

Determinantes de la demanda de empleo en el sector manufacturero colombiano: 2000-2010¹

Jesús José Rodríguez De Luque²

-Introducción.-I. Marco teórico.- II. Estrategia empírica.-III. Datos y fuentes de información.-IV. Resultados. -V. Conclusiones.-Referencias.

Resumen

En este artículo se estudia los determinantes de la demanda de empleo del personal profesional, administrativo y obrero en el sector manufacturero colombiano. Los resultados muestran que la demanda de personal obrero presenta el tiempo medio de ajuste más elevado y, además, es la más sensible a cambios en los costos laborales totales. Estos resultados, indican que el gobierno por medio de políticas que reduzcan los costos laborales no salariales puede incentivar la demanda de empleo poco calificado. Finalmente, se encuentra que en el corto (largo) plazo la demanda de personal profesional (administrativo) es la más sensible a cambios en la producción.

Palabras claves: Demanda de empleo, tiempo medio de ajuste, elasticidad empleo-producto, elasticidad de sustitución factorial.

Clasificación JEL: J23, C23, L60.

¹ Trabajo realizado en el marco del programa Jóvenes Investigadores e Innovadores “Virginia Gutiérrez De Pineda”, financiado por el Departamento Administrativo de Ciencia, Tecnología e Innovación (Colciencias) y la Universidad de Antioquia y avalado por el Grupo de Investigación de Macroeconomía Aplicada.

² Magíster en Economía, se desempeña como docente de cátedra en el Departamento de Economía de la Universidad de Antioquia. Correo electrónico: rodriguezjesusjose@hotmail.com. Dirección postal: Departamento de Economía, bloque 13, Universidad de Antioquia, calle 67 No 53-108 (Medellín, Colombia). El autor agradece, en especial, a Mauricio López, tutor de este trabajo, por todo el apoyo brindado durante la pasantía. Asimismo, el autor agradece a Ángela Rojas por sus comentarios y sugerencias.

Introducción

El estudio de la demanda de empleo es fundamental para conocer los factores que estimulan o desestimulan la creación de nuevos puestos de trabajo, tanto en el corto como en el largo plazo. En este sentido, para los encargados del diseño de políticas económicas es de suma importancia contar con estimaciones actualizadas de las elasticidades de sustitución factorial y empleo-producto, así como del tiempo medio de ajuste de la demanda de los diferentes tipos de empleo; ya que con base en esa información, es posible determinar qué efectos tendrían, por ejemplo, cambios en los costos laborales totales y en la producción, así como perturbaciones exógenas a las empresas sobre la creación de empleo.

A raíz de las reformas laborales, comerciales y de seguridad social llevadas a cabo en los años noventas en Colombia, diferentes autores indagaron acerca de sus efectos sobre la demanda de empleo. Para el caso de la industria manufacturera hay dos trabajos representativos. Cárdenas & Bernal (2003) estudian los efectos de las reformas estructurales sobre la demanda de empleo, sus resultados sugieren que dichas reformas no tuvieron un efecto significativo sobre las elasticidades empleo-producto (ϵ_{n-y}) y empleo-salario (ϵ_{n-s}). Arango & Rojas (2004) se enfocan en los efectos de la reforma comercial sobre la demanda de empleo total, sus resultados muestran que a mayor liberalización comercial, menores tienden a ser las economías a escala de las empresas y mayores tienden a ser la elasticidad de sustitución factorial y la velocidad media de ajuste.

Para el caso de la economía formal colombiana, Kugler & Kugler (2008) encuentran evidencia que indica que después de la reforma de la seguridad social de 1993 hubo un aumento en el efecto desplazamiento generado por cambios en los impuestos a la nómina sobre el salario y el empleo. En particular, los autores concluyen que el incremento en los impuestos a la nómina igual al 10,5%, que se presentó después de dicha reforma, generó que los salarios y el empleo cayeran entre un 1,4% y 2,3% y un 4% y 5%, respectivamente.

Dado que los diferentes tipos de empleo tienen diferentes niveles de cualificación y, además, la necesidad de personal por parte de los distintos sectores industriales no es igual; es de esperar que las demanda de los distintos tipos de empleo reaccionen de forma diferente ante cambios en factores tales como: la liberalización comercial, su propio salario, los costos laborales no salariales, la producción, etc. Estudios como los de Fajnzylber & Maloney (2001), Fajnzylber & Maloney (2005), Medina, Posso, Tamayo & Monsalve (2012) y Roberts & Skoufias (1997) han examinado los determinantes de la demanda de diferentes tipos de empleo en la industria manufacturera colombiana.

Todos estos estudios, con base en datos a nivel de firma, muestran que existen diferencias importantes entre las funciones de demanda de empleo del personal obrero y no obrero y calificado y no calificado, respectivamente. Particularmente, Fajnzylber & Maloney (2001), para el periodo 1980-1991, encuentran que las ϵ_{n-s} y las ϵ_{n-y} de largo plazo del personal obrero y no obrero eran iguales a -1,37 y -0,59 y 0,91 y 0,96, respectivamente. Por su parte,

Medina *et al* (2012) para el periodo 2000-2009 reportan que las ε_{n-s} y las ε_{n-y} de largo plazo del personal obrero y no obrero son iguales a -0,5 y -0,52 y 0,78 y 0,73, respectivamente. Finalmente, Roberts & Skoufias (1997) encuentran que las ε_{n-s} y las ε_{n-y} del empleo calificado y no calificado son iguales a -0,42 y -0,55 0,89 y 0,76, respectivamente.

Por su parte, Fajnzylber & Maloney (2005) estudian los efectos de la liberación comercial implementada a principios de los años noventa sobre las elasticidades empleo-salario del personal calificado y no calificado. Sus resultados indican que, contrario a lo que sugiere la teoría, mayores grados de liberalización comercial no están asociados con elasticidades empleo-salario más altas. En particular, para el caso del personal no calificado, los autores concluyen que en los periodos de mayor liberalización comercial su elasticidad empleo-salario disminuyó.

Es natural pensar que variables macroeconómicas tales como las tasas: global de participación, informalidad y desempleo; el Producto Interno Bruto (PIB); y rigideces del mercado laboral, tales como el salario mínimo legal (SML) y los impuestos parafiscales afecten la demanda de trabajo. Con un enfoque de este estilo, Bell (1997) encuentra que el SML genera un impacto negativo sobre la demanda de trabajo no calificado que está entre 2% y 12%. Por otra parte, Hernández & Lasso (2003) encuentran que la demanda de empleo está determinada más por los ciclos económicos que por los precios del capital y el trabajo.

En este orden de ideas, el objetivo de este artículo es estudiar los determinantes de la demanda de empleo del personal profesional, administrativo y obrero en la industria manufacturera colombiana entre los años 2000 y 2010. Específicamente, las preguntas que busca responder en este artículo son: ¿Qué efectos tendrían variaciones en los costos laborales totales y en la producción sobre la demanda de empleo obrero, administrativo y profesional?, y ¿cuál es el tiempo medio de ajuste de la demanda de los diferentes tipos de empleo?

