

**Impacto de los factores externos sobre la creación
y destrucción de empleo en el sector manufacturero
colombiano**

Ligia Melo y Carlos Ballesteros*

Ligia Melo y Carlos Ballesteros

Impacto de los factores externos sobre la creación y destrucción de empleo en el sector manufacturero colombiano

Resumen: *El presente documento tiene como propósito estudiar el impacto de diferentes factores externos sobre el empleo en el sector manufacturero colombiano, a través del enfoque de flujos de empleo. En particular, se analizan los efectos de la tasa de cambio real, la inversión extranjera directa y el grado de apertura de las firmas sobre la creación y la destrucción de empleo. Se encuentra que un aumento en la tasa de cambio real incrementa la creación y disminuye la destrucción de empleos, lo que sugiere un impacto positivo en el crecimiento neto del empleo en el sector. Asimismo, las firmas manufactureras que comercian activamente con el exterior magnifican el efecto que tiene la tasa de cambio real sobre los flujos de empleo. Finalmente, el empleo en el sector manufacturero es afectado negativamente por el fenómeno de la enfermedad holandesa.*

Palabras Clave: *Flujos de empleo, tasa de cambio real, sector manufacturero, Colombia.*

Clasificación JEL: *J20, F40, J60.*

The impact of external factors on job creation and destruction in the Colombian manufacturing sector

Abstract: *The aim of this paper is to study the impact of external factors on employment in the manufacturing sector in Colombia, using the job flows approach. In particular, we analyze the effects of the real exchange rate, foreign direct investment and the degree of openness of firms on job creation and destruction. We find that an increment in the real exchange rate increases job creation and decreases job destruction, suggesting a positive impact on net employment growth in the sector. Also, manufacturing firms that trade actively in the international market magnify the effect of the real exchange rate on employment flows. Finally, manufacturing employment is negatively affected by the Dutch disease phenomenon.*

Keywords: *Job flows, real exchange rate, manufacturing sector, Colombia.*

JEL Classification: *J20, F40, J60.*

L'impact des facteurs externes sur la création et la destruction de l'emploi dans le secteur manufacturier colombien

Résumé: *Cet article étudie l'impact des facteurs externes sur l'emploi dans le secteur manufacturier colombien à travers l'approche des flux d'emplois. En particulier, nous étudions les effets du taux de change réel, de l'investissement direct étranger et le degré d'ouverture des entreprises sur la création et la destruction d'emplois. On constate que l'augmentation du taux de change réel augmente la création tandis qu'une diminution favorise la destruction d'emplois, un résultat qui suggère un impact positif sur la croissance nette de l'emploi dans le secteur. En outre, les entreprises manufacturières qui ont des échanges avec l'étranger accentuent l'effet du taux de change réel sur les flux de travail. Enfin, l'emploi dans le secteur manufacturier est touché négativement par le phénomène de la maladie hollandaise.*

Mots-clés: *flux d'emploi, taux de change réel, Colombie.*

Classification JEL: *J20, F40, J60.*

Impacto de los factores externos sobre la creación y destrucción de empleo en el sector manufacturero colombiano

Ligia Melo y Carlos Ballesteros*

**–Introducción. –I. Aproximación teórica. –II. Datos y aspectos metodológicos.
–III. Análisis empírico. –Conclusiones. –Referencias. –Anexos**

Primera versión recibida el 6 de marzo de 2014; versión final aceptada el 21 de abril de 2014

Introducción

Durante las dos últimas décadas, los países de América Latina han enfrentado diversos choques de entradas y salidas de capital con efectos importantes sobre las economías de la región. Estos movimientos pueden traer ventajas, pero también importantes desafíos en el frente macroeconómico y, en particular, en el manejo cambiario y del mercado internacional. Las dinámicas del mercado laboral, incluyendo la creación y destrucción de empleos, no son ajenas a los cambios en las variables externas, especialmente por el efecto de las fluctuaciones en la tasa de cambio y del flujo de capitales, cuyo impacto depende en gran medida del grado de apertura de las firmas.

* *Ligia Melo*: Investigadora de la Unidad de Investigaciones de la Gerencia Técnica del Banco de la República. Dirección postal: Carrera 7 # 14-78, Piso 11, Bogotá-Colombia. Dirección electrónica: lmelobec@banrep.gov.co.

Carlos Ballesteros: Consultor Departamento Nacional de Planeación. Dirección postal: Calle 26 # 13-19, Piso 18, Bogotá-Colombia. Dirección electrónica: cballesteros@dnpp.gov.co.

Los resultados y opiniones son responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República, ni a su Junta Directiva, ni al Departamento Nacional de Planeación. Este trabajo se benefició de los comentarios y sugerencias de dos evaluadores anónimos. Los autores agradecen al Departamento Nacional de Estadística por el suministro de información necesario para la realización del análisis empírico.

El debate acerca de las ganancias en bienestar para una sociedad, que implica la apertura de las economías modernas, ha sido uno de los temas centrales entre la comunidad académica. Durante largo tiempo, las conclusiones sobre este tema se derivaron del modelo estándar de comercio Heckscher – Ohlin – Samuelson (HOS), en el cual las variaciones en los términos de intercambio daban origen a la reasignación de factores productivos a través de los sectores económicos (Klein, Schuh y Triest, 2002). De acuerdo con Melvin (1968), la reasignación del empleo a través de los sectores cobra más fuerza cuando hay depreciación del tipo de cambio, lo que hace encarecer los bienes nacionales en el exterior, incentivando a los exportadores a producir mayor cantidad de bienes y, en consecuencia, a aumentar la contratación de trabajadores. De esta forma, se genera un desplazamiento de trabajadores desde el sector no transable al transable y movimientos de empleos a nivel intersectorial.

El trabajo seminal de Davis y Haltiwanger (1992) aborda el estudio del mercado laboral desde una perspectiva de los flujos de empleo y plantea la existencia de heterogeneidad al interior de los sectores económicos, tanto de empleos como de trabajadores, lo cual dificulta el *matching* entre trabajadores y vacantes, haciendo este proceso más complejo y costoso, incluso al interior de los sectores. La heterogeneidad de empleos y trabajadores implica la presencia de altos flujos de reasignación de empleos, frente a choques en los términos de intercambio, con menores desplazamientos entre sectores, en comparación con la alta rotación al interior de cada sector. Esta hipótesis toma fuerza con los trabajos de Melitz (2003) y Kasahara y Lapham (2008), cuyos resultados predicen que cuando el comercio se libera hay una reasignación de recursos, no solo hacia los sectores exportadores, sino también hacia firmas importadoras y con Inversión Extranjera Directa (IED). De esta forma, las firmas expuestas a factores internacionales tenderán a expandirse y/o a contraerse frente a cambios en las variables externas, dando como resultado movimientos en los flujos de empleos.

Para corroborar esta hipótesis, durante las dos últimas décadas la literatura ha analizado la relación entre movimientos en el comercio internacional y los flujos de empleo, incluyendo la creación, la destrucción y la reasignación del empleo. En particular, Davis y Haltiwanger (2001) estudian los efectos

del cambio en los precios del petróleo y de los choques monetarios en la creación y destrucción de empleo en el sector manufacturero estadounidense, para el periodo 1972-1988. Los resultados indican disminuciones del empleo neto en el corto plazo, en respuesta a incrementos no anticipados del precio del petróleo, y aumentos en la creación y destrucción de empleos en los dos años siguientes después del choque. Gourinchas (1999) encuentra que el crecimiento neto del empleo de bienes transables disminuye cuando se aprecia la moneda y que la destrucción de empleo es más sensible que la creación ante movimientos de la tasa de cambio. Klein, Schuh y Triest (2003) hallan que los movimientos del tipo de cambio generan respuestas diversas entre las industrias, teniendo en cuenta las diferencias en los patrones del comercio y la exposición de las empresas al ámbito internacional. De otro lado, Haltiwanger et al. (2004) encuentran que, para varios países de América Latina, la creación y destrucción de empleos disminuyen a medida que se incrementan las tarifas de importaciones y aumentan cuando la tasa de cambio real se reduce. Ribeiro et al. (2004) encuentran que para Brasil la liberación de comercio exterior disminuye el crecimiento neto del empleo debido al incremento en la destrucción de empleos. Un resultado similar encuentran Casacuberta, Fachola y Gandelman (2004) para Uruguay, y Sánchez y Butler (2004) para Argentina. Por su parte, Moser, Urban y Di Mauro (2010), en un análisis con datos a nivel de establecimiento, hallan que, para Alemania el empleo neto disminuye con la apreciación de la tasa de cambio, debido al incremento en los costos salariales.

