwin Esteban Torres Gómez  
Sebastián Giraldo González

**López González, M., Torres Gómez, E. E., & Giraldo González, S. (2016). The evolution of Colombian industry in the context of the energy-mining boom: Symptoms of the dutch disease? *Cuadernos de Economía*, 35(68), 475-490.**

This paper seeks to evaluate and demonstrate the hypothesis of deindustrialization and Dutch Disease (DD) for the case of the Colombian economy by using a

---

M. López González

Economist, Macroeconomics Teacher at University of Antioquia, Ph.D. Student in Business Management from the University of Valencia; Spain.

Email: mauricio.lopez@udea.edu.co.

E. E. Torres Gómez

Economist, International Trade Teacher at University of Antioquia, Ph.D. Student in Economics from the University of Rosario; Colombia.

Email: esteban.torres@udea.edu.co.

S. Giraldo González

Banco de la República, Medellín, Colombia. Email: sgiralgo@banrep.gov.co

The views expressed here are personal and do not commit the Central Bank or its Board of Directors. The errors of the document are the exclusive responsibility of the authors.

Sugerencia de citación: López González, M., Torres Gómez, E. E., & Giraldo González, S. (2016). The evolution of Colombian industry in the context of the energy-mining boom: Symptoms of the dutch disease? *Cuadernos de Economía*, 35(68), 475-490. doi: 10.15446/cuad.econ.v35n68.54255.

**Este artículo fue recibido el 20 de junio de 2013, ajustado el 9 de febrero de 2015 y su publicación aprobada el 16 de marzo de 2015.**

Beta regression model. The results of the research indicate that it is not possible to reject the suggestion that the mining and energy boom have potential adverse effects on the manufacturing sector.

**Keywords:** Dutch disease, deindustrialization, energy-mining boom.

**JEL:** O13, Q33, Q34.

**López González, M., Torres Gómez, E. E., & Giraldo González, S. (2016). La evolución de la industria colombiana en un contexto de boom minero-energético: ¿Síntomas de enfermedad holandesa? *Cuadernos de Economía*, 35(68), 475-490.**

Este artículo busca evaluar y demostrar la hipótesis de la desindustrialización y la enfermedad holandesa (EH) para el caso de la economía colombiana a través de un modelo de regresión beta. Los resultados de la investigación indican que no es posible rechazar la hipótesis de que los auges mineros y energéticos tienen potenciales efectos adversos en el sector manufacturero.

**Palabras clave:** enfermedad holandesa, desindustrialización, boom minero-energético.

**JEL:** O13, Q33, Q34.

**López González, M., Torres Gómez, E. E., & Giraldo González, S. (2016). L'évolution de l'industrie colombienne dans un contexte de boom minier-énergétique : Symptômes de maladie hollandaise ? *Cuadernos de Economía*, 35(68), 475-490.**

Ce travail tente d'évaluer et de démontrer l'hypothèse de la désindustrialisation et de la maladie hollandaise (EH) dans le cas de l'économie colombienne à travers un modèle de régression bêta. Les résultats de cette recherche indiquent qu'il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse que les essors miniers et énergétiques ont des effets potentiels adverses dans le secteur manufacturier.

**Mots-clés :** maladie hollandaise, désindustrialisation, boom minier-énergétique.

**JEL :** O13, Q33, Q34.

**López González, M., Torres Gómez, E. E., & Giraldo González, S. (2016). A evolução da indústria colombiana em um contexto de boom mineiro-energético: Sintomas de doença holandesa? *Cuadernos de Economía*, 35(68), 475-490.**

Este trabalho busca avaliar e demonstrar a hipótese da desindustrialização e a doença holandesa (EH) para o caso da economia colombiana através de um modelo de regressão beta. Os resultados da pesquisa indicam que não é possível rejeitar a hipótese de que os auges mineiros e energéticos têm potenciais efeitos adversos no setor manufatureiro.