Con este propósito, se realiza un análisis de datos de panel utilizando información estadística de la Encuesta Anual Manufacturera (EAM) a nivel código CIIU Rev3.A.C (cuatro dígitos) del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). Específicamente, se estiman modelos de demanda de empleo utilizando los siguientes métodos: Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS), Efectos fijos (FE), Método Generalizado de los Momentos en Diferencia (MGM DIF) y Método Generalizado de los Momentos Sistemático (MGM SYS).

Los resultados demuestran que existen diferencias entre las demandas de empleo del personal profesional, obrero y administrativo. En particular, se encuentra que, en el largo plazo, un incremento igual a un 1% en los costos laborales totales contribuiría a disminuir la demanda de empleo obrero, administrativo y profesional en un 1,79%, 0,58% y 0,47%, respectivamente. Por otra parte, los resultados indican que, en el largo plazo, un

crecimiento igual al 1% en la producción total ayudaría a incrementar la demanda de empleo obrero, administrativo y profesional en un 0,65%, 0,78% y 0,61%, respectivamente.

Finalmente, se encuentra que el tiempo medio de ajuste para el personal obrero, administrativo y profesional es igual a 5,67, 4,69 y 2,57 años, respectivamente. Estos resultados sugieren que a la demanda de personal obrero le toma más tiempo asimilar completamente cambios en factores que sean exógenos a los grupos industriales, tales como perturbaciones tecnológicas, los impuestos a la nómina, el precio de los factores productivos, etc.

El documento está organizado de la siguiente manera: en la sección uno se presenta el marco teórico. En la sección dos se explica detalladamente la estrategia empírica usada. En la sección tres se describe la base de datos empleada. En la sección cuatro se presentan los resultados del análisis econométrico. Por último, en la sección cinco se presentan las conclusiones.

I. Marco teórico

Hamermesh (1993) demuestra que la elasticidad salario-propio de la demanda de trabajo se puede representar como el promedio ponderado de la elasticidad de sustitución factorial (σ) y el valor absoluto de la elasticidad producto de la demanda (η):

$$n'_{ll} = -[1 - s]\sigma - s\eta \quad (1)$$

Donde s representa la participación de la remuneración al trabajo en el ingreso total. El primer componente de la ecuación (1) $\{[1 - s]\sigma\}$ representa el efecto sustitución, el cual indica hasta qué punto las empresas están dispuestas a sustituir trabajo por otros factores productivos ante un cambio en el precio relativo de ese factor, dado un nivel de producción. El segundo componente representa el efecto escala $\{s\eta\}$, el cual mide la variación de la demanda de trabajo como consecuencia de un cambio en las ventas inducido por cambios en los costos laborales totales que hayan afectado el precio del bien producido por la empresa.

Con el fin de estudiar los determinantes de la demanda de los diferentes tipos de empleo en la industria manufacturadora colombiana, en este artículo se estiman modelos de demanda de empleo condicionada del personal obrero, administrativo y profesional. Para ello, se tomará como punto de partida el Lema Shephard el cual demuestra que la demanda condicionada de un factor productivo es igual a la derivada de la función de costo total $CT(w_{obr}, w_{adm}, w_{pr}, y)$ respecto al costo de uso de ese factor; donde w_{obr}, w_{adm}, w_{pr} e y representan, respectivamente, el costo laboral total real por trabajador del personal obrero, administrativo y profesional y la producción bruta real.

Debido a la dificultad de medir el costo de uso del capital Cárdenas & Bernal (2003), Medina, *et al* (2012), Berman, Bound & Griliches y Hijzen & Swaim (2010), al igual que en este estudio, se asume que el capital es un factor fijo. Como consecuencia, en este trabajo

no se puede estimar la elasticidad salario-propio de la demanda de empleo (n'_l), sino que se estima la elasticidad de sustitución factorial (σ) y la elasticidad empleo producto (ε_{n-y}).

Derivando la función de costo total respecto el costo laboral total real por trabajador de los diferentes tipos de trabajo obtenemos las demandas condicionadas del personal obrero, administrativo y profesional:

$$\frac{\partial CT(w_{obr}, w_{adm}, w_{pr}, y)}{\partial w_{obr}} = n_c^{obr}(w_{obr}, w_{adm}, w_{pr}, y) \quad (2)$$

$$\frac{\partial CT(w_{obr}, w_{adm}, w_{pr}, y)}{\partial w_{adm}} = n_c^{adm}(w_{obr}, w_{adm}, w_{pr}, y) \quad (3)$$

$$\frac{\partial CT(w_{obr}, w_{adm}, w_{pr}, y)}{\partial w_{pr}} = n_c^{pr}(w_{obr}, w_{adm}, w_{pr}, y) \quad (4)$$

II. Estrategia empírica

Una primera aproximación empírica para las demandas condicionadas de empleo del personal obrero, administrativo y profesional puede escribirse como:

$$n_i^j = \beta_0 + \sum_{j=1}^3 \beta_j w_i^j + \beta_4 K_i + \beta_5 y_i + \epsilon_i \quad (5)$$

Donde j representa el tipo de empleo, w el logaritmo natural del costo laboral real total por trabajador, K el logaritmo natural del stock de capital, Y el logaritmo natural de la producción bruta real, i el grupo industrial y ϵ el término de error.

La ecuación (5) implica que la demanda de empleo se ajusta completamente en un periodo ante cambios en el contexto económico. Sin embargo, la contratación y despido de trabajadores es costosa, Gupt (1975), Eslava, Haltiwanger, Kugler & Kugler (2005); por ello, cuando las empresas enfrentan cambios en el contexto económico, tales como perturbaciones tecnológicas o cambios en la estructura tributaria, en el precio de los factores productivos, en la normatividad comercial, en la demanda por su producto, etc., ellas no ajustan completamente en un periodo su nómina, sino que éste proceso lo llevan a cabo de forma paulatina. En este trabajo se asumirá que las demandas de trabajo presentan costos de ajustes cuadráticos y simétricos.

Por lo anterior, y siguiendo a Arellano & Bond (1991), Blundell & Bond (1998), Cárdenas & Bernal (2003), Fajnzylber & Maloney (2005), Hijzen & Swaim (2010), Arango & Rojas (2004) y Medina *et al* (2012), una primera aproximación dinámica para las demandas de empleo condicionadas del personal obrero, administrativo y profesional pueden escribirse como

$$n_{i,t}^{obr} = \alpha n_{i,t-1}^{obr} + \sum_{q=0}^T \beta_q^1 w_{i,(t-q)}^{pr} + \sum_{q=0}^T \beta_q^2 w_{i,(t-q)}^{obr} + \sum_{q=0}^T \beta_q^3 w_{i,(t-q)}^{adm} + \sum_{q=0}^T \delta_q Y_{i,(t-q)} + \theta k_{i,t} + \lambda_t + \mu_i + \rho_{it} \quad (6)$$

$$n_{i,t}^{adm} = \alpha n_{i,t-1}^{adm} + \sum_{q=0}^T \beta_q^1 w_{i,(t-q)}^{pr} + \sum_{q=0}^T \beta_q^2 w_{i,(t-q)}^{obr} + \sum_{q=0}^T \beta_q^3 w_{i,(t-q)}^{adm} + \sum_{q=0}^T \delta_q Y_{i,(t-q)} + \theta k_{i,t} + \lambda_t + \mu_i + \rho_{it} \quad (7)$$

$$n_{i,t}^{pr} = \alpha n_{i,t-1}^{pr} + \sum_{q=0}^T \beta_q^1 w_{i,(t-q)}^{pr} + \sum_{q=0}^T \beta_q^2 w_{i,(t-q)}^{obr} + \sum_{q=0}^T \beta_q^3 w_{i,(t-q)}^{adm} + \sum_{q=0}^T \delta_q Y_{i,(t-q)} + \theta k_{i,t} + \lambda_t + \mu_i + \rho_{it} \quad (8)$$