En el caso de Colombia, la relación entre factores internacionales y la dinámica del empleo ha sido estudiada por Ocampo et al. (2004), quienes utilizan un Modelo de Equilibrio General Computable para estimar los efectos de la liberalización económica de principios de la década de los noventa en el empleo total. De otro lado, Eslava et al. (2009) estudian los efectos de la reforma comercial sobre los salarios de los trabajadores, el empleo y el desempleo, utilizando información de la encuesta de hogares para el periodo 1988-1998. Los autores encuentran que los trabajadores empleados en los sectores menos protegidos ganan menores salarios y tienen menos probabilidad de ser empleados en el sector formal. Así mismo, Eslava et al. (2010) analizan los ajustes de empleo y capital permitiendo la interdependencia entre

los dos factores y encuentran que la escasez de capital en las empresas reduce la contratación de mano de obra, mientras que la reforma de flexibilización laboral redujo en forma significativa la destrucción del capital. Adicionalmente, Eslava et al. (2012) estudian el vínculo entre la liberación del comercio y la productividad agregada, tomando en cuenta los cambios en la tarifas a través de los sectores. Los resultados indican que una menor protección en el comercio hace que la sobrevivencia de las plantas dependa en mayor medida de la productividad. Adicionalmente, la liberación comercial también aumenta la productividad de las plantas existentes y mejora la asignación de la actividad.

Este documento tiene como propósito principal evaluar empíricamente la respuesta de los flujos de creación y destrucción del empleo del sector manufacturero colombiano a nivel de firma, frente a cambios en factores internacionales, incluyendo la tasa de cambio real, los flujos de inversión y el grado de apertura de las firmas. El análisis tiene en cuenta el modelo propuesto por Klein Schuh y Triest (2003) para evaluar las fluctuaciones en la creación y destrucción de empleos en el sector manufacturero en un contexto internacional. La estimación se realiza utilizando datos de panel para un número aproximado de 6.500 firmas del sector manufacturero, durante el periodo 1995-2009.

El documento se organiza de la siguiente manera. En la primera sección se presenta una revisión del modelo teórico que se utiliza para identificar la relación entre los flujos de empleo y diferentes factores internacionales. El modelo sugiere que una apreciación de la tasa de cambio está asociada con menor creación y mayor destrucción del empleo, estos cambios serán mayores en la medida que el grado de apertura sea mayor. En la segunda sección se describen los datos utilizados en el análisis empírico y se presentan algunos aspectos metodológicos usados en el cálculo de los flujos de creación y destrucción de empleo, así como los resultados obtenidos para los flujos de empleo del sector manufacturero en el periodo 1994-2009. La tercera sección describe el análisis econométrico que se utiliza para estimar el impacto de diferentes factores internacionales como la apertura comercial y los movimientos en el tipo de cambio real en los flujos de empleo del sector manufacturero. En esta sección también se analizan los resultados obtenidos de las diferentes estimaciones. Finalmente, se presentan las conclusiones.

I. Aproximación teórica

El marco teórico en el que se basa el análisis empírico utiliza el modelo propuesto por Klein et al. (2003), quienes construyen un modelo para identificar teóricamente los factores determinantes de las fluctuaciones en la creación y destrucción de empleos. El modelo evalúa las dinámicas de empleo a nivel de industria y considera la creación y destrucción simultánea de empleos en firmas heterogéneas en un contexto internacional. Por simplicidad, el análisis comienza con la especificación de la función de costo total de la empresa p que pertenece a la industria i , y adopta la siguiente forma Cobb-Douglas:

$$C(w_p, G_p, Q_p) = w_p^\alpha G_p^{(1-\alpha)} Q_p, \quad 0 < \alpha < 1, \quad (1)$$

donde, w_p es el salario pagado por la empresa p , G_p es el costo de un factor de producción que no es el trabajo y Q_p es el nivel de producto del establecimiento p . La forma funcional Cobb-Douglas que se adopta para la función de costos asume que los costos de producción son crecientes en los salarios, en los factores productivos pagados por las firmas y en el nivel total de producto. Además, la especificación evita cualquier solución de esquina en la derivación de la función de demanda por trabajo y en el equilibrio del mercado laboral. Por el lema de *Sheppard*, la demanda por trabajo de la empresa p es:

$$L_p^d = \frac{\partial C(w_p, G_p; Q_p)}{\partial w_p} = \alpha w_p^{\alpha-1} G_p^{(1-\alpha)} Q_p \quad (2)$$

Aplicando logaritmo y diferenciando una vez, esta expresión queda de la siguiente manera:

$$L_p^d = -(1 - \alpha)\widehat{w}_p + (1 - \alpha)\widehat{G}_p + Q_p \quad (3)$$

La solución al problema de optimización implica que la demanda por trabajo de la empresa p disminuye con el salario y aumenta con la cantidad empleada de los demás factores y con el producto. Por otra parte, siguiendo a Klein et al. (2003) el modelo asume que la demanda óptima de producto de la firma adopta la siguiente forma funcional:

$$Q_p = A_p y^\beta \prod_{j=1}^k [E_j^{-\mu\Omega_i} y_j^{*\beta\Omega_i}]^{\zeta_j^i} \quad (4)$$

donde A_p corresponde a un choque idiosincrático de demanda, E_j es la tasa de cambio real con respecto al país j , y corresponde a la medida de ingreso doméstico, Y_j^* a la medida de ingreso del país j , ζ_i^j es la participación en el comercio internacional y Ω_i , $0 \leq \Omega_i \leq 1$ son los parámetros de apertura del país. Un supuesto importante para efectos de interpretación del modelo, pero que no altera significativamente los resultados, es que los parámetros de participación de la firma en el comercio internacional ζ_i^j , y los de apertura Ω_i , son comunes a todas las plantas. Por tanto, el producto $\zeta_i^j \Omega_i$ muestra la apertura comercial de todas las firmas de la industria i con respecto al comercio del país j . Adicionalmente, la forma Cobb-Douglas que se asume para la demanda de producto de la firma evitará eventuales soluciones de esquina en la derivación de la demanda final de trabajo de la empresa y en el equilibrio en el mercado de trabajo. Aplicando logaritmos a la ecuación (4) y diferenciando, se obtiene la siguiente expresión *log* lineal de la tasa de crecimiento de la demanda del producto:

$$\widehat{Q}_p = \widehat{A}_p + \beta \widehat{y} - \mu \Omega_i \sum_j \zeta_j^i \widehat{E}_j + \beta \Omega_i \sum_j \zeta_j^i \widehat{y}_j^* \quad (5)$$

donde $\widehat{y}_i^* = \sum_j \zeta_j^i \widehat{y}_j^*$ corresponde a la diferencia en el logaritmo del producto externo por la participación en el comercio internacional de la industria local i , y $\widehat{E}_i = \sum_j \zeta_j^i \widehat{E}_j$ corresponde a la diferencia del logaritmo de la tasa de cambio de la industria i con respecto al país j por la participación del país j en el comercio de la industria i . La demanda por trabajo para el establecimiento p se obtiene de reemplazar la ecuación (5) en la ecuación (3):

$$\widehat{L}_p = -(1 - \alpha) \widehat{w}_p + (1 - \alpha) \widehat{G}_p + \widehat{A}_p + \widehat{\beta} \widehat{y} - \mu \Omega_i \widehat{E}_i + \beta \Omega_i \widehat{y}_i^* \quad (6)$$

Esta expresión muestra que una depreciación real ($E_i < 0$) impacta positivamente la demanda de empleo. Por simplicidad se supone que todas las empresas dentro de una industria pagan los mismos salarios, lo cual implica que $w_p = w_i$ para todas las firmas de la industria i . Además, suponiendo sustituibilidad entre los empleados de la industria i y el resto de la economía, la ecuación de oferta laboral a la cual se enfrenta la empresa p en la industria i es:

$$L_p = \left(\frac{w_i}{\Gamma \varepsilon} \right)^\gamma \quad (7)$$

donde Γ es el salario que prevalece en el resto de la economía, $\gamma > 0$ es una medida de la elasticidad de la oferta laboral y $\varepsilon \geq 0$ es la elasticidad cruzada entre la oferta de trabajo de la industria i y el resto de la economía. Aplicando logaritmos y diferenciando, se obtiene la oferta de trabajo que enfrenta la empresa p :

$$\widehat{L}_p = \gamma(\widehat{w}_i - \varepsilon\widehat{\Gamma}) \quad (8)$$