**Palavras-chave:** doença holandesa, desindustrialização, boom mineiro-energético.

**JEL:** O13, Q33, Q34.

## INTRODUCTION

Between 2008 and 2013 international prices and demand for products like coal, gold and oil presented upward trends and the Colombian mining sector grew on average 9.32% per year. Some authors have described this phenomenon as a “mining boom” (Franco & Gallo, 2010; González, 2011; Martínez, 2012). This had a positive influence on the country’s economic growth, though Colombia is not exactly an economy that is dependent on mineral extraction: before the mining boom, the sector accounted for about 6.4% of GDP, growing to 7.1%; between 2004-2006.

In addition to the boom in the sector other important factors were also at play, including: Growing Foreign Direct Investment, which was mainly focused on this kind of activity; growing appreciation of the peso – a phenomenon that was not exclusive to the Colombian economy; the global economic crisis provoked by the collapse of the United States real estate market; the sluggishness of the industrial sector, associated not only with the positive performance of other economic sectors such as services but also with so-called deindustrialization; and positive growth of the overall economy.

This research describes a set of exercises intended to evaluate the presence or absence in the Colombian economy of the phenomenon known theoretically as the “Dutch Disease” (DD). The phenomenon has been widely documented in the economic literature. When present, it requires fast and effective action by the economic authorities in order to minimize serious negative consequences for the national economy.

The paper is divided into four sections in addition to this introduction. The first section presents a short description of theoretical and conceptual elements; the second section presents the empirical research strategy employed by the authors; the third section presents the results of a series of econometric exercises whose object was to evaluate the existence of the DD; finally, the last section presents conclusions and policy recommendations.

## THEORETICAL FRAMEWORK

The harmful effects on the rest of the economy of a boom in exports of a natural resource have been the focus of many studies. The phenomenon is known in the economic literature as the Dutch Disease, (Baldwin, 1977). It is principally associated with an inverse relationship between the growth of the booming sector and industry. A large number of investigations has explored this relationships, both theoretically (Corden & Neary, 1982) and empirically: Spatafora & Warner (2001) examine the case of oil exporting developing countries, Hamilton (1983) the United States, and Rudd (1996) industrialized and non-industrialized countries. Stijns (2003) employs a gravitational model of the global economy to measure the impact of a boom in natural resource exports on deindustrialization in several countries.

The seminal works on the DD and its impacts on the economy are Corden & Neary (1982), and Neary & Van Wijnbergen (1986). Both consider a scenario involving a small, open economy which produces three goods—two of which are tradable and have a price determined exogenously, and a third that is non-tradable and whose price is determined by domestic supply and demand— before proceeding to outline two effects on manufacturing of a boom in the primary sector.

The first impact occurs when an exogenous increase in the value of the product in the booming sector increases the marginal product of labor in related activities. This produces a shift of labor from other sectors toward the booming area of the economy and a contraction in the tradable sector, resulting in the sub-utilization of the latter's production factors. This transfer of production factors leads in addition to an increase in the price of non-tradable goods, as these are now the subject of excess demand. This rise in the price of non-tradable good prices leads in turn to an increase in the real exchange rate. This is known as the resource movement (or supply side) effect.

The other outcome of the DD is the expenditure (or demand side) effect, which occurs as follows: the boom leads to an increase in domestic income, increasing demand for all goods as a result. Both the supply and the demand side effects are posited on an assumption of full employment in the factor and the goods markets. While the price of tradable goods is adjusted by the workings of the international markets, this increase in expenditure raises the relative price of non-tradable products, resulting in an appreciation of the real exchange rate. In response, labor migrates from the tradable- to the non-tradable sectors, resulting in a contraction of the tradable sectors that are not experiencing the boom.

According to Corden & Neary (1982), and considering the net effects upon the supply and demand sides as a whole, the following results are found to occur:

- The real currency exchange rate appreciates.
- There is ambiguity in the production of non-tradables.
- Production drops in the manufacturing sector.
- There is a drop in manufacturing exports.

Based on the above outline, this paper analyzes a) whether or not these theoretical conditions occur in Colombia and b) the effects the boom may have had on growth in the industrial sector, the labor force, labor force remuneration and sector competitiveness.