Donde $Y_{i,t}$, $n_{i,t}$ y $w_{i,t}$ representan, respectivamente, el logaritmo natural de la producción bruta real, el empleo y los costos laborales totales por trabajador, $k_{i,t}$ es el porcentaje del valor de la maquinaria sobre el total de activos en el sector industrial i en el año t y λ_t , μ_i y ρ_{it} son, respectivamente, el efecto temporal común a todos los sectores industriales, el efecto individual específico de cada sector (constante en el tiempo) y el término de error. Los índices *obr*, *adm* y *pr* significan obreros, administrativos y profesionales, respectivamente.

Los modelos dinámicos como (6), (7) y (8) presentan, principalmente, dos fuentes de correlación. Primero, debido a la presencia de valores rezagados de la variable dependiente entre las regresoras los parámetros estimados por el método OLS son sesgados e inconsistentes porque $n_{i,t-1}$ está correlacionado con μ_i . Segundo, por los efectos específicos propios de la heterogeneidad entre los individuos, los parámetros estimados por el método de FE también son inconsistentes ya que $(n_{i,t-1} - \bar{n}_i)$ está correlacionado con $(\rho_{i,t-1} - \bar{\rho}_i)^3$ (Baltagi, 2005).

Dados estos problemas de correlación, la literatura sugiere que en el caso de paneles con un número de individuos grande ($N \rightarrow \infty$) y pocas observaciones temporales (T fijo) se utilicen los estimadores del MGM DIF o MGM SYS (Arellano y Bond, 1991, Ahn & Schmidt (1995), Alonso-Borrego & Arellano (1999), Blundell & Bond (1998), y Holtz-Eakin, Newey & Rosen (1988)).

Con el fin de solucionar los problemas de correlación anteriormente mencionados, a los modelos (6), (7) y (8) se les toma primera diferencia (para así eliminar el efecto individual μ_i) y los modelos resultantes son estimados por medio del Método Generalizado de los Momento:

$$\Delta n_{i,t}^{pr} = \alpha \Delta n_{i,t-1}^{pr} + \sum_{q=0}^T \beta_q^1 \Delta w_{i,(t-q)}^{pr} + \sum_{q=0}^T \beta_q^2 \Delta w_{i,(t-q)}^{obr} + \sum_{q=0}^T \beta_q^3 \Delta w_{i,(t-q)}^{adm} + \sum_{q=0}^T \delta_q \Delta Y_{i,(t-q)} + \theta \Delta k_{i,t} + \Delta \lambda_t + \Delta \rho_{it} \quad (9)$$

$$\Delta n_{i,t}^{obr} = \alpha \Delta n_{i,t-1}^{obr} + \sum_{q=0}^T \beta_q^1 \Delta w_{i,(t-q)}^{pr} + \sum_{q=0}^T \beta_q^2 \Delta w_{i,(t-q)}^{obr} + \sum_{q=0}^T \beta_q^3 \Delta w_{i,(t-q)}^{adm} + \sum_{q=0}^T \delta_q \Delta Y_{i,(t-q)} + \theta \Delta k_{i,t} + \Delta \lambda_t + \Delta \rho_{it} \quad (10)$$

$$\Delta n_{i,t}^{adm} = \alpha \Delta n_{i,t-1}^{adm} + \sum_{q=0}^T \beta_q^1 \Delta w_{i,(t-q)}^{pr} + \sum_{q=0}^T \beta_q^2 \Delta w_{i,(t-q)}^{obr} + \sum_{q=0}^T \beta_q^3 \Delta w_{i,(t-q)}^{adm} + \sum_{q=0}^T \delta_q \Delta Y_{i,(t-q)} + \theta \Delta k_{i,t} + \Delta \lambda_t + \Delta \rho_{it} \quad (11)$$

³ Donde $\bar{n}_i = \sum_{t=2}^T n_{i,t-1} / (T-1)$ y $\bar{\rho}_i = \sum_{t=2}^T \rho_{i,t-1} / (T-1)$.

El estimador MGM DIF tiene la ventaja de que permite estimar modelos dinámicos sin la necesidad de instrumentos externos; además utiliza el hecho de que los instrumentos validos crecen con el tiempo y, por tanto, el estimador asintóticamente más eficiente utiliza todos los retardos posibles. No obstante, Blundell & Bond (1998) demuestran que el estimador MGM DIF presenta problemas de subestimación y pérdidas de eficiencia cuando el parámetro autorregresivo es cercano a la unidad y el número de observaciones temporales es pequeño, en estos casos los autores sugieren utilizar el estimador MGM SYS en lugar del MGM DIF.

El estimador MGM SYS, a diferencia del MGM DIF, considera el modelo como un sistema de ecuaciones, compuesto por un conjunto de ecuaciones en diferencia que son instrumentadas con los niveles rezagados de las variables endógenas y otro conjunto de ecuaciones en niveles instrumentadas con las diferencias rezagadas de las variables endógenas.

Para determinar si los sesgos del estimador MGM DIF son relevantes en un ejercicio empírico, Bond, Hoefler & Temple (2001) sugieren estimar los modelos dinámicos utilizando los métodos OLS y FE, no porque estos sean eficientes y consistentes, sino porque está demostrado que el parámetro del proceso autorregresivo estimado por OLS (α^{OLS}) es sesgado hacia arriba (Nickell, 1981), mientras que la estimación por FE (α^{FE}) es sesgada hacia abajo (Hsiao, 1986). Por lo tanto, se espera que el verdadero valor de α esté en el intervalo ($\alpha^{FE}, \alpha^{OLS}$). Los autores concluyen que si el estimador MGM DIF del parámetro autorregresivo está por debajo o muy cercano a α^{FE} , es muy probable que éste presente graves problemas de subestimación y, por tanto, es altamente recomendable utilizar el estimador MGM SYS.

III. Datos y fuentes de información

La base de datos empleada en este trabajo está compuesta por 130 grupos industriales y es tomada de la Encuesta Anual Manufacturera (EAM), para el periodo 2000-2010, y las series son deflactadas utilizando el Índice de Precios al Productor (producidos y consumidos, base 1999) ambos del DANE. Es importante resaltar que en este estudio se eliminan de la base de datos 8 grupos industriales⁴ (de un total de 138) porque no se cuenta con información estadística continua de ellos en por lo menos 6 años. Sin embargo, en los años para los cuales sí se tiene información de éstos, ellos representan menos del 1% del PIB industrial; por lo que se puede inferir que, en el periodo de análisis, ellos no son representativos en términos de la producción y el empleo.