Con el fin de resaltar los efectos que pueda tener el tipo de cambio real, se asume que $\widehat{G}_p = 0$, $\widehat{y} = \widehat{y}_i^* = 0$ y que las firmas son tomadoras de precios en el mercado de bienes y de factores, de tal manera que la ecuación (6) se reduce a una forma simple de la demanda por trabajo de la siguiente forma:

$$\widehat{L}_p = -(1 - \alpha)\widehat{w}_i + \widehat{A}_p - \mu\Omega_i\widehat{E}_i \quad (9)$$

Adicionalmente, sea φ_p^i el tamaño relativo en empleo de la empresa p en la industria i , tal que $\sum_{p=1}^n \varphi_p^i = 1$. En ese sentido, cada φ_p^i indica la importancia de una firma, en términos de número de trabajadores, dentro de la industria manufacturera. Por tanto, el cambio en el empleo de la industria i es $\widehat{L}_i = \sum_{p=1}^n \varphi_p^i \widehat{L}_p$. De la misma manera, el choque tecnológico de la industria i está compuesto por todos los choques idiosincráticos de productividad de cada firma, así: $\widehat{A}_i = \sum_{p=1}^n \varphi_p^i \widehat{A}_p$. Igualando la oferta y la demanda por trabajo, se obtienen el salario y la demanda laboral de equilibrio, los cuales adoptan la siguiente forma:

$$\widehat{w}_i = \frac{\widehat{A}_p + \gamma\varepsilon\widehat{\Gamma} - \mu\Omega_i\widehat{E}_i}{\gamma + (1 - \alpha)} \quad (10)$$

$$\widehat{L}_p = (\widehat{A}_p - k\widehat{A}_i) - k\gamma\varepsilon\widehat{\Gamma} - (1 + k)\mu\Omega_i\widehat{E}_i \quad (11)$$

donde, $k = \frac{(1-\alpha)}{\gamma+(1-\alpha)}$; $0 \leq k \leq 1$. Por lo tanto, la empresa p tendrá creación de empleo si $\widehat{L}_p > 0$ y destrucción si $\widehat{L}_p < 0$. Esta solución muestra que la creación y destrucción de los empleos de una firma particular depende de un choque idiosincrático a dicha firma específica A_p de un choque agregado específico a la industria A_i , de los movimientos en la tasa de cambio \widehat{E}_i , y del salario del resto de la economía $\widehat{\Gamma}$. Así, las tasas de creación y destrucción del empleo para toda una industria pueden ser calculadas como el promedio ponderado de las tasas de creación y destrucción de las empresas de una in-

dustria en particular. Para los conjuntos de firmas que se expanden (M^+) y se contraen (M^-), se tiene que:

$$\phi_+ = \sum_{p \in M^+} \varphi_p \quad \wedge \quad \phi_- = \sum_{p \in M^-} \varphi_p, \quad \phi_+ + \phi_- = 1 \quad (12)$$

donde ϕ_+ y ϕ_- son los pesos relativos del empleo en la industria total, por parte del conjunto de firmas que se expanden y se contraen. Así, las tasas de creación y destrucción de empleo a nivel de industria son, respectivamente:

$$C_i = \phi_+(k\gamma\varepsilon\hat{\Gamma} + (1+k)\mu\Omega_i\hat{E}_i + k\hat{A}_i) + \sum_{p \in M^+} \varphi_p \hat{A}_p \quad (13)$$

$$D_i = \phi_-(k\gamma\varepsilon\hat{\Gamma} + (1+k)\mu\Omega_i\hat{E}_i + k\hat{A}_i) + \sum_{p \in M^+} \varphi_p \hat{A}_p \quad (14)$$

Estos resultados sugieren que una apreciación del tipo de cambio está asociada con menor creación de empleo y mayor destrucción, dejando lo demás constante. Adicionalmente, indican que los efectos de la tasa de cambio serán mayores en la medida en que el parámetro de apertura sea más alto.

II. Datos y aspectos metodológicos

A. Medición de los flujos de empleo

En esta sección se presentan las definiciones y medidas de los flujos de empleo con base en la metodología propuesta por Davis, Schuh y Haltiwanger (1996). En particular, la creación de empleos en el periodo t se define como la sumatoria de los nuevos empleos de todas las firmas que inician o se expanden entre el periodo $t-1$ y el periodo t en la industria s , así:

$$C_{st} = \sum_{e \in S^+} \Delta EMP_{est} \quad (15)$$

donde EMP_{est} corresponde al número de trabajadores del empleador e en la industria s , en el periodo t , y S_t^+ denota el subconjunto de empleadores que

entran o se expanden entre el periodo $t-1$ y el periodo t .¹ De manera análoga, la destrucción de empleos en el periodo t corresponde a la sumatoria de las pérdidas de empleos de todas las empresas que se contraen o cierran entre los periodos $t-1$ y t en la industria s , así:

$$D_{st} = \sum_{e \in S^-} \Delta EMP_{est} \quad (16)$$

donde EMP_{est} indica el número de trabajadores de la empresa e , en la industria s en el periodo t , y S_t^- denota el subconjunto de firmas que se contraen o cierran entre el periodo $t-1$ y el periodo t . De otro lado, el cambio neto en el empleo (CNE) para la industria s , en el periodo t , se define como la diferencia entre la tasa de creación y la destrucción de empleos en la industria s , así:

$$CNE_{st} = C_{st} - D_{st} \quad (17)$$

Con el fin de expresar las diferentes definiciones de flujos de empleo en términos de tasas y a nivel de firma, cada fórmula se divide por el promedio de trabajadores de los periodos $t-1$ y t . Para calcular las tasas de creación y destrucción de una firma, la variación de la cantidad de empleados de un periodo a otro se divide por el promedio de empleados de dicha firma entre $t-1$ y t : $z_{est} = 0.5(EMP_{est} - EMP_{es,t-1})$. En particular, la tasa de crecimiento del empleo de la empresa e , corresponde a la expresión $g_{est} = \frac{\Delta EMP_{est}}{z_{est}}$. Esta tasa oscila entre -2 y 2, y un valor positivo indicaría creación de empleos, mientras que un valor negativo indicaría destrucción de empleos.

B. Datos

Los datos de los flujos de empleo fueron construidos utilizando información de la Encuesta Anual Manufacturera (*EAM*) para el periodo comprendido entre 1994 y 2009. La encuesta cuenta con información para cerca de 6.500 firmas y establecimientos del sector manufacturero, para las 13 prin-

1 Es importante señalar que esta medida no considera los cambios registrados al interior de las empresas.

cipales ciudades del país.² El análisis empírico utiliza datos a nivel de firma, lo cual permite capturar las decisiones de empleo al interior de las empresas, independientemente del establecimiento donde se ubique el trabajador.

La información se agrupó con base en la clasificación CIIU, revisión 3, en las siguientes 17 industrias: alimentos y bebidas; productos de caucho y plástico; confecciones; productos de cuero y calzado; maquinaria eléctrica; equipo profesional y científico; industria de la madera; muebles de madera; productos metálicos; imprentas editoriales; productos de papel; productos derivados de la refinación del petróleo;³ sustancias y productos químicos; industria tabacalera; textiles; equipo y material de transporte; y otras industrias manufactureras. Información de las restantes variables utilizadas en la estimación, tales como el índice de tipo de cambio real, el PIB real, la cuenta de capital y los flujos de inversión extranjera provienen del Banco de la República y del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE).