The greater importance to economies of industry over the primary sector is widely accepted in the literature. The studies of Hirschman (1958), Seers (1964), and Baldwin (1966) advanced the idea that the benefits of forward and backward linkages from the primary sector to the rest of the economy were not great. The basic



idea is that, unlike natural resource production, manufacturing led to a more complex division of labor and might successfully raise living standards by leading to greater productivity and higher wages. Therefore, when the mining sector increases its share of national production it does not necessarily result in more and higher quality employment.

Along these lines, Sachs and Warner (1995) suggest that a higher proportion of natural resources exported as a percentage of the total -that is, high levels of dependency on the primary sector- may be due to low levels of GDP per capita, ineffective commercial policies, low investment rates, and weak governments.

Additionally, the negative impacts of the exploitation of natural resources on manufacturing industry caused by the wholesale entry of capital and the corresponding appreciation of the local currency have also been examined. The work of Oomes and Kalcheva (2007), Acosta, Lartey and Mandelman (2009) and Bresser-Pereira (2011) and represent a small sample of the huge literature that has been produced on the matter.

However, other studies, such as Torvik (2001), criticize the traditional model, presenting evidence about the importance of understanding the real exchange rate in relation to its long run movements. The purpose of this article is to examine whether the standard model of DD has occurred in Colombia.

## **THE COLOMBIAN EVIDENCE**

The composition of Colombian exports has changed over the years, experiencing a particular dynamic which shows that, despite the fact that some new products have been added, others have disappeared from local production. Table 1 shows that rather than a process of export diversification, this might actually represent a shift from some products to others.

Despite this, in around 1970 coffee accounted for about 63% of Colombian exports before a systematic decline was initiated, reducing its export participation to 5% in 2011. During the same period oil and oil derivatives increased their share, growing from 10% in 1970 to 49% in 2011. However, this was not a period of export diversification; instead, exports were being displaced as a result of specialization and in the process coffee was replaced by oil and oil by-products as the country's principal export. This is noteworthy, as, for half a century Colombia's exports were centered on a non value-added primary good.

Furthermore, although the manufacturing sector has been more heterogeneous in its export performance than primary goods, it went from representing 37% of total exports in 2005 to only 20% in 2011, suggesting that a serious process of deindustrialization has occurred.

**Table 1.**  
Diversification of Colombian exports (millions of dollars)

Year	1970		1975		1980		1985		1990		1995		2000		2005		2010		2011	
	FOB	%	FOB	%	FOB	%	FOB	%	FOB	%	FOB	%	FOB	%	FOB	%	FOB	%	FOB	%
Total Exports	736		1,469		3,917		3,496		6,721		10,201		13,158		21,190		39,820		56,954	
Traditional	540	73%	777	53%	2,472	63%	2,378	68%	4,056	60%	4,794	47%	6,947	53%	10,366	49%	25,351	64%	39,786	70%
Coffee	467	63%	672	46%	2,361	60%	1,746	50%	1,415	21%	1,832	18%	1,067	8%	1,471	7%	1,884	5%	2,608	5%
Mining	73	10%	105	7%	112	3%	632	18%	2,642	39%	2,962	29%	5,880	45%	8,895	42%	23,468	59%	37,177	65%
Oil and derivatives	73	10%	102	7%	101	3%	451	13%	1,950	29%	2,185	21%	4,775	36%	5,559	26%	16,485	41%	27,954	49%
Coal	0	0%	3	0%	11	0%	126	4%	545	8%	593	6%	893	7%	2,598	12%	6,015	15%	8,397	15%
Ferro	0	0%	0	0%	0	0%	55	2%	146	2%	185	2%	211	2%	738	3%	967	2%	827	1%
Non Traditional	196	27%	692	47%	1,444	37%	1,119	32%	2,664	40%	5,407	53%	6,211	47%	10,825	51%	14,468	36%	17,168	30%
Agriculture without Coffee	51	7%	253	17%	428	11%	436	12%	818	12%	1,229	12%	1,355	10%	1,970	9%	2,352	6%	2,508	4%
Bananas	0	0%	0	0%	94	2%	156	4%	318	5%	431	4%	481	4%	508	2%	748	2%	815	1%
Flowers	0	0%	19	1%	97	2%	132	4%	229	3%	477	5%	584	4%	906	4%	1,240	3%	1,251	2%
Other Agricultural Products	51	7%	233	16%	237	6%	147	4%	271	4%	321	3%	290	2%	555	3%	363	1%	441	1%