Desafortunadamente, el DANE no reporta información acerca de las contrataciones y despidos, por lo que sólo es posible medir cambios netos en el número de trabajadores empleados. Como consecuencia, la dinámica que puede ser capturada por los modelos estimados se basa en los cambios netos del empleo y no en los cambios brutos.

⁴ Los sectores CIU descartados son: 1820, 2310, 2430, 2730, 2732, 3000, 3112, 3511.

Las variables que son utilizadas en los ejercicios econométricos son:

- ❖ $n_{i,t}^{pr}$, $n_{i,t}^{obr}$ y $n_{i,t}^{adm}$: representan, respectivamente, el logaritmo natural del personal profesional, obrero y administrativo. El personal profesional lo componen profesionales, técnicos y tecnólogos de producción; la categoría obrero está conformada por los obreros y operarios de producción; y la categoría administrativo es igual a la suma de los empleados de administración y ventas. Las tres categorías anteriormente mencionadas incluyen al personal nacional y extranjero, tanto de carácter permanente como temporal (contratados directamente por el establecimiento y a través de agencias de empleo).
- ❖ $w_{i,t}^{pr}$, $w_{i,t}^{obr}$ y $w_{i,t}^{adm}$: representan, en orden, el logaritmo natural de los costos laborales totales por trabajador del personal profesional, obrero y administrativo. Los cuales están compuestos por: los sueldos y salarios, las prestaciones sociales del personal permanente, las remuneraciones totales del personal temporal contratado directamente por el establecimiento, el valor cobrado por las agencias que suministran el personal temporal, las cotizaciones patronales,⁵ los aportes sobre la nómina⁶ y los aportes voluntarios⁷, el apoyo de sostenimiento a los aprendices⁸ y otros gastos⁹ del personal.
- ❖ $Y_{i,t}$ es el logaritmo natural de la producción bruta real y $k_{i,t}$ es el porcentaje del valor de la maquinaria sobre el total de activos. En la tabla 1 se presenta un resumen de las variables utilizadas en el análisis.

Tabla 1. Descripción de las variables.

Variable	Descripción
$n_{i,t}^{pr}$	Logaritmo natural del personal profesional.
$n_{i,t}^{obr}$	Logaritmo natural del personal obrero.
$n_{i,t}^{adm}$	Logaritmo natural del personal administrativo.
$w_{i,t}^{pr}$	Logaritmo natural de los costos laborales totales reales (por trabajador) del personal profesional.
$w_{i,t}^{obr}$	Logaritmo natural de los costos laborales totales reales (por trabajador) del personal obrero.
$w_{i,t}^{adm}$	Logaritmo natural de los costos laborales totales reales (por trabajador) del personal administrativo.
$Y_{i,t}$	Logaritmo natural de la producción bruta real.
$k_{i,t}$	Porcentaje del valor de la maquinaria sobre el total de activos.

Fuente: Elaboración propia.

Evidencia preliminar

La demanda de trabajo, al igual que la de todos los factores productivos, es una demanda derivada y, por tanto, mientras más alto sea el crecimiento de la producción mayor será el

⁵ Cotizaciones patronales obligatorias, salud y pensión del personal permanente y temporal directo.

⁶ SENA, ICBF, cajas de compensación familiar.

⁷ Aportes voluntarios a compañías de seguros de vida.

⁸ Son los causados por los aprendices y pasantes.

⁹ Otros gastos de personal no incluidos antes, diferentes de sueldos, salarios y prestaciones.

crecimiento de la demanda de empleo (Mc Connell y Macpherson, 2003). En el gráfico 1 se muestra la relación entre la tasa de crecimiento de la producción y el empleo industrial entre los años 2000 y 2010. Nótese que si bien la relación entre estas dos variables es positiva, no es uno a uno; es decir, un crecimiento dado de la producción no genera un crecimiento igual en el empleo industrial.

Un ejemplo de lo anterior, es el comportamiento del empleo y la producción en los sectores: “Producción de Almidones y Productos Derivados del Almidón” (1542) y el de “Fabricación de Vehículos Automotores y Motores” (3410), en donde la producción bruta real presentó tasas de crecimiento iguales a 108% y 84%, en orden, mientras que el empleo sólo creció un 17% y 19%, respectivamente.

Gráfico 1: Tasas de crecimiento de la producción bruta real y del empleo (2000-2010).

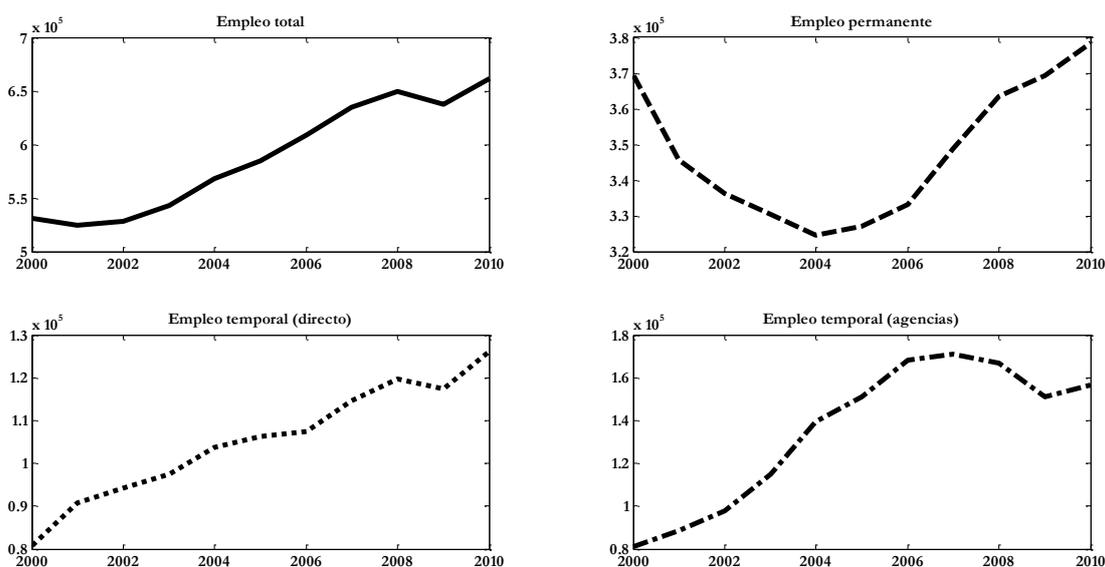


Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la Encuesta Anual Manufacturera, DANE (2012).

A pesar de la relación directa entre el crecimiento de la producción y el empleo, esto no significa que un incremento dado de la producción genere empleo estable, ver gráfico 2. Haciendo una descripción por tipo de empleo, se encuentra que el personal profesional, obrero y administrativo pasaron, respectivamente, de 35,751, 343,453 y 152,646 trabajadores en el año 2000, a 63,045, 415,706 y 182,737, respectivamente, en el año 2010.