C. Flujos de empleo en Colombia

Las tasas de creación, destrucción y crecimiento neto del empleo manufacturero, en el periodo 1994-2009, fueron calculadas utilizando las fórmulas presentadas en la sección anterior y se pueden observar en el Gráfico 1. Durante este periodo, la tasa de creación alcanzó en promedio 10,0%, y la tasa de destrucción 10,4%, para un crecimiento neto del empleo promedio de -0,3%. Como se observa en el Gráfico, se puede destacar que a lo largo del periodo analizado existe una estrecha relación entre el crecimiento neto del empleo y el crecimiento del PIB real.⁴ La relación es menos clara cuando el PIB se compara en forma independiente con los flujos de creación y destrucción, aunque se observa una relación negativa con la destrucción y positiva con la creación. En términos generales, los resultados

2 Estas ciudades corresponden a las 13 áreas metropolitanas que cubren la Encuesta Continua de Hogares.

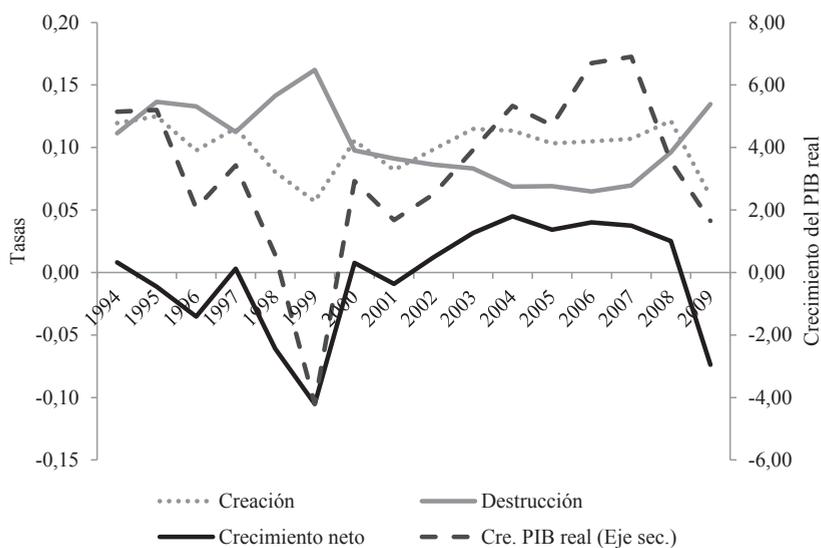
3 La industria petrolera incluye firmas dedicadas a la fabricación de productos derivados de la refinación del petróleo, dentro y fuera de las refinerías; no incluye firmas destinadas a la producción directa del crudo.

4 El coeficiente de correlación entre las dos variables alcanza 0,86.

indican que en promedio la destrucción es más volátil que la creación en el total del sector. Sin embargo, la varianza de la creación fue mayor entre 1994 y 1999, lo que sugiere que en los años noventa hubo una alta creación de empleos, a pesar de la contracción de finales de la década. En los años posteriores a la crisis de 1999, se observa una disminución en la destrucción del empleo, frente un comportamiento relativamente estable de la tasa de creación. Como resultado, las tasas de crecimiento neto fueron positivas durante el periodo 2002-2008⁵.

En cuanto a la permanencia de los empleos creados, se encuentra que, para el periodo analizado, de 10 nuevos empleos creados en un año sobreviven en promedio 6,8 en el año siguiente, mientras que de 10 empleos que se destruyen en un año no se vuelven a crear 7,6 en el año siguiente.

Gráfico 1. Tasas de creación, destrucción y crecimiento neto en el empleo en el sector manufacturero

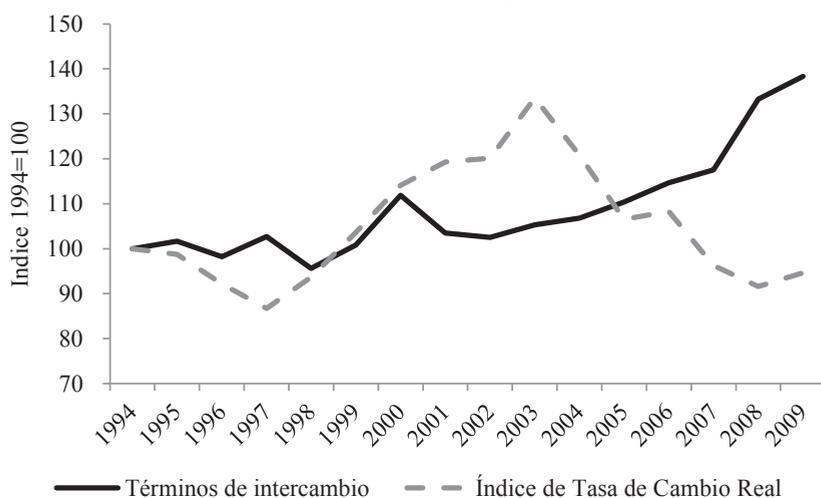


Fuente: DANE y cálculos propios.

5 Para un análisis más detallado sobre el comportamiento de los flujos de empleo en el sector manufacturero véase Melo y Ballesteros (2013).

Por otra parte, en el Gráfico 2 se pueden apreciar el índice del tipo de cambio real (*ITCR*) y los términos de intercambio. El *ITCR* utiliza el IPC como deflactor, y las ponderaciones totales corresponden a la participación móvil de orden 12 de cada país en el comercio exterior colombiano, con los 20 principales socios. Los términos de intercambio, por su parte, se calculan como el cociente entre el índice de precios de los bienes exportados y el índice de precios de los bienes importados.⁶

Gráfico 2. Índice de tasa de cambio real y términos de intercambio



Fuente: Banco de la República y cálculos propios.

Durante el periodo 1994-2009, el país enfrentó periodos de fuertes apreciaciones y depreciaciones, los cuales se pueden agrupar en tres subperiodos. En primer lugar, entre 1994 y 1997 hubo una continua apreciación del peso con respecto al dólar, explicada por la entrada importante de capitales desde comienzos de los años 90. La depreciación cedió a partir de 1998, como consecuencia de la crisis asiática y la declaración en moratoria de Rusia (Caballero y Urrutia, 2006). Estos sucesos se vieron reflejados en la caída de los

6 Esta serie la calcula el Banco de la República y se reajusta considerando el promedio móvil de orden 12.

términos de intercambio en 1998 y una depreciación real de la moneda, la cual alcanzó su nivel más alto en 2003.

Con la recuperación de la economía colombiana desde mediados de la década del 2000, caracterizada por una tendencia positiva en los términos de intercambio, gracias a los altos precios internacionales de las materias primas, se observa una apreciación continua del tipo de cambio real. Este periodo se caracterizó por la entrada de capitales extranjeros y por nuevos hallazgos de recursos naturales, como minería y petróleo. También se puede destacar la aplicación de políticas fiscales y monetarias laxas en los países industrializados, que estimularon aún más la entrada de capitales hacia la región.

III. Análisis empírico

A. Estrategia empírica

El enfoque metodológico de este trabajo se basa en la especificación econométrica utilizada por Moser et al. (2010) y Colantone (2012), quienes evalúan el impacto de la apertura comercial y los movimientos en el tipo de cambio real en los flujos de empleo en Alemania y Bélgica, respectivamente. Esta estrategia empírica se basa en el modelo teórico propuesto por Klein et al. (2003), explicado en la sección I. El análisis empírico utiliza modelos de datos de panel para 6.500 firmas durante el periodo 1995 - 2009. La variable explicativa corresponde a los flujos de creación y destrucción del empleo, calculados para cada firma con las fórmulas descritas en la sección II. Específicamente, la variable dependiente es la tasa de crecimiento del empleo para cada empresa manufacturera, la cual oscila entre -2 y 2. La especificación del modelo econométrico adopta la siguiente forma general:

$$Flujo_empl_{it} = \beta_0 + \beta_1(factores\ intert)_{it,s} + \beta_3Z_{it} + \beta_4X_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

donde i denota firma y t se refiere al año. $Flujo_empl$ representa la creación y/o destrucción del empleo de cada firma. El vector $factores\ inter$ incluye variables asociadas al mercado externo, el cual considera variables a nivel de la firma y a nivel agregado de la economía. A nivel de firma, se incluye una variable dicótoma que indica el grado de apertura de la firma (*transable*), la cual toma

el valor de 1 si el porcentaje de las ventas externas y/o el porcentaje de las compras en el exterior es mayor que 10%. A nivel agregado se incluyen el índice de tasa de cambio real de la economía (*ITCR*), el saldo de la cuenta de capitales (*cuenta_capital*), los flujos de inversión extranjera directa en el sector manufacturero (*IED Manf.*) y en el sector petrolero y minero (*IED Pet.*). Adicionalmente, se incluye la variable *interact*, con el fin de controlar por la heterogeneidad en la apertura de las firmas frente a cambio en la tasa de cambio real. Esta variable se calcula como el producto entre *ITCR* y el índice de apertura de cada industria manufacturera (*apertura*).

El término Z_{it} es un vector de variables de control específicas a la firma, el cual incluye dos variables dicótomas del tamaño de la firma. En particular, la variable *pequeña* toma el valor de 1 para las firmas que tienen entre 11 y 50 trabajadores, la variable *mediana* toma el valor de 1 para las firmas que tienen entre 51 y 100 trabajadores, y las firmas con más de 100 trabajadores se utilizan como categoría de referencia. X_{it} es un vector de variables macroeconómicas de control que incluye el crecimiento del PIB ($\ln PIB$), con el fin de evaluar el efecto del crecimiento de la economía en la creación y destrucción del empleo.