**Table 1.** (Continued)  
Diversification of Colombian exports (millions of dollars)

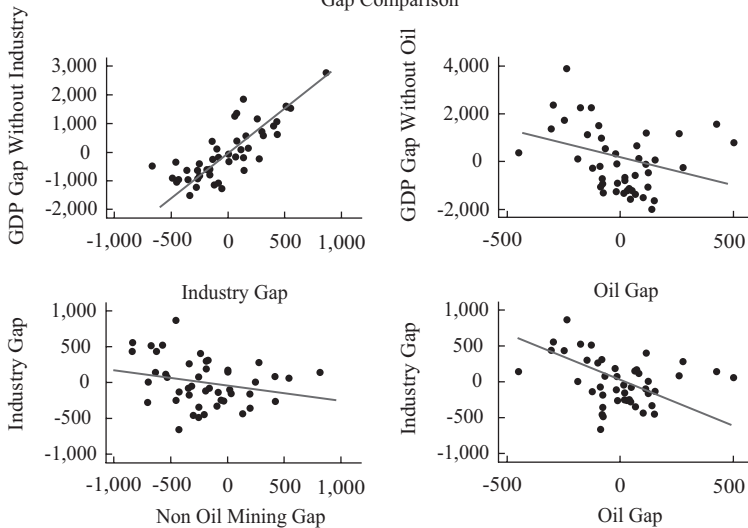
Year	1970		1975		1980		1985		1990		2000		2005		2010		2011	
	FOB	%	FOB	%	FOB	%	FOB	%	FOB	%	FOB	%	FOB	%	FOB	%	FOB	%
Mining without Oil, Coal and Ferro	20	3%	16	1%	73	2%	41	1%	132	2%	133	1%	966	5%	2,439	6%	3,231	6%
Non-monetary gold	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	517	2%	2,095	5%	2,775	5%
Emeralds	4	1%	12	1%	61	2%	25	1%	113	2%	97	1%	72	0%	111	0%	134	0%
Other Minerals	16	2%	4	0%	12	0%	15	0%	19	0%	36	0%	378	2%	234	1%	322	1%
Manufacturing	125	17%	423	29%	944	24%	643	18%	1,714	26%	4,724	36%	7,889	37%	9,678	24%	11,429	20%
Garments	51	7%	94	6%	236	6%	108	3%	572	9%	761	6%	1,264	6%	1,057	3%	1,122	2%
Chemical	8	1%	60	4%	98	2%	130	4%	235	3%	1362	10%	1,838	9%	2,918	7%	3,402	6%
Paper and manufactures	4	0%	19	1%	71	2%	73	2%	123	2%	318	2%	531	3%	664	2%	731	1%
Leather and manufactures	7	1%	21	1%	36	1%	55	2%	171	3%	184	1%	205	1%	233	1%	275	0%
Food	31	4%	119	8%	228	6%	118	3%	269	4%	673	5%	1,132	5%	1,492	4%	1,906	3%
Other Manufactures	24	3%	110	7%	274	7%	158	5%	344	5%	1,426	11%	2,920	14%	3,315	8%	3,993	7%

Source: Elaborated by authors, using data from DANE.

It should be noted that the evidence indicates that over the last ten years there has been a strong negative relationship between the percentage of GDP contributed respectively by industry and by mining. The four panels in Figure 1 describe the GDP gaps for mining and industry in the form of scatter plots. The first panel (top left) plots the GDP gap without industry against the industry gap (industrial production gap) and shows a clearly positive relationship; i.e., booms in industry are generally related to periods of high growth in the other sectors of the economy (“gaps” represent the difference between the level of the variable and its trend, calculated using Hodrick-Prescott filters). The upper right hand panel plots the GDP gap without oil against the oil gap, showing a negative trend between the two variables, thus indicating that oil booms are generally accompanied by less positive periods in the other sectors of the economy. In turn, the bottom two panels illustrate the industrial production gap with the non oil mining and the oil gaps as a percentage of GDP. It may be observed that in the first case, the relationship is not as pronounced, while in the second the trend is negative and more significant. This is very interesting, because it suggests that oil booms are usually accompanied by periods of low growth in industry as well as in other mining sectors - because if the mining gap including other sectors is analyzed the relationship is much flatter. In the specific Colombian case there has been a strong negative relationship over the last ten years between industry and mining, measured as percentages of GDP.