Sin embargo, la mayor parte de este crecimiento se debió al aumento en el empleo temporal total (contratado directamente por las empresas y a través de agencias de empleo); en el caso del personal profesional, el personal permanente creció un 53%, mientras que el personal temporal total aumentó un 203%. Por su parte, el personal obrero permanente decreció un 6%, mientras que el personal temporal total subió un 72%. Finalmente, se encuentra que el personal administrativo permanente tuvo un incremento de tan sólo un 7%, mientras que el personal temporal total creció un 65%.

Gráfico 2: Empleo en la industria manufacturera colombiana por tipo de contratación.



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la Encuesta Anual Manufacturera, DANE (2012).

IV. Resultados

En las tablas 2, 3 y 4 se presentan las funciones de demanda de empleo estimadas por los métodos OLS, FE, MGM DIF y MGM SYS del personal obrero, administrativo y profesional, respectivamente. Es importante anotar que en éste artículo se utiliza la matriz de varianzas y covarianzas propuesta por Windmeijer (2005) para corregir la subestimación de los errores estándar generados a través de las estimaciones en dos etapas de los estimadores MGM DIF y MGM SYS.

Siguiendo a Bond, Hoeffler y Temple (2001) los modelos de demanda de empleo son estimados inicialmente por los métodos OLS y FE y luego por MGM DIF, con el fin de estudiar si las estimaciones por medio del MGM DIF presentaban problemas de subestimación y pérdidas de eficiencia. Las estimaciones de estos modelos por medio de los métodos OLS y FE, indican que los valores reales de los parámetros autorregresivos de las funciones de demanda del personal obrero, administrativo y profesional deben estar en los intervalos (0,520 , 0,977), (0,523 , 0,959) y (0,487 , 0,923), respectivamente.

Siguiendo la metodología empírica propuesta por Bond, Hoeffler y Temple (2001), estos resultados permiten concluir que las estimaciones de las funciones de demanda por medio del estimador MGM DIF presentan graves problemas de subestimación, ya que para los tres tipos de empleo se encuentra que el parámetro autorregresivo estimado por MGM DIF es inferior al parámetro estimado por FE. Por lo anterior, se asumirá que los modelos más apropiados son los estimados por MGM SYS.

En términos econométricos, las estimaciones de los parámetros por medio del MGM SYS serán válidas siempre y cuando se cumplan las siguientes tres condiciones. Primero, los

residuos $\hat{\rho}_{i,t}$ presenten autocorrelación de primer orden; segundo, los residuos no presenten autocorrelación de segundo orden; y tercero, los instrumentos sean exógenos.

Como se puede observar en la parte inferior de las tablas 2, 3 y 4 todos los modelos pasan la prueba de Sargan. Específicamente, no se puede rechazar al nivel de significancia del 5% la hipótesis nula de que los instrumentos sean exógenos, con un valor p de 0,32 para el modelo de demanda de personal obrero, 0,13 para la demanda del personal administrativo y un valor p de 0,48 para la demanda del personal profesional.

También, como era de esperarse, con un nivel de significancia del 5% se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación de primer orden para las tres funciones de demanda de empleo. Finalmente, con un nivel de significancia del 5% no se puede rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación de segundo orden de los residuales con valores p de 0,38, 0,32 y 0,16 para los modelos de demanda de empleo del personal obrero, administrativo y profesional, respectivamente. Por todo lo anterior, se concluye que los modelos estimados por MGM SYS están bien especificados en términos econométricos.

Personal obrero

Para el caso de las estimaciones por el MGM SYS se encuentra que la demanda de empleo obrero depende positivamente de: su rezago ($n_{i,t-1}^{obr}$), la producción actual ($Y_{i,t}$), el porcentaje la maquinaria sobre el total de activos ($k_{i,t}$), el costo laboral total por trabajador obrero rezagado un periodo ($w_{i,t-1}^{obr}$) y el costo laboral total por trabajador administrativo ($w_{i,t}^{adm}$), mientras que depende negativamente de: el costo laboral total por trabajador obrero contemporáneo y rezagado dos periodos ($w_{i,t}^{obr}, w_{i,t-2}^{obr}$), el costo laboral por trabajador profesional ($w_{i,t}^{pr}$), y la producción rezagada 1 y 2 periodos ($Y_{i,t-1}, Y_{i,t-2}$). Sin embargo, $w_{i,t-2}^{obr}, w_{i,t}^{adm}, w_{i,t}^{pr}$ y $Y_{i,t-2}$ no son estadísticamente significativas.

Los resultados indican que en el corto (largo) plazo un incremento de 1% en el costo laboral total real por trabajador obrero provocaría que la demanda por este tipo de empleo cayera un 0,21% (1,79%), mientras que un aumento de igual magnitud en la producción bruta real contribuiría a que la demanda de personal obrero creciera un 0,07% en el corto plazo y un 0,65% en el largo plazo, ver tabla 5. Asimismo, se encuentra que la demanda del personal obrero también es sensible a cambios en la participación de la maquinaria sobre el total de activos, se encuentra que un incremento de 1% en $k_{i,t}$ contribuiría a incrementar la demanda del personal obrero en un 0,169% en el corto plazo y en un 1,47% $[0,169/(1 - 0,885)]$ en el largo plazo, ver tabla 2.

Los resultados indican que el rezago del empleo obrero es igual a 0,885, lo cual implica que el tiempo medio de ajuste de este tipo de empleo es igual a 5,67 años ($\ln 0,5 / \ln 0,885$); es decir, a la demanda de personal obrero le toma 5,67 años asimilar completamente cambios en factores que sean exógenos a los grupos industriales, tales como perturbaciones tecnológicas o cambios en la estructura tributaria, en el precio de los factores productivos, en la normatividad comercial, la demanda por su producto, etc. Lo cual es consistente con la evidencia empírica para Colombia, Fajnzylber y Maloney (2001), para el periodo 1980-

1991, estiman que el tiempo medio de ajuste del empleo obrero es de 5,24 años, mientras que Medina, *et al* (2012), para el periodo 2000-2009, encuentra que es igual a 4,49 años.

Tabla 2: Variable dependiente $n_{i,t}^{obr}$.

Variables independientes	OLS	FE	MGM DIF	MGM SYS
Intercepto	0,505 (0,001)	-	-	-
$n_{i,(t-1)}^{obr}$	0,977 (0,000)	0,520 (0,000)	0,310 (0,001)	0,885 (0,000)
$w_{i,t}^{obr}$	-0,326 (0,000)	-0,362 (0,000)	-0,427 (0,000)	-0,379 (0,001)
$w_{i,(t-1)}^{obr}$	0,264 (0,000)	0,207 (0,000)	0,113 (0,341)	0,243 (0,020)
$w_{i,(t-2)}^{obr}$	-0,056 (0,151)	-0,111 (0,006)	-0,114 (0,196)	-0,070 (0,357)
$w_{i,t}^{pr}$	0,004 (0,787)	-0,007 (0,728)	0,033 (0,317)	-0,026 (0,372)
$w_{i,t}^{adm}$	0,033 (0,080)	0,025 (0,372)	0,072 (0,082)	0,048 (0,185)
$Y_{i,t}$	0,660 (0,000)	0,691 (0,000)	0,890 (0,000)	0,772 (0,000)
$Y_{i,(t-1)}$	-0,612 (0,000)	-0,297 (0,000)	-0,292 (0,065)	-0,665 (0,000)
$Y_{i,(t-2)}$	-0,031 (0,114)	0,068 (0,001)	0,152 (0,107)	-0,033 (0,512)
$k_{i,t}$	0,088 (0,004)	0,230 (0,001)	0,167 (0,431)	0,169 (0,016)
R² ajustado	0,977	0,683	-	-
Sargan	-	-	(0,3)	(0,32)
AC(1)	-	-	(0,001)	(0,00)
AC(2)	-	-	(0,303)	(0,38)
Observaciones	1150	1150	1014	2164