Adicionalmente, se considera el efecto de la Ley 789 de 2002, que promulga la flexibilización laboral y la ampliación del sistema de protección social, sobre el comportamiento de los flujos de empleo. Para esto, se incluye una variable dicótoma (*Ley*) que toma el valor de 1 durante los años en que ha estado vigente la Ley (2002-2009) y 0 en los años restantes. Finalmente, η_i representa el efecto aleatorio de cada establecimiento el cual es *iid* y ε_{it} es el término de error. La decisión acerca de si los estimadores más apropiados corresponden a los de efectos fijos o a los de efectos aleatorios se realiza utilizando la prueba de Hausman y la prueba de Breusch y Pagan.

B. Resultados

Los resultados de los modelos de panel de datos estimados para las empresas del sector manufacturo se presentan en la Tabla 1. Las estimaciones se realizaron en forma independiente para la creación y para la destrucción del empleo, y en cada caso se estimaron dos modelos, el primero incluye el

ITCR en forma independiente y el segundo incluye la variable *interact*, que corresponde al producto entre el *ITCR* y *apertura*. Como se explicó, esta variable se consideró con el fin de controlar por la posible heterogeneidad en la respuesta del *ITCR* a diferentes niveles de apertura de las firmas del sector manufacturero. De acuerdo con la prueba de Hausman y la de Breusch y Pagan, el modelo de efectos aleatorios es el más apropiado en los diferentes casos considerados, los cuales se estimaron por Mínimos Cuadrados Generalizados (véase Anexo 1).

De acuerdo con los resultados, un aumento en la tasa de cambio real aumenta la creación y disminuye la destrucción del empleo en el sector manufacturero, por lo que una depreciación real tiene un impacto positivo sobre el crecimiento neto del empleo. Además, se puede destacar que la creación aumenta más de lo que disminuye la destrucción, lo cual implica que el ajuste en el mercado laboral manufacturero ante cambios en el *ITCR* se lleva a cabo principalmente vía la creación de empleos. Estos resultados apoyan varios de los hallazgos encontrados en la literatura que relaciona los flujos de empleo y factores externos, especialmente en países de América Latina (véase Levinsohn, 1999; Haltiwanger et al. 2004; Ribeiro et al. 2004). De otro lado, estudios realizados para Francia y Alemania encuentran también que el mecanismo de ajuste ha sido a través de la creación de empleo, con la diferencia de que en estos países la destrucción no es una variable significativa, destacando la importancia de la creación en la dinámica del empleo manufacturero (Gourinchas, 1999; Moser et al. 2010).

En contraste, en Estados Unidos y Bélgica se encuentra que el mecanismo de ajuste del crecimiento neto del empleo se realiza principalmente a través de la destrucción de empleo, mientras que la creación no es estadísticamente significativa. Moser et al. (2010) y Colantone (2012) argumentan que países como Francia y Alemania cuentan con instituciones que regulan de manera rígida y cuidadosa el mercado laboral, con altos niveles de protección al empleo, lo que implica que despedir trabajadores sea costoso y por tanto la destrucción de empleos sea menos común. Por el contrario, en Estados Unidos el mercado laboral es mucho más flexible, lo que facilita que el ajuste del crecimiento neto del empleo ante variaciones en la tasa de

cambio sea a través de la destrucción de empleos. En el caso de Bélgica, Colantone (2012) argumenta que sus firmas están más expuestas a choques internacionales, por ser una economía más pequeña y abierta que Francia y Alemania.⁷

De esta forma, el tipo de ajuste del mercado laboral manufacturero frente a la tasa de cambio real es un fenómeno diverso, pues existen características propias de cada economía que hacen que el ajuste del empleo en algunos casos se dé vía creación y en otros vía destrucción de empleos. Por ejemplo, en el estudio de Gourinchas (1998) se establece que para Estados Unidos la creación y la destrucción del empleo responden estadísticamente en la misma magnitud ante modificaciones de la tasa de cambio. De otro lado, en Bélgica la creación de empleo no es estadísticamente significativa y la destrucción es la variable que conduce el ajuste del empleo manufacturero ante movimientos en la tasa de cambio (Colantone, 2012). A diferencia de los países desarrollados, los resultados para países en desarrollo tienen en común que el coeficiente de la tasa de cambio real es estadísticamente significativo en las regresiones de creación y destrucción de empleo. Sin embargo, el ajuste dinámico del crecimiento neto del empleo se realiza, fundamentalmente, a través de la creación, tal como sucede en Francia y Alemania.

En Colombia, el hecho de que la dinámica del empleo en el sector manufacturero se explique a través de cambios en la creación de empleos, se debe al costo que tienen que asumir las firmas manufactureras formales al despedir trabajadores, las cuales enfrentan el pago de liquidaciones. De otro lado, a pesar de que Colombia es una economía abierta, el porcentaje de empresas del sector manufacturero expuestas directamente a los mercados internacionales es menor que el que se observa en países como Estados Unidos y Bélgica, donde el ajuste del empleo en el sector se hace principalmente vía destrucción de empleos.

7 La razón de comercio internacional (importaciones más exportaciones) a PIB, para el año 2002, fue de 1,3, 0,42 y 0,54 para Bélgica, Francia y Alemania, respectivamente.

Tabla 1. Modelo de datos de panel para la creación y destrucción del empleo del sector manufacturero

Variable Dependiente	Creación		Destrucción	
	Modelo con ITCR (1)	Modelo con ITCR*Apertura (2)	Modelo con ITCR (3)	Modelo con ITCR*Apertura (4)
<i>transable</i>	-0,0786*** (0,0090)	-0,0785*** (0,0090)	0,0099*** (0,0033)	0,0085** (0,0034)
<i>pequeña</i>	0,7979*** (0,0142)	0,7977*** (0,0142)	0,3180*** (0,0048)	0,3169*** (0,0048)
<i>Mediana</i>	0,2210*** (0,0099)	0,2193*** (0,0100)	0,0993*** (0,0037)	0,0983*** (0,0037)
<i>ITCR</i>	0,0035*** (0,0005)	---	-0,0017*** (0,0002)	---
<i>Interact</i>	---	-0,0266*** (0,0051)	---	-0,0036** (0,0017)
<i>cuenta_capital</i>	3,0067*** (0,1537)	2,2091*** (0,1102)	-0,3721*** (0,0522)	-0,0392 (0,0402)
<i>Ln PIB</i>	-0,7057*** (0,0492)	-0,7389*** (0,0491)	-0,0832*** (0,0175)	-0,0705*** (0,0175)
<i>IED Manf.</i>	0,1031*** (0,0111)	0,0628*** (0,0097)	-0,0252*** (0,0045)	-0,0051 (0,0041)
<i>IED Pet.</i>	-0,0854*** (0,0133)	-0,0977*** (0,0133)	0,0254*** (0,0045)	0,0313*** (0,0044)
<i>Ley</i>	0,1091*** (0,0149)	0,1582*** (0,0132)	0,0153*** (0,0056)	-0,0104** (0,0050)
<i>Constante</i>	17,607*** (1,2108)	18,998*** (1,2022)	2,4202*** (0,4311)	1,8470*** (0,4278)
<i>No. de Obs.</i>	38.883	38.883	33.995	33.995
<i>Estadístico Wald¹</i>	5.079,72 (0,0000)	5.051,61 (0,0000)	5.250,41 (0,0000)	5139,66 (0,0000)

Notas: Errores estándar robustos entre paréntesis; (*), (**) y (***) denotan significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente.

¹ Muestra la significancia conjunta de las variables independientes, entre paréntesis se muestra la probabilidad de aceptar la hipótesis nula (las variables son no significativas).

Fuente: elaboración propia.

De otro lado, los resultados indican que el aumento en el saldo de la cuenta de capital tiene un impacto positivo y significativo en la creación del empleo neto del sector manufacturero, teniendo en cuenta que el coeficiente de la creación es positivo y significativamente mayor que el de la destrucción. Por su parte, la variable *transable* tiene un efecto negativo en la creación y un efecto positivo en la destrucción del empleo, lo que significa que las firmas que tienen algún tipo de transacción con el exterior tienden, en promedio, a crear menos empleos y a destruir más con respecto a las firmas que no tienen ningún tipo de transacción con el exterior. Este resultado se puede explicar por la mayor exposición que tienen las firmas transables a los cambios en los mercados internacionales.