**Figure 1.**

Quarterly Data for the Years 2000 and 2011 Were Used to Compile These Figures  
Gap Comparison



Source: Authors’ calculations using data from the Colombian National Statistical Department, DANE.

Because the dispersion diagrams presented in Figure 1 do not provide robust or statistically significant evidence about the possible effect of the oil boom on Colombian industry (resulting from substantial increases in the WTI price paid by price takers), the authors developed a calibrated econometric model in order to advance a more robust analysis.

Based on these principles, and on the importance of the industrial sector for sustained economic growth, this paper proposes the adoption of a model that employs the Beta regression model to measure the interactions of the Colombian mining-energy boom on manufacturing production and to examine its effects.

### THE MODEL

Since the outcome variable must lie between 0 and 1 a Beta regression model was used to make the estimation, allowing models to be calibrated when the dependent variable is a rate or a fraction (in this case,  $0 < y < 1$ ). It was decided to use this particular model because, when the outcome variable (industry share of GDP) is limited, it does not comply with the conditions of normality. Additionally, the same equation was estimated using an OLS regression to compare the sign of the coefficients in the two models and to gain an idea of the robustness of the estimation.

For the purposes of developing the estimation it was assumed that the outcome variable distributes Beta (0,1). The estimation proceeded using the method of maximum likelihood, after conducting a logit transformation on the dependent variable. It is worth emphasizing that the parameters obtained in this type of estimation are interpreted according to the expected value of the outcome variable.

Thus, if we have  $\mu = E[Y]$ , and assuming that  $Y \sim \text{Beta}(0,1)$ , we then have:

$$\mu = \frac{e^{x_t \beta}}{1 + e^{x_t \beta}} \tag{1}$$

where  $x_t$  represents the values of the independent variables in period  $t$ , and  $\beta$  represents the coefficients accompanying each one of the variables. Deriving  $x_t$ , to obtain an interpretation of the parameters we have that:

$$\frac{\partial \mu}{\partial x_t} = \frac{(1 + e^{x_t \beta})(e^{x_t \beta}) - (e^{x_t \beta})(e^{x_t \beta})\beta}{(1 + e^{x_t \beta})^2} \tag{2}$$

$$\therefore \frac{\partial \mu}{\partial x_t} = \frac{(e^{x_t \beta})\beta + (e^{x_t \beta})(e^{x_t \beta})\beta - (e^{x_t \beta})(e^{x_t \beta})\beta}{(1 + e^{x_t \beta})^2} \tag{3}$$

$$\frac{\partial \mu}{\partial x_t} = \frac{(e^{x_t \beta}) \beta}{(1 + e^{x_t \beta})^2} \tag{4}$$

then,  $\frac{\partial \mu}{\partial x_t} = \beta \mu$  (5)

Rudd (1996) proposes estimating an econometric model in the following way:

***Decline in the factoring sector***

***= f(expenditure effect, resources movement effect)***

Following the recommendations of Nyatepe-Coo (1994), the share of the manufacturing sector in GDP is modeled without the oil sector. In this manner, even if industry grows as usual, its share of total GDP drops because of the boom in the oil sector. In this manner, it is possible to isolate the real contraction of the sector. Therefore, the estimated model is:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_4 X_{4t} + \beta_5 X_{5t} + \beta_6 X_{6t} + \varepsilon_t \tag{6}$$

where the vector of variables are determined as follows:

Notation	Variable
Y	Industrial product over GDP.
Mining/(GDP-Mining)	Mining product over GDP without mining.
RER	Real Currency Exchange Rate Index.
Manufacturing exports/Total exports	Manufacturing exports over total exports.
Industrial employment remuneration	Industrial employment remuneration.
Crude oil (Trend)	International oil price tendency
Public Expenditure/GDP	Expenditure of government over GDP

Contrary to the assumptions of the core DD model (Corden & Neary, 1982), in the model employed here there is no full employment, because the conditions of the economy do not permit this assumption to be made. It may then be observed that if relative employment in the manufacturing sector increases or decreases it may not be due to a direct mobility of factors between sectors.