Notas:

- i. *Dummies* de tiempo son incluidas en las estimaciones MGM DIF y MGM SYS.
- ii. Valores p son reportados entre los paréntesis.
- iii. Las estimaciones MGM reportadas son todas en dos etapas.
- iv. Se reportan los estadísticos de la Prueba de Sargan, AC(1) y AC(2) para la hipótesis nula de instrumentos exógenos, no autocorrelación de primer orden y no autocorrelación de segundo orden, respectivamente.
- v. Se utilizan como instrumentos MGM en MGM DIF los rezagos de orden superior a 2 de la $Y_{i,t}$ y $n_{i,t}^{obr}$ y las demás variables, con la misma estructura de rezagos, son utilizadas como instrumentos normales.
- vi. Se utilizan como instrumentos MGM adicionales en MGM SYS los rezagos de orden superior a 2 de la ΔY_i y Δn_i^{obr} y las demás variables, con la misma estructura de rezagos, son utilizadas como instrumentos normales adicionales.
- vii. Las observaciones en las estimaciones MGM DIF y MGM SYS representan el número de observaciones utilizadas

Fuente: Cálculos propios. Programa R 3.0.1 paquete PLM 1.3-1.

Personal administrativo

Para el caso de las estimaciones por el MGM SYS, los resultados muestran que la demanda del empleo administrativo depende negativamente: del costo laboral real por trabajador obrero ($w_{i,t}^{obr}$) y profesional ($w_{i,t}^{pr}$), de su costo laboral por trabajador presente ($w_{i,t}^{adm}$) y rezagado dos periodos ($w_{i,(t-2)}^{adm}$), de la producción bruta real rezagada 1 y 2 periodos ($Y_{i,(t-1)}, Y_{i,(t-2)}$) y de la participación de la maquinaria sobre el total de activos ($k_{i,t}$), mientras que depende positivamente de: su rezago ($n_{i,(t-1)}^{adm}$), su costo laboral por trabajador rezagado un periodo ($w_{i,(t-1)}^{adm}$) y de la producción actual ($Y_{i,t}$). No obstante, las variables $w_{i,t}^{obr}, w_{i,t}^{pr}, Y_{i,(t-2)}, k_{i,t}$ no son estadísticamente significativas.

Los resultados indican que las elasticidades de sustitución factorial de corto y largo plazo son iguales a -0,08 y -0,58, respectivamente; es decir, un incremento igual a un 1% en los costos laborales por trabajador contribuiría a que la demanda de personal administrativo disminuyera un 0,08% en el corto plazo y un 0,58% en el largo plazo. Asimismo, se encuentra que un incremento de un 1% en la producción bruta real generaría un aumento de la demanda de personal administrativo igual a 0,11% en el corto plazo y a un 0,78% en el largo plazo, ver tablas 3 y 5.

Tabla 3: Variable dependiente $n_{i,t}^{adm}$.

Variables independientes	OLS	FE	MGM DIF	MGM SYS
Intercepto	0,226 (0,133)	-	-	-
$n_{i,t-1}^{adm}$	0,959 (0,000)	0,523 (0,000)	0,463 (0,000)	0,863 (0,000)
$w_{i,t}^{obr}$	-0,012 (0,587)	0,035 (0,403)	-0,023 (0,818)	-0,062 (0,189)
$w_{i,t}^{pr}$	-0,014 (0,408)	-0,036 (0,097)	-0,056 (0,130)	-0,012 (0,654)
$w_{i,t}^{adm}$	-0,379 (0,000)	-0,384 (0,000)	-0,394 (0,000)	-0,390 (0,000)
$w_{i,t-1}^{adm}$	0,463 (0,000)	0,316 (0,000)	0,305 (0,000)	0,431 (0,000)
$w_{i,t-2}^{adm}$	-0,116 (0,000)	-0,008 (0,787)	-0,034 (0,448)	-0,121 (0,025)
$Y_{i,t}$	0,497 (0,000)	0,544 (0,000)	0,697 (0,000)	0,584 (0,000)
$Y_{i,t-1}$	-0,408 (0,000)	-0,193 (0,000)	-0,229 (0,067)	-0,438 (0,000)
$Y_{i,t-2}$	-0,056 (0,009)	0,001 (0,962)	-0,067 (0,427)	-0,038 (0,321)
$k_{i,t}$	-0,048 (0,142)	-0,199 (0,011)	-0,443 (0,006)	-0,087 (0,266)
R^2 ajustado	0,975	0,589	-	-
Sargan	-	-	(0,23)	(0,13)
AC(1)	-	-	(0,000)	(0,00)
AC(2)	-	-	(0,452)	(0,32)
Observaciones	1150	1150	1014	2164

Notas:

- i. Dummies de tiempo son incluidas en las estimaciones MGM DIF y MGM SYS.
- ii. Valores p son reportados entre los paréntesis.
- iii. Las estimaciones MGM reportadas son todas en dos etapas.
- iv. Se reportan los estadísticos de la Prueba de Sargan, AC(1) y AC(2) para la hipótesis nula de instrumentos exógenos, no autocorrelación de primer orden y no autocorrelación de segundo orden, respectivamente.
- v. Se utilizan como instrumentos MGM en MGM DIF los rezagos de orden superior a 2 de la $Y_{i,t}$ y $n_{i,t}^{adm}$ y las demás variables, con la misma estructura de rezagos, son utilizadas como instrumentos normales.
- vi. Se utilizan como instrumentos MGM adicionales en MGM SYS los rezagos de orden superior a 2 de la ΔY_i y Δn_i^{adm} y las demás variables, con la misma estructura de rezagos, son utilizadas como instrumentos normales adicionales.
- vii. Las observaciones en las estimaciones MGM DIF y MGM DYS representan el número de observaciones utilizadas

Fuente: Cálculos propios. Programa R 3.0.1 paquete PLM 1.3-1.

Por otra parte, los resultados indican que a la demanda de personal administrativo le toma alrededor de 4,69 años asimilar completamente perturbaciones que sean exógenos a los grupos industriales, tales como perturbaciones tecnológicas o cambios en la estructura tributaria, en el precio de los factores productivos, en la normatividad comercial, en la demanda por su producto etc. Es importante anotar que este es el primer estudio en donde se analizan los determinantes de la demanda de empleo administrativo y profesional por

separado. Anteriormente, Medina *et al* (2012) y Fajnzylber & Maloney (2001) habían estudiado los determinantes de la demanda del personal no obrero (profesional y administrativo). En particular, Medina *et al* (2012), para el periodo 2000-2009, concluyen que el tiempo medio de ajuste para el personal no obrero es igual a 2,37 años.