Por otra parte, los flujos de IED en el sector manufacturero tienen un efecto positivo sobre el crecimiento del empleo en el sector, teniendo en cuenta que la respuesta sobre la creación del empleo es positiva y significativa, y negativa y estadísticamente significativa sobre la destrucción. Por el contrario, los flujos de IED en el sector de petróleo y minería tienen un efecto negativo sobre la creación del empleo manufacturero y positivo en la destrucción del mismo. Este resultado puede ser explicado por la baja intensidad de mano de obra del sector frente a los demás sectores, y por el fenómeno conocido como enfermedad holandesa, que sugiere que la inversión extranjera en este sector tiene efectos negativos sobre el empleo del sector manufacturero, especialmente en las industrias no transables. En general, de los resultados obtenidos para las variables asociadas al contexto internacional se puede concluir que los flujos de empleo manufacturero colombiano son altamente sensibles a los cambios en el mercado internacional, y que el mecanismo de ajuste dinámico del empleo funciona, principalmente, a través de la creación de puestos de trabajo.

Con respecto a las variables asociadas al tamaño de la firma, se observa que la respuesta en la creación y destrucción del empleo es significativamente mayor en las firmas más pequeñas, sugiriendo que las empresas con menor número de trabajadores experimentan un mayor nivel de rotación de empleos, comparado con aquellas firmas que cuentan con un mayor número de trabajadores. Estos resultados apoyan las conclusiones de Davis y Haltiwanger (1999) y de las de Roberts (1996), quienes encuentran que las plantas más jóvenes y

pequeñas tienen mayores tasas de creación y destrucción de empleo que las más grandes y antiguas. De esta forma, el patrón contra-cíclico estaría explicado por el comportamiento del empleo en estas industrias, las cuales constituyen la mayor parte de la estructura productiva de estos países. Este resultado puede contribuir a explicar el coeficiente negativo del PIB obtenido para la creación y la destrucción del empleo, en la medida en que los flujos de empleo de las firmas medianas y pequeñas constituyen una parte importante de la estructura productiva del sector manufacturero del país, las cuales son altamente volátiles y no necesariamente responden al ciclo económico. Adicionalmente, teniendo en cuenta que el PIB utilizado en el análisis es el PIB total de la economía, su crecimiento puede obedecer a sectores diferentes al manufacturo, como efectivamente se ha observado durante los últimos años, donde el sector minero-energético ha contribuido en forma importante en el crecimiento del PIB.

Finalmente, los resultados muestran un efecto significativo de la reforma de flexibilización laboral del año 2002 sobre los flujos de empleo manufacturero. Se evidencia que tanto la creación como la destrucción de empleos aumentaron en promedio durante los años de aplicación de la Ley, lo cual significa un aumento en la tasa de rotación del empleo. La mayor rotación en los puestos de trabajo puede obedecer a la mayor flexibilidad que introdujo la reforma en cuanto a los costos para contratar y despedir trabajadores. Además, se puede observar que el coeficiente de la creación es mayor que el de la destrucción, sugiriendo que la reforma tuvo un efecto positivo en el crecimiento neto del empleo.

Al introducir la variable *interact* (columnas 2 y 4 de la Tabla 1), se observa que el signo y la significancia de los coeficientes de la mayoría de las variables incluidas en el modelo se mantienen con respecto a los obtenidos cuando el modelo se estima con la variable *ITCR* (columnas 1 y 3). No obstante, mientras que el coeficiente de la variable *ITCR* es positivo para la creación y negativo para la destrucción del empleo, los coeficientes de la variable *interact*, tanto en el modelo de creación como en el de destrucción, son negativos y estadísticamente significativos, aunque la respuesta de la creación es mayor. Estos resultados sugieren que las firmas que pertenecen a industrias transables se ven afectadas en mayor medida por cambios en la tasa de cambio real, en comparación con las empresas que pertenecen a industrias menos

transables. Así mismo, el mayor coeficiente de la creación sugiere que la dinámica del empleo en las empresas que pertenecen a sectores más transables se explica principalmente por cambios en la creación. Este resultado va en la misma dirección de los hallazgos de Colantone (2012), quien encuentra que, para Bélgica, cuando se incluye la variable de la interacción entre el índice de apertura y la tasa de cambio, la respuesta en la creación de empleo ante una apreciación real es una disminución mayor, en comparación con los resultados obtenidos cuando solo se incluye la tasa de cambio.

Finalmente, con el fin de controlar por posibles problemas de endogenidad entre las variables asociadas al sector externo y los flujos de creación y destrucción de empleo, se realizó un ejercicio de robustez en el cual las variables del vector *factores inter* se rezagan en un periodo. Los resultados cuando el modelo se estima con la variable *ITCR* en forma independiente (columnas 1 y 3 de la Tabla 1) indican que la tasa de cambio real rezagada mantiene el efecto positivo sobre la creación de empleo y negativo sobre la destrucción, resultados similares a los obtenidos cuando el modelo se estima con las variables en el periodo t . De otro lado, cuando el modelo incluye el producto entre el *ITCR* y la variable *apertura* (columnas 2 y 4 de la Tabla 1), en el modelo de creación la variable *interact* rezagada es negativa y significativa, resultado similar al obtenido cuando la variable no se rezaga. Para el modelo de destrucción, esta variable no es significativa. En los dos casos los signos de las variables de control de tamaño, IED y cuenta de capital, se mantienen (ver Anexo 2).

C. Ejercicios a nivel de sector

Como una forma alterna de controlar por la heterogeneidad en la respuesta a los factores internacionales y verificar si los resultados para el conjunto del sector manufacturero se mantienen a nivel de industria, se realizaron regresiones a nivel de firma para 17 industrias manufactureras, en la cuales fue dividida la muestra. En general, las estimaciones por industria muestran patrones muy similares a las estimaciones realizadas para el total del sector manufacturero, con algunas diferencias para las variables de *transable* y del *ITCR*, confirmando la heterogeneidad que existe entre las industrias del sector manufacturero (Tablas 2 y 3). En efecto, el coeficiente del *ITCR* para la

creación no es significativo en 7 casos, y en 10 industrias (cueros y calzado, productos de papel, productos químicos, caucho y plásticos, productos metálicos, maquinaria eléctrica, equipo y material de transporte, muebles de madera y otras industrias manufactureras) el coeficiente es positivo y significativo.

Así mismo, se puede destacar que, contrario a los resultados obtenidos para el agregado del sector, en las industrias de textiles, confecciones e industria de la madera, la respuesta de la creación es no significativa, mientras que la destrucción es altamente significativa y su coeficiente es mayor que el de la creación. Este resultado sugiere que una depreciación real tiene un efecto negativo sobre el crecimiento neto del empleo de estas industrias y que la dinámica del empleo estaría explicada, principalmente, por cambios en la destrucción del empleo. Es de resaltar que estas industrias han sido afectadas por la competencia de las importaciones provenientes de China. En efecto, como lo muestran Herreros y Durán (2011), la proporción de las importaciones chinas en el consumo de estas industrias ha aumentado en forma importante durante la última década. De otro lado, se puede destacar que los coeficientes de la variable transable e *ITCR* para las industrias de tabaco, imprentas editoriales, productos derivados del petróleo y las de equipo profesional y científico son no significativos, tanto en las estimaciones de la creación como en las de la destrucción de empleo.

Tabla 2. Modelo de datos de panel para la creación del empleo de 17 industrias del sector manufacturero

<i>Creación</i>	<i>Transable</i>	<i>ITCR</i>	<i>No. de Obs.</i>	<i>Estadístico Wald¹</i>
Alimentos y Bebidas	-0,0698*** (0,0210)	0,0016* (0,0010)	8.452	1.053,70 (0,0000)
Tabaco	-0,4570 (0,2848)	-0,0021 (0,0136)	42	35,67 (0,0000)
Textiles	-0,0556* (0,0337)	-0,0006 (0,0020)	2.247	287,48 (0,0000)
Confecciones	-0,1026*** (0,0262)	0,0017 (0,0014)	5.013	585,32 (0,0000)

Continúa

Tabla 2. Continuación

<i>Creación</i>	<i>Transable</i>	<i>ITCR</i>	<i>No. de Obs.</i>	<i>Estadístico Wald</i> ¹
Cueros y Calzado	-0,1472*** (0,0391)	0,0075*** (0,0024)	2.051	351,00 (0,0000)
Industria de la Madera	-0,1782** (0,0872)	0,0047 (0,0040)	812	147,16 (0,0000)
Productos de Papel	-0,0589 (0,0409)	0,0067*** (0,0023)	1.436	122,91 (0,0000)
Imprentas Editoriales	-0,0453 (0,0423)	-0,0017 (0,0024)	2.345	289,80 (0,0000)
Productos Petróleo y Carbón	-0,1141 (0,1362)	-0,0050 (0,0086)	170	44,66 (0,0000)
Productos Químicos	-0,0451* (0,0260)	0,0059*** (0,0015)	3.693	475,32 (0,0000)
Caucho y Plásticos	-0,0890*** (0,0268)	0,0042*** (0,0016)	3.622	506,53 (0,0000)
Productos Metálicos	-0,1412*** (0,0345)	0,0042** (0,0019)	2.994	434,26 (0,0000)
Maquinaria Eléctrica	-0,1184*** (0,0451)	0,0075*** (0,0026)	1.217	170,49 (0,0000)
Equipo Profesional y Científico	-0,0332 (0,0842)	0,0002 (0,0052)	339	60,19 (0,0000)
Equipo y Material De Transporte	-0,0780 (0,0455)	0,0087*** (0,0029)	1.422	211,89 (0,0000)
Muebles de Madera	-0,0035 (0,0426)	0,0091*** (0,0022)	1.996	353,35 (0,0000)
Otras Industrias Manufactureras	-0,0510 (0,0539)	0,0064** (0,0032)	1.032	184,70 (0,0000)

Notas: Errores estándar robustos entre paréntesis; (*), (**) y (***) denotan significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente.