The previous variables can be classified according to the two effects that occur when the DD is present: the effects of resource movement and of expenditure. Resource movement effects include manufacturing exports over total exports, industrial employment remuneration and international oil price trends, while the expenditure effect include government expenditure over GDP and the Real Exchange Rate Index (RER).

## RESULTS

Table 2 presents the results of the estimated equations. The first model is an estimation using OLS regression with robust errors. The coefficients are weighted and statistically significant. According to this regression: An increase of one point in the Mining/(GDP-Mining) ratio generates a decrease of 0.175 points in the Industry/GDP ratio; there is a negative but near-zero relation between the RER and the dependent variable; the relation between the ratios of manufacturing exports and industry production is positive, indicating that a percentage point increase in the participation of manufacturing exports implies an increase in the Industry/GDP ratio of 0.029; the relation with industrial employment remuneration is positive and statistically significant; there is a negative relation with Crude oil (Trend), which is to be expected with this coefficient; and, finally, there is a negative relation with the Public Expenditure/GDP ratio, meaning that public expenditure is higher when there is an energy boom, rather than indicating a manufacturing boom.

The third column of Table 3 shows the results for the Beta regression model. The interpretation of these coefficients is not easy, because they are not linear on the different distribution points of the independent variables. Instead, the sign of the coefficients indicates the direction of the relation between the dependent variable and each independent variables.

Thus, the table shows that there is a negative relation between the Industry/GDP ratio and the Mining/(GDP-Mining) ratio, RER, Crude oil (Trend) and Public Expenditure/GDP. It also shows a positive relation with the ratio Manufacturing exports/Total exports, and with Industrial employment remuneration. The coefficients are statistically significant and according to the “In\_phi” and the Wald Chi2 test the estimation is significant at the global level.

Tables 3 and 4 show the coefficients of the regression on different points of the distribution of each variable, permitting improved interpretation of the data. These were obtained by introducing discrete changes in the variables or simply by obtaining the partial derivative at discrete points including the mean, the median, maximum and minimum.

**Table 2.**

Results for OLS and Beta Regressions - Dependent Variable: Industry/GDP

Variables	OLS	BETA
Mining/(GDP-Mining)	-0.175* (0.080)	-1.501* (0.869)
RER	-0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
Manufacturing Exports/Total Exports	0.029** (0.011)	0.240** (0.094)
Industrial Employment Remuneration	0.000*** (0.000)	0.003*** (0.001)
Crude oil (Trend)	-0.000*** (0.000)	-0.003*** (0.000)
Public Expenditure/GDP	-0.390*** (0.094)	-3.156*** (0.840)
Constant	0.200*** (0.017)	-1.322*** (0.175)
ln_phi		11.038*** (0.258)
Observations	30	30
Wald chi2(6)		437.21***
P - Value		0.000
R-squared	0.937	
Robust standard errors in parentheses		
*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1		

Source: Elaborated by authors.

Table 3 shows the effect on each independent variable of the discrete changes made. Two exercises were carried out: (i) an evaluation of the change in the dependent variable when independent variables pass from their minimum to their maximum, and (ii) an evaluation of the change in the Industry/GDP ratio when half of the standard deviation is added or subtracted.

The first exercise shows that when Mining/(GDP-Mining) increases from 0.0546 to 0.0769 there is a corresponding 0.0041 decrease in Industry/GDP. An increase of



45.6 in the RER index (from 76.7 to 122.3) is associated with a 0.0072 decrease in the participation of industry in GDP. When the industry employment remuneration index increases from 100 to 113.6 there is an increase in the Industry/GDP ratio of 0.0067. Similarly, an increase in the Manufacturing exports/Total exports ratio, from 0.1941 to 0.4229, is associated with a corresponding increase in the dependent variable of 0.0067. Finally, a rise in the crude oil price from 38.82 to 94.25 generates a decrease in the Industry/GDP ratio of 0.0179. Similar results were found when we added or subtracted half of a standard deviation, but the effect on the dependent variable was lower.