Personal profesional

Los resultados muestran que la demanda del personal profesional depende negativamente de: su costo laboral real por trabajador y del costo laboral real por trabajador obrero ($w_{i,t}^{obr}, w_{i,t}^{pr}$) y de la producción rezagada 1 y 2 periodos ($Y_{i,(t-1)}, Y_{i,(t-2)}$), y depende positivamente de: su rezago ($n_{i,(t-1)}^{pr}$), su costo laboral rezagado 1 y 2 periodos ($w_{i,(t-1)}^{pr}, w_{i,(t-2)}^{pr}$), el costo laboral administrativo ($w_{i,t}^{adm}$) y la producción bruta real presente ($Y_{i,t}$).

Tabla 4: Variable dependiente $n_{i,t}^{pr}$.

Variables independientes	OLS	FE	MGM DIF	MGM SYS
Intercepto	-0.240 (0.389)	-	-	-
$n_{i,(t-1)}^{pr}$	0.923 (0.000)	0.487 (0.000)	0.458 (0.004)	0.764 (0.000)
$w_{i,t}^{obr}$	-0.007 (0.861)	0.017 (0.821)	-0.078 (0.581)	-0.048 (0.550)
$w_{i,t}^{pr}$	-0.675 (0.000)	-0.628 (0.000)	-0.693 (0.000)	-0.656 (0.000)
$w_{i,(t-1)}^{pr}$	0.597 (0.000)	0.307 (0.000)	0.356 (0.001)	0.541 (0.000)
$w_{i,(t-2)}^{pr}$	-0.013 (0.727)	0.045 (0.243)	0.074 (0.162)	0.004 (0.933)
$w_{i,t}^{adm}$	0.060 (0.094)	0.114 (0.036)	0.170 (0.055)	0.147 (0.023)
$Y_{i,t}$	0.602 (0.000)	0.679 (0.000)	0.990 (0.000)	0.899 (0.000)
$Y_{i,(t-1)}$	-0.441 (0.000)	-0.176 (0.001)	-0.332 (0.147)	-0.620 (0.000)
$Y_{i,(t-2)}$	-0.106 (0.006)	-0.037 (0.370)	-0.059 (0.635)	-0.133 (0.010)
$k_{i,t}$	-0.017 (0.762)	-0.140 (0.317)	-0.284 (0.341)	0.111 (0.398)
R^2 ajustado	0.956	0.519	-	-
Sargan	-	-	0.633	0.479
AC(1)	-	-	0.003	0.000
AC(2)	-	-	0.12	0.160
Observaciones	1142	1142	1008	2150

Notas:

- i. Dummies de tiempo son incluidas en las estimaciones MGM DIF y MGM SYS.
- ii. Valores p son reportados entre los paréntesis.
- iii. Las estimaciones MGM reportadas son todas en dos etapas.
- iv. Se reportan los estadísticos de la Prueba de Sargan, AC(1) y AC(2) para la hipótesis nula de instrumentos exógenos, no autocorrelación de primer orden y no autocorrelación de segundo orden, respectivamente.
- v. Se utilizan como instrumentos MGM en MGM DIF los rezagos de orden superior a 2 de la $Y_{i,t}$ y $n_{i,t}^{pr}$ y las demás variables, con la misma estructura de rezagos, son utilizadas como instrumentos normales.
- vi. Se utilizan como instrumentos MGM adicionales en MGM SYS los rezagos de orden superior a 2 de la ΔY_i y Δn_i^{pr} y las demás variables, con la misma estructura de rezagos, son utilizadas como instrumentos normales adicionales.
- vii. Las observaciones en las estimaciones MGM DIF y MGM DYS representan el número de observaciones utilizadas

Fuente: Cálculos propios. Programa R 3.0.1, paquete PLM 1.3-1.

Para el caso de las estimaciones realizadas por el MGM SYS, se encuentra que en el corto (largo) plazo un incremento igual a un 1% en el costo laboral real por trabajador profesional contribuiría a que la demanda por este tipo de empleo cayera un 0,11% (0,47%). Por otra parte, los resultados indican que la ϵ_{n-y} de corto y largo plazo son iguales a 0,15 y 0,61, respectivamente; es decir, un incremento de la producción igual a un 1% provocaría que la demanda de profesionales aumentara un 0,15% en el corto plazo y un 0,61% en el largo plazo, ver tablas 4 y 5.

Los resultados indican que el rezago de la demanda de empleo profesional es igual a 0,764, lo cual implica que el tiempo medio de ajuste es igual a 2,57 años ($\ln 0,5 / \ln 0,764$); esto significa que a la demanda de personal profesional le toma tan sólo 2,57 años asimilar completamente perturbaciones que sean exógenas a los grupos industriales tales como perturbaciones tecnológicas o cambios en la estructura tributaria, en el precio de los factores productivos, en la normatividad comercial, etc. Este resultado es similar al estimado por Medina *et al* (2012) para el empleo no obrero (profesionales y administrativos) que fue de 2,37 años.

Tabla 5: Parámetros estimados de las funciones de demanda de empleo.

	Obrero	Profesional	Administrativo
α^{10}	0,885	0,764	0,863
Tiempo medio de ajuste ¹¹	5,67	2,57	4,69
σ^{12}	-0,21	-0,11	-0,08
σ de largo plazo ¹³	-1,79	-0,47	-0,58
ϵ_{n-y}^{14}	0,07	0,15	0,11
ϵ_{n-y} de largo plazo ¹⁵	0,65	0,61	0,78

¹⁰ α : Parámetro autorregresivo.

¹¹ Tiempo medio de ajuste = $\ln(0.5)/\ln(\alpha)$.

¹² σ : suma de los parámetros asociados con los valores presente y rezagados de los costos laborales propios.

¹³ σ de largo plazo = $\epsilon_{n-w}/(1 - \alpha)$.

¹⁴ ϵ_{n-y} : suma de los parámetros asociados con los valores presente y rezagados de la producción.

¹⁵ ϵ_{n-y} de largo plazo = $\epsilon_{n-y}/(1 - \alpha)$.

Fuente: Cálculos propios.

Cinco aspectos vale la pena resaltar de estos resultados:

- El valor rezagado de la demanda de empleo y los valores contemporáneos y rezagados de la producción y el costo laboral total propio tienen el signo esperado y son significativos al 5%.
- Tanto en el corto como en el largo plazo la demanda de personal empleo obrero es la más sensible a cambios en sus costos laborales totales.
- La demanda de personal profesional es la más sensible a cambios en la producción en el corto plazo, mientras que la de personal administrativo es la más sensible a cambios en la producción en el largo plazo.

- El porcentaje del valor de la maquinaria sobre el total de activos no es estadísticamente significativo, salvo para la demanda de empleo obrero.
- La demanda de personal obrero presenta el tiempo medio de ajuste más elevado (5,67 años), mientras que la demanda de personal profesional presenta el más bajo (2,57 años).

V. Conclusiones

El análisis indica que existen diferencias importantes entre las funciones de demanda del personal obrero, profesional y administrativo en la industria manufacturera colombiana. Por una parte, se encuentra que la demanda de personal obrero presenta el tiempo medio de ajuste igual a 5,67 años, mientras que la demanda de personal profesional y administrativo presentan un tiempo medio de ajuste de 2,57 y 4,69 años, respectivamente.