¹ Muestra la significancia conjunta de las variables independientes, entre paréntesis se muestra la probabilidad de aceptar la hipótesis nula (las variables son no significativas).

Fuente: elaboración propia.

Tabla 3. Modelo de datos de panel para la destrucción del empleo de 17 industrias del sector manufacturero

<i>Destrucción</i>	<i>Transable</i>	<i>ITCR</i>	<i>No. de Obs.</i>	<i>Estadístico Wald¹</i>
Alimentos y Bebidas	0,0340*** (0,0083)	-0,0013*** (0,0004)	7.094	951,94 (0,0000)
Tabaco	-0,0422 (0,0819)	0,0015 (0,0041)	39	12,38 (0,1929)
Textiles	-0,0135 (0,0120)	-0,0024*** (0,0007)	2.202	305,28 (0,0000)
Confecciones	0,0211** (0,0104)	-0,0032*** (0,0005)	4.592	1.021,26 (0,0000)
Cueros y Calzado	0,0156 (0,0139)	0,0000 (0,0008)	1.945	349,63 (0,0000)
Industria de la Madera	-0,0193 (0,0270)	-0,0040*** (0,0012)	846	157,39 (0,0000)
Productos de Papel	0,0022 (0,0173)	-0,0001 (0,0008)	1.139	253,31 (0,0000)
Imprentas Editoriales	0,0208 (0,0136)	-0,0004 (0,0006)	2.296	328,06 (0,0000)
Productos Petróleo y Carbón	-0,0466 (0,0519)	-0,0021 (0,0031)	155	14,95 (0,0923)
Productos Químicos	0,0038 (0,0106)	-0,0010 (0,0006)	2.936	425,14 (0,0000)
Caucho y Plásticos	0,0062 (0,0092)	-0,0016*** (0,0005)	2.729	425,10 (0,0000)
Productos Metálicos	0,0074 (0,0122)	-0,0023*** (0,0006)	2.551	407,10 (0,0000)
Maquinaria Eléctrica	0,0112 (0,0139)	-0,0017** (0,0007)	1.213	218,02 (0,0000)

Continúa

Tabla 3. Continuación

<i>Destrucción</i>	<i>Transable</i>	<i>ITCR</i>	<i>No. de Obs.</i>	<i>Estadístico Wald</i> ¹
Equipo Profesional y Científico	-0,0252 (0,0273)	-0,0007 (0,0016)	287	29,31 (0,0006)
Equipo y Material De Transporte	-0,0152 (0,0156)	-0,0023*** (0,0008)	1.319	175,93 (0,0000)
Muebles de Madera	0,0166 (0,0166)	-0,0029*** (0,0008)	1.707	329,76 (0,0000)
Otras Industrias Manufactureras	-0,0051 (0,0165)	-0,0018** (0,0009)	945	135,63 (0,0000)

Notas: Errores estándar robustos entre paréntesis; (*), (**) y (***) denotan significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente.

¹ Muestra la significancia conjunta de las variables independientes, entre paréntesis se muestra la probabilidad de aceptar la hipótesis nula (las variables son no significativas).

Fuente: elaboración propia.

Por otro lado, como se observa en la Tabla 2, el coeficiente de la variable *transable* en el modelo de la creación de empleo es negativo para todas las industrias, aunque no es estadísticamente significativo en todos los casos. Este resultado, como en el modelo agregado para el sector, sugiere que las empresas que tienen algún tipo de transacción con el exterior crean en promedio menos empleos, con respecto a las empresas que no transan con el exterior. En el modelo de destrucción, esta variable es estadísticamente significativa solamente en las industrias de alimentos y bebidas y en las de confecciones, donde la respuesta es positiva, sugiriendo que en las empresas que transan con el exterior se destruyen más empleos que en las que no tienen transacciones en el mercado internacional (Tabla 3). En general, los resultados de la variable *transable* sugieren que las empresas expuestas al mercado internacional registran más movimientos en el empleo, explicados especialmente por ajustes en la creación de éste.

Conclusiones

Este documento estudia el impacto que tienen algunos factores internacionales, como la tasa de cambio real, la inversión extranjera y el grado de apertura de las firmas, en el comportamiento de los flujos de empleo en el sector manufacturero colombiano. Los hallazgos más importantes del documento con respecto al impacto del *ITCR* se pueden resumir en tres puntos fundamentales. El primero es que aumentos en la tasa de cambio tienen un impacto positivo en la creación y negativo en la destrucción de empleos, indicando que, en promedio, una depreciación real del tipo de cambio aumenta el crecimiento neto del empleo. El segundo es que la creación responde en mayor magnitud que la destrucción, sugiriendo que la creación de empleos es la variable que más influye en la dinámica del empleo en el sector manufacturero. En particular, un incremento de 1% en el *ITCR* produciría un incremento de 0,35% en la creación del empleo y una reducción de 0,17% en la destrucción de éste. Finalmente, se encuentra que el efecto que tiene la tasa de cambio real sobre los flujos de empleo se magnifica en las firmas manufactureras que comercian activamente con el exterior, tal como lo predice el modelo teórico desarrollado por Klein et al. (2003).

Estos resultados son consistentes con la evidencia internacional que encuentra que una depreciación real aumenta el crecimiento neto del empleo. No obstante, el mecanismo de ajuste del empleo no siempre se realiza a través de la creación. En efecto, en Estados Unidos y Bélgica se encuentra que el mecanismo de ajuste del crecimiento neto del empleo se realiza principalmente a través de la destrucción de empleo, mientras que la creación no es estadísticamente significativa. En contraste, algunos estudios para varios países de América Latina y para países desarrollados, como Francia y Alemania, encuentran que el mecanismo de ajuste del crecimiento neto del empleo es liderado por la creación del empleo, mientras que la destrucción no es estadísticamente significativa.

De otro lado, los resultados indican que mientras los flujos de inversión extranjera directa en el sector manufacturero tienen un efecto positivo sobre el crecimiento de empleo en el sector, los flujos de inversión extranjera en el sector de petróleo y minería tienen un efecto negativo. Este resultado puede

ser explicado por la baja intensidad de mano de obra del sector de petróleo y minería, y por el efecto que la enfermedad holandesa puede ocasionar en el empleo del sector manufacturero. Así mismo, se encuentra que las firmas pequeñas experimentan un mayor nivel de rotación de empleos comparado con las firmas grandes, y que la reforma de flexibilización laboral del año 2002 hizo que tanto la creación como la destrucción de empleos aumentara, lo cual puede ser explicado por la mayor flexibilidad que introdujo la reforma.

Finalmente, los resultados sugieren que la respuesta en las dinámicas del empleo del sector manufacturero colombiano es heterogénea dependiendo del grado de apertura de la industria al que pertenece la firma. Adicionalmente, en las industrias de textiles, confecciones e industria de la madera, las cuales han sido afectadas ampliamente por la competencia de China, una depreciación real tiene un efecto negativo sobre el crecimiento neto del empleo.

Referencias

- CABALLERO, Carlos y URRUTIA, Miguel (2006). *Historia del sector financiero colombiano en el siglo XX: ensayos sobre su desarrollo y su crisis*. Bogotá: Grupo Editorial Norma.
- CASACUBERTA, Carlos; FACHOLA, Gabriela y GANDELMAN, Néstor (2004). “The impact of trade liberalization on employment, capital, and productivity dynamics: evidence from the Uruguayan manufacturing sector”, *The Journal of Policy Reform*, Vol. 7, No. 4, pp. 225-248.
- COLANTONE, Italo (2012). “Trade openness, real exchange rates and job reallocation: evidence from Belgium”, *Review of World Economics*, Vol. 148, No. 4, pp. 669 – 703.
- DAVIS, Steven y HALTIWANGER, John (1992). “Gross job flows”, *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, No. 1, pp. 2711 - 2805.
- DAVIS, Steven y HALTIWANGER, John (2001). “Sectoral job creation and destruction responses to oil price changes”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 48, No. 3, pp. 465 - 512.