**Table 3.**

Effect of a Discrete Change in a Particular Variable on The Industry/GDP Ratio (Using Different Criteria)

Variable	sd	Min	Max	Max minus Min		+ or - sd/2	
				Coef.	se	Coef.	se
Mining/(GDP-Mining)	0.0058	0.0546	0.0769	-0.0041	0.0022	-0.0011	5.80E-04
RER	13.23	76.7	122.3	-0.0072	0.002	-0.0021	5.80E-04
Manufacturing exports/Total exports	0.0692	0.1941	0.4229	0.0067	0.0027	0.002	8.40E-04
Industrial employment remuneration	3.914	100.1	113.6	0.0055	0.0021	0.0016	6.10E-04
Crude oil (Trend)	16.37	38.82	94.25	-0.0179	0.0019	-0.0052	5.70E-04
Public Expenditure/GDP	0.0037	0.1546	0.1669	-0.0047	8.00E-04	-0.0014	2.40E-04

Source: Elaborated by authors.

Another way to interpret the coefficients of the Beta Regression is by evaluating the partial derivative at any point of each variable. Table 4 shows the results of such an exercise when the partial derivative was evaluated at the mean and maximum of each variable. For example, when the derivative at mean was evaluated an increase of 1% in the Mining/(GDP-Mining) ratio generated a decrease of 0.1835% in the Industry/GDP ratio. A 1% increase of the RER at mean generated a decrease of 0.00016% in the dependent variable. An increase of 1% at mean was associated with an increase in the Industry/GDP ratio of 0.0294%. Similarly, an increase of 1% in the Industrial employment remuneration index was associated with a corresponding increase of 0.0004% in the dependent variable, while an

increase in Public Expenditure/GDP of 1% at mean was associated with a decrease of 0.3858 in the dependent variable. Finally, an increase of 1% in the crude oil price generated a decrease of 0.00032% in the Industry/GDP ratio. If the Industry/GDP ratio were calculated at the mean of all independent variables, the ratio would be equal to 0.1426.

The last two columns of Table 4 show the same exercise, involving an evaluation of the partial derivative at the maximum of each variable. Results are of the same order, but in general the coefficients are higher; indicating that the effect is worse when the RER, the Mining/(GDP-Mining) ratio and the Crude Oil price are higher.

**Table 4.**

Marginal Effects of a Change in a Particular Variable on The Industry/GDP Ratio (Evaluated in the Mean and the Maximum)

Variable	Mean	Max	MFX at Mean		MFX at Maximum	
			Coef.	se	Coef.	se
Mining/(GDP-Mining)	0.0641	0.0769	-0.1835	0.0989	-0.3752	0.2172
RER	98.35	122.3	-1.60E-04	4.30E-05	-3.20E-04	9.80E-05
Manufacturing exports/ Total exports	0.3434	0.4229	0.0294	0.0121	0.0601	0.0234
Industrial employment remuneration	107.2	113.6	4.10E-04	1.60E-04	8.30E-04	2.50E-04
Crude oil (Trend)	69.11	94.25	-3.20E-04	3.50E-05	-6.60E-04	8.10E-05
Public Expenditure/GDP	0.1602	0.1669	-0.3858	0.0656	-0.7889	0.2099

Source: Elaborated by authors.

## POLICY CONCLUSIONS AND RECOMMENDATIONS

There is a considerable literature focusing on the negative effects that booms in primary goods may have on the overall economy of a country. DD theory seeks to explain this phenomenon. The general idea is that a boom in a tradable sector (especially a primary good) will have negative effects on the production, investment and exports of other tradable sectors (usually manufactures).

This article has presented an empirical model which provides evidence of symptoms of DD in the Colombian economy. The aim was to demonstrate whether a negative relation exists between increases in the participation of mining on natio-

nal production and the Industry/GDP ratio. For this purpose we calibrated an OLS and a Beta regression. The results were weighted, and statistically significant.