El alto tiempo medio ajuste que presenta la demanda de personal obrero indica que, por lo menos en el sector manufacturero, este tipo de empleo es el que presenta mayores costos de ajuste. Una posible explicación a esta cuestión es la ofrecida por López Castaño (2010), este autor señala que en Colombia los empresarios que quieran contratar empleo no calificado (menos educado) formalmente deben asumir dos grandes costos; por un lado, el salario de sus empleados estará estrechamente ligado al Salario Mínimo Legal Vigente (SMLV) y, por el otro, deberán pagar altos costos no salariales como, por ejemplo, prestaciones sociales y aportes a la seguridad social en salud y pensión. Lo anterior, sin lugar a dudas, provoca que la contratación de empleo formal no calificado sea costosa.

En el caso de la elasticidad de sustitución factorial, se encuentra que tanto en el corto como en el largo plazo la demanda de personal empleo obrero es la más sensible a cambios en sus costos laborales totales. En particular, los resultados indican que un incremento de un 1% en los costos laborales generaría que en el largo plazo la demanda de personal obrero, administrativo y profesional disminuirían un 1,79%, 0,58% y 0,47%, respectivamente.

Estos resultados sugieren que todo cambio de política que disminuya los costos laborales no salariales, tales como las prestaciones sociales, tendría efectos positivos y significativos sobre la demanda de empleo industrial; en particular, en la del personal obrero, el cual en el año 2010 equivalía a unos 415,706 trabajadores, los cuales representaban el 62,8% del empleo total en la industria manufacturera colombiana.

Por otra parte, se encuentra que la demanda de personal profesional es la más sensible a cambios en la producción en el corto plazo, mientras que la de personal administrativo es la más sensible a cambios en la producción en el largo plazo. Específicamente se encuentra que un incremento en un 1% de la producción contribuiría a que en el corto plazo el empleo obrero, administrativo y profesional crecieran un 0,07%, 0,11% y 0,15%, mientras que en el largo plazo los aumentos serían iguales a 0,65%, 0,78% y 0,61%, respectivamente.

En este estudio se hizo el supuesto de que las demandas de empleo condicionadas presentaban costos cuadráticos y simétricos de ajuste. Sin embargo, tal y como lo señala Alonso-Borrego (1998) la fuente y, por tanto, la magnitud de esos costos dependen de si se ha realizado una contratación o un despido. Por lo anterior, sería muy interesante que en futuras investigaciones se estimará el tiempo medio de ajuste para los diferentes tipos de

empleo asumiendo asimetrías en el costos de ajustes de la nómina, ya que esto permitiría conocer más exactamente el tiempo medio que le toma a la demanda de los diferentes tipos de empleo asimilar completamente perturbaciones exógenas a los grupos industriales, tales como perturbaciones tecnológicas o cambios en la estructura tributaria, en el precio de los factores productivos, en la normatividad comercial, etc.

Referencias

- Alonso-Borrego, C. (1998). Demand for labour inputs and adjustment costs:evidence from Spanish manufacturing firms. *Labour Economics*(5), 475-497.
- Alonso-Borrego, C., & Arellano, M. (1999). Symmetrically Normalized Instrumental-Variable Estimation Using Panel Data. *Journal of Business and Economic Statistics*, 17(1), 293-328.
- Arango, C., & Rojas, Á. M. (2004). Demanda laboral y reforma comercial en el sector manufacturero colombiano: 1977-1999. *Ensayos sobre Política Económica*(44), 96-154.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some test of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Baltagi, B. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons, Ltd.
- Bell, L. (1997). The Impact of Minimum Wages in Mexico and Colombia. *Journal of Labor Economics*, 15(S3), S102-S135.
- Berman, E., Bound, J., & Griliches, Z. (1994). Changes in the demand for skilled labor within U.S. manufacturing evidence from the annual survey of manufacturers. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 367-397.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- Bond, S., Hoeffler, A., & Temple, J. (2001). GMM Estimation of Empirical Growth Models. *Discussion Paper*(1/525).
- Cárdenas, M., & Bernal, R. (2003). Determinants of Labor Demand in Colombia: 1976-1996. *NBER Working Papers Series*(10077).
- Comisión Económica para América Latina (CEPAL). (2012). Recuperado el 22 de Agosto de 2012, de <http://websie.eclac.cl/infest/ajax/cepalstat.asp?carpeta=estadisticas>
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (2012). Recuperado el 15 de Julio de 2012, de http://www.dane.gov.co/daneweb_V09/index.php?option=com_content&view=article&id=96&Itemid=59
- Eslava, M., Haltiwanger, J., Kugler, A., & Kugler, M. (2005). Factor adjustments after deregulation: panel evidence from colombian plants. *NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH*(11656).
- Fajnzylber, P., & Maloney, W. (2001). How Comparable are Labor Demand Elasticities across Countries? *World Bank PR Working Papers*(2658).

- Fajnzylber, P., & Maloney, W. (2005). Labor demand and trade reform in Latin America. *Journal of International Economics*(66), 423-446.
- Gupt, K. (1975). Factor, Prices, Expectations, and Demand for Labor. *Econometrica*, 43(4), 757-770.
- Hamermesh, D. (1993). *Labor Demand*. New Jersey: Princeton University Press.
- Hernández, G., & Lasso, F. J. (2003). Estimación de la Relación entre Salario Mínimo y Empleo en Colombia: 1984-2000. *Revista de Economía del Rosario*, 6, 117-138.
- Hijzen, A., & Swaim, P. (2010). Offshoring, labour market institutions and the elasticity of labour demand. *European Economic Review*(S4), 1016-1034.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W., & Rosen, H. (1988). Estimating Vector Autoregressions with Panel Data. *Econometrica*, 56(6), 1371-1395.
- Hsiao, C. (1986). *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press.
- Kugler, A., & Kugler, M. (2008). Labor Market Effects of Payroll Taxes in Developing Countries: Evidence from Colombia. *NBER Working Paper Series*(13855).
- López Castaño, H. (2010). El mercado laboral colombiano: tendencias de largo plazo y sugerencias de política. *Borradores de Economía*(606).
- Mark, R., & Skoufias, E. (1997). The long-run demand for skilled and unskilled labor in Colombia manufacturing plants. *The Review of Economics and Statistics*, 79(2), 330-334.
- Mc Connell, C., Stanley, B., & Macpherson, D. (2003). *Economía Laboral*. Madrid: Mc Graw Hill.
- Medina, C., Posso, C., Tamayo, J., & Monsalve, E. (2012). Dinámica de la demanda laboral en la industria manufacturera colombiana 1993-2009: una estimación panel VAR. *Borradores de Economía*(694).
- Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*, 49, 1417-1426.
- Seung, C. A., & Schmidt, P. (1995). Efficient estimation of dynamic panel data models: Alternative assumptions and simplified estimation. *Journal of Econometrics*, 76, 309-321.
- Windmeijer, F. (2005). A finite simple correction for the variance of linear efficient two-step GMM. *Journal of Econometrics*, 126, 25-51.