- DAVIS, Steven; SCHUH, Scott y HALTIWANGER, John (1996). *Job Creation and Destruction*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
- ESLAVA, Marcela; HALTIWANGER, John; KUGLER, Adriana y KUGLER, Maurice (2009). "Trade reforms and market selection: Evidence from manufacturing plants in Colombia", *NBER, Working Paper*, No. 14935. National Bureau of Economics Research.
- ESLAVA, Marcela; HALTIWANGER, John; KUGLER, Adriana y KUGLER, Maurice (2010). "Factor adjustments after deregulation: Panel evidence from Colombian plants", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 92, No. 2, pp. 378-391.
- ESLAVA, Marcela; HALTIWANGER, John; KUGLER, Adriana y KUGLER, Maurice (2012). "Trade Liberalization and Worker Displacement: Evidence from Trade Reforms in Colombia". *Mimeo*.
- GOURINCHAS, Pierre-Olivier (1998). "Exchange rates and job flows: What do we learn from job flows?", *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 13, pp. 153 – 222.
- GOURINCHAS, Pierre-Olivier (1999). "Exchange rates do matter: French Job reallocation and exchange rate turbulence", *European Economic Review*, Vol. 43, pp. 1279 - 1316.
- HALTIWANGER, John; KUGLER, Adriana; KUGLER, Maurice; MICCO, Alejandro y PAGÉS, Carmen (2004). "Effects of tariffs and real exchange rates on job reallocation: Evidence from Latin America", *Journal of Policy Reform*, Vol. 7, No. 4, pp. 191 - 208.
- HERREROS, Sebastián Y DURÁN, J. (2011). "Reprimarización y Desindustrialización en América Latina, dos caras de la misma moneda". División de Comercio Internacional e Integración. Comisión Económica para América Latina, CEPAL.
- KASAHARA, Hiroyuki y LAPHAM, Beverly (2008). "Productivity and the decision to import and export: theory and Evidence". *Working paper*. The University of Western Ontario.

- KLEIN, Michael; SCHUH, Scott y TRIEST, Robert (2002). "Job creation, job destruction, and international competition: a literature review". *Working Paper*, No. 02-7. Federal Reserve Bank of Boston.
- KLEIN, Michael; SCHUH, Scott y TRIEST, Robert (2003). "Job creation, job destruction and the real exchange rate", *Journal of International Economics*, Vol. 59, No. 2, pp. 239 - 265.
- LEVINSOHN, James (1999). "Employment responses to international liberalization in Chile", *Journal of International Economics*, Vol. 47, No. 2, pp. 321 - 344.
- MELITZ, Marc (2003). "The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity", *Econometrica*, Vol. 71, No. 6, pp. 1695 - 1725.
- MELO, Ligia y BALLESTROS, Carlos (2013). "Creación, destrucción y reasignación del empleo en el sector manufacturero colombiano", *Revista de Economía Institucional*, Vol. 15, No. 28, primer semestre, pp. 281-311.
- MELVIN, James (1968). "Capital flows and employment under flexible exchange rates", *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 1, No. 2, pp. 318 - 333.
- MOSER, Christoph; URBAN, Dieter y DI MAURO, Beatrice (2010). "International competitiveness, job creation and job destruction – an establishment-level study of German job flows", *Journal of International Economics*, Vol. 80, No. 2, pp. 302 - 317.
- OCAMPO, José Antonio; SÁNCHEZ, Fabio; HERNÁNDEZ, Gustavo y PRADA, María (2004). "Crecimiento de las exportaciones y su efecto sobre el empleo, la desigualdad y la pobreza en Colombia", *Documentos CEDE*, No. 2004-03. Universidad de los Andes.
- RIBEIRO, Eduardo; CORSEUIL, Carlos; SANTOS, Daniel; FURTADO, Paulo; AMORIM, Brunu; SERVO, Luciana y SOUZA, André (2004). "Trade liberalization, the exchange rate and job flows in Brazil", *The Journal of Policy Reform*. Vol. 7, No. 4, pp. 209-223.
- ROBERTS, Mark (1996). "Employment flows and producer turnover". En: Roberts, M. y Tybout, J. (Eds.), *Industrial evolution in developing cou-*

ntries: Micro patterns of turnover, productivity and market structure (pp. 18-42). Oxford: Oxford University Press.

SÁNCHEZ, Gabriel y BUTLER, Inés (2004). "Market institutions, labor market dynamics, and productivity in Argentina during the 1990s", *The Journal of Policy Reform*. Vol. 7, No. 4, pp. 249-278.

Anexos

Anexo 1: Pruebas de especificación de los modelos panel

Tabla 1a. Prueba de especificación de Hausman para la creación y destrucción del empleo del sector manufacturero

Variable Dependiente	Creación		Destrucción	
Prueba de Hausman	Modelo con ITCR	Modelo con ITCR*Apertura	Modelo con ITCR	Modelo con ITCR*Apertura
Estadístico	2.287,36	2.018,29	689,41	671,02
p-valor	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Nota: de acuerdo con la hipótesis nula existe correlación diferente de cero entre los efectos individuales y los errores; así, el estimador correcto es el de efectos fijos. En caso de rechazar la hipótesis nula, el estimador apropiado es el de efectos aleatorios.

Fuente: elaboración propia.

Tabla 1b. Prueba de efectos aleatorios de Breush y Pagan para la creación y destrucción del empleo del sector manufacturero

Variable Dependiente	Creación		Destrucción	
Prueba de Breush-Pagan	Modelo con ITCR	Modelo con ITCR*Apertura	Modelo con ITCR	Modelo con ITCR*Apertura
Estadístico	148,54	139,05	578,94	570,86
p-valor	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Nota: de acuerdo con la hipótesis nula la varianza de los efectos individuales es igual a cero y la regresión de efectos aleatorios se debe estimar por Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS). En caso de rechazar la hipótesis nula, dicha varianza es diferente de cero, lo cual implica que el modelo de efectos aleatorios se debe estimar por Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS).

Fuente: elaboración propia.

Anexo 2: *Modelo de datos de panel para la creación y destrucción del empleo del sector manufacturero con variables rezagadas*

Variable Dependiente	Creación		Destrucción	
	Modelo con ITCR (1)	Modelo con ITCR*Apertura (2)	Modelo con ITCR (3)	Modelo con ITCR*Apertura (4)
Transable	-0,0161*** (0,0039)	-0,0165*** (0,0040)	0,0161*** (0,0054)	0,0161*** (0,0054)
Pequeña	0,1042*** (0,0077)	0,1035*** (0,0078)	0,2968*** (0,0074)	0,2960*** (0,0074)
Mediana	0,0289*** (0,0041)	0,0280*** (0,0041)	0,0988*** (0,0059)	0,0986*** (0,0060)
ITCR ₋₁	0,0008*** (0,0002)	---	-0,0012*** (0,0003)	---
Interact ₋₁	---	-0,0053*** (0,0021)	---	0,0002 (0,0026)
cuenta_capital	0,1192** (0,0586)	0,0768* (0,0578)	-0,0992* (0,0696)	-0,0645 (0,0695)
Ln PIB	-0,0115 (0,0349)	-0,0022 (0,0348)	0,1150*** (0,0479)	0,1209*** (0,0479)
IED Manf ₋₁	0,0129*** (0,0053)	0,0035 (0,0048)	-0,0133* (0,0098)	0,0070 (0,0088)
IED Pet ₋₁	-0,0082 (0,0075)	-0,0207*** (0,0068)	-0,0415*** (0,0084)	-0,0326*** (0,0082)
Ley	-0,0230*** (0,0079)	-0,0085 (0,0071)	-0,0018 (0,0110)	-0,0262*** (0,0097)
Constante	0,2275 (0,3729)	0,2657 (0,3733)	-0,8735** (0,5126)	-1,1388** (0,5101)
No. de Obs.	15.659	15.659	13.326	13.326
Estadístico Wald ¹	323,21 (0,0000)	314,73 (0,0000)	1.849,95 (0,0000)	1.826,38 (0,0000)

Notas: errores estándar robustos entre paréntesis; (*), (**) y (***) denotan significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente.

Fuente: elaboración propia.