The empirical results indicate that, at the mean of all independent variables, an increase of 1% in the Mining/(GDP-Mining) ratio generates a decrease of 0.1835% in the Industry/GDP ratio. An increase of the RER of 1% at mean generates a decrease of 0.00016% in the dependent variable. An increase of 1% at mean is associated with an increase in the Industry/GDP ratio of 0.0294%. In a similar manner, an increase in the Industrial employment remuneration index of 1% is associated with an increase of 0.0004% in the dependent variable, while an increase of Public expenditure/GDP of 1% at mean is associated with a decrease of 0.3858 in the dependent variable. Finally, an increase of 1% in the crude oil price generates a decrease of 0.00032% in the Industry/GDP ratio.

If the Industry/GDP ratio is calculated at the mean of all independent variables, the resulting ratio is equal to 0.1426. This value is decidedly low for a developing country like Colombia with relatively high growth rates. This means that Colombian economic growth has been driven in recent years by sectors related to mining and by sectors that do not generate much employment and might have adverse effects on manufacturing production, investment and exports. In this sense, therefore, the Colombian government and policy makers should be prepared to manage rents from the booming sectors and redirect them to other tradable sectors that are more labor intensive. Such a policy shift would ensure that the booms benefit the whole economy and reduce their adverse effects.

## REFERENCES

1. Acosta, P. A., Lartey, E. K., & Mandelman, F. S. (2009). Remittances and the dutch disease. *Journal of International Economics*, 79(1), 102-116.
2. Baldwin, R. (1977). The dutch disease. *The Economist*, 82-83, November 26.
3. Baldwin, R. (1966). *Economic development and export growth: A study of northern Rhodesia, 1920-1960*. Berkeley and Los Angeles, CA: University of California Press.
4. Bresser-Pereira, L. C. (2011). From old to new developmentalism in Latin America. In J. A. Ocampo & J. Ros (eds), *The Oxford Handbook in Latin American Economics* (pp 108-129). Oxford: Oxford University Press.
5. Corden, M. & Neary, P. (1982). Booming sector and de-industrialization in a small open economy. *The Economic Journal*, 92(368), 825-848.
6. Franco, G., & Gallo, A. F. (2010). El carbón colombiano y el modelo de Hotelling. *Revista EIA*, 14, 64-74.
7. González, D. G. (2011). Colombia: la aplanadora minera a toda marcha. *Kavilando*, 2(1), 46-50.

8. Hamilton, J. (1983). Oil and the macroeconomy since world war II. *Journal of Political Economy*, 91(2), 228-248.
9. Hirschman, A. O. (1958). *The strategy of economic development*. New Haven: Yale University Press.
10. Martínez, A. (2012). *Impacto socioeconómico de la minería en Colombia*. Bogotá: Fedesarrollo.
11. Neary, J. P., & Van Wijnbergen, S. (1986). *Natural resources and the macroeconomy: A theoretical framework. Natural resources and the macroeconomy* (pp. 13-45). Cambridge: The MIT Press.
12. Nyatepe-Coo, A. A. (1994). Dutch disease, government policy and import demand in Nigeria. *Applied Economics*, 26(4), 327-336.
13. Oomes, N., & Kalcheva, K. (2007). *Diagnosing dutch disease: Does Russia have the symptoms?* (Working Papers 1-32). IMF.
14. Rudd, D. (1996). An empirical analysis of dutch disease: Developing and developed countries. *Honors Projects*. Available in: [http://digitalcommons.iwu.edu/econ\\_honproj/62](http://digitalcommons.iwu.edu/econ_honproj/62).
15. Sachs, J. D., & Warner, A. M. (1995). Economic reform and the process of global integration. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1-118.
16. Seers, D. (1964). The mechanism of an open petroleum economy. *Social and Economic Studies*, 13, 233-242.
17. Spatafora, N., & Warner, A. (2001). *Macroeconomic and sectoral effects of terms -of-trade shocks- the experience of the oil-exporting developing countries* (First published as Staff Paper 134/99). IMF.
18. Stijns, J-P. (2003). *An empirical test of the dutch disease hypothesis using a gravity model of trade*. Stockholm: Congress of the EEA.
19. Torvik, R. (2001). Learning by doing and the dutch disease. *European economic review*, 45(2), 285-306.