

Determinantes de la demanda de empleo en el sector manufacturero colombiano, 2000-2010

Jesús Rodríguez

Jesús Rodríguez

Determinantes de la demanda de empleo en el sector manufacturero colombiano, 2000-2010

Resumen: *En este artículo se estudian 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 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.*

Determinants of labor demand in the Colombian manufacturing sector, 2000-2010

Abstract: *This paper studies the determinants of labor demand for professional, administrative and blue-collar workers in the Colombian manufacturing sector. The results show that the demand for blue-collar employees exhibits the largest adjustment time and is the most sensitive to changes in total labor costs. These results suggest that policies aimed at reducing nonwage costs may be effective to raise the demand for low skilled workers. Finally, the short-run (long-run) demand for professional (administrative) workers is found to be the most sensitive to changes in production.*

Keywords: *labor demand, average adjustment time, labor-output elasticity, factor substitution elasticity*

JEL classification: *J23, C23, L60.*

Déterminants de la demande de main-d'œuvre dans le secteur manufacturier colombien, 2000-2010

Résumé: *Cet article examine les déterminants de la demande de main d'œuvre des travailleurs professionnels, administratifs et ouvriers en Colombie. Les résultats montrent que la demande de travail est la variable avec le temps moyen d'ajustement le plus prolongé et la variable la plus sensible aux variations dans les coûts totaux de main-d'œuvre. Ces résultats indiquent que le gouvernement, à travers des politiques qui réduisent les coûts non salariaux du travail, peut relancer la demande des emplois peu qualifiés. Enfin, nous constatons que dans le court (long) terme la demande de personnel professionnel (administratif) est la variable la plus sensible aux variations dans la production.*

Mots-clés: *demande d'emploi, ajustement moyenne dans le temps, élasticité emploi-production, élasticité de substitution des facteurs.*

Classification JEL: *J23, C23, L60.*

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

Jesús Rodríguez*

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

Primera versión recibida el 8 de marzo de 2013; versión final aceptada el 30 de junio de 2013

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 en el corto y largo plazo. En este sentido, para los encargados del diseño de políticas económicas es de suma importancia contar con estimaciones actualizadas de las elasticidades costo de uso-propio, 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 cambios en los costos laborales totales, la

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.

* *Jesús José Rodríguez De Luque*. Magíster en Economía, se desempeña como asociado de investigación en el Área de Investigación en Análisis de Políticas (DAPA) del Centro Internacional de Agricultura Tropical (CIAT). Dirección postal: Km 17 recta Cali Palmira. Correo electrónico: rodriguezjesusjose@hotmail.com. 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, a tres evaluadores anónimos y a los participantes del seminario de economía del Banco de la República sucursal Medellín por sus comentarios y sugerencias.

producción y perturbaciones exógenas a las empresas sobre la demanda de empleo.

A raíz de las reformas laborales, comerciales y de seguridad social llevadas a cabo en los años noventa 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 estas reformas 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}); por su parte, Arango & Rojas (2004) se enfocan en los efectos de la reforma comercial sobre la demanda de empleo total, los autores concluyen que a mayor liberalización comercial, menores tienden a ser las economías de 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. Los autores concluyen que el incremento en los impuestos a la nómina igual al 10,5%, implementado en 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 distintos tipos de empleo tienen diferentes niveles de cualificación y, además, la necesidad de personal por parte de todos los sectores industriales no es igual, es de esperar que las demandas de personal obrero, administrativo y profesional reaccionen de forma diferente ante cambios en factores tales como: la liberalización comercial, su propio salario, los costos laborales no salariales, la producción, etc.

La afirmación anterior encuentra sustento en estudios realizados por Fajnzylber & Maloney (2001; 2005), Medina et al. (2012) y Roberts & Skoufias (1997), los cuales muestran que existen diferencias importantes entre las funciones de demanda de empleo del personal obrero y no obrero, y calificado y no calificado, respectivamente. 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 son 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 son iguales a -0,5 y -0,52, y las del personal no obrero son iguales a 0,78 y 0,73.

Por otra parte, Fajnzylber & Maloney (2005) estudian los efectos de la liberación comercial, que fue implementada a principios de los años noventa en Colombia, sobre las elasticidades ε_{n-s} 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 ε_{n-s} más altas. En particular, para el caso del personal no calificado, los autores concluyen que en los periodos de mayor liberalización comercial su ε_{n-s} disminuyó.

Asimismo, es de esperar que variables macroeconómicas tales como las tasas: global de participación, informalidad y desempleo; el crecimiento y los ciclos económicos; y rigideces del mercado laboral, tales como el salario mínimo legal vigente (SMLV) y los impuestos a la nómina, afecten la demanda de trabajo. Con un enfoque de este estilo, Bell (1997) encuentra que el SMLV genera un impacto negativo sobre la demanda de trabajo no calificado que está entre 2% y 12%. Por otra parte, Hernández & Lasso (2003) concluyen que los ciclos económicos son el determinante principal de la demanda de empleo.

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 se responden en este artículo son: ¿Qué efectos tendrían variaciones en los costos laborales totales y la producción sobre la demanda del personal 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 Agrupados (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 importantes entre las demandas de empleo del personal obrero, administrativo y profesional. Se encuentra que, en el largo plazo, un incremento igual a un 1% en los costos laborales totales por trabajador propio contribuiría a disminuir la demanda de empleo obrero, administrativo y profesional en un 3,120%, 0,808% y 1,013%, respectivamente. Por otra parte, los resultados sugieren que, en el largo plazo, un crecimiento igual a un 1% en la producción total contribuiría a aumentar la demanda de empleo obrero, administrativo y profesional en un 0,816%, 0,880% y 0,668%, respectivamente.

Por último, se encuentra que el tiempo medio de ajuste del personal obrero, administrativo y profesional es igual a 6,649, 4,828 y 3,049 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, cambios en los costos laborales no salariales, en el precio de los factores productivos y en la normatividad comercial, 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. La base de datos empleada se describe en la sección tres. En la siguiente sección se muestran los resultados del análisis econométrico. Por último, se presentan las conclusiones.

I. Marco teórico

Hamermesh (1986) demuestra que la elasticidad costo de uso-propio de la demanda de trabajo se puede representar como el promedio ponderado de la elasticidad de sustitución factorial y el valor absoluto de la elasticidad producto de la demanda (η):

$$n_{ii} = -[1-s]\sigma - s\eta \quad (1)$$

Donde s simboliza 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 y 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 resultado de un cambio en las ventas, inducido por cambios en los costos laborales totales que hayan afectado el precio del bien.

Debido a la dificultad de medir el costo de uso del capital en Cárdenas & Bernal (2003), Medina et al. (2012), Berman, Bound & Griliches (1994) y Hijzen & Swaim (2010), al igual que en este estudio, se asume que el capital es un factor fijo. Como consecuencia, se supone una función de costo total *cuasi-fija* (la cual contiene factores variables, los distintos tipos de trabajo; y un factor fijo, el stock de capital). Por lo anterior, en este artículo no se estima la elasticidad costo de uso-propio de la demanda de empleo (n_{ll}), sino que se estiman las elasticidades de sustitución factorial (σ) y empleo-producto (ε_{n-y}).

Con el fin de estudiar los determinantes de la demanda de los diferentes tipos de empleo, en este artículo se estiman modelos de demanda de empleo condicionada. Para ello, se tomará como punto de partida el Lema de Shephard, el cual dice 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 (Nicholson, 2007); 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. Las ecuaciones a estimar son:

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

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

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

II. Estrategia empírica

Una primera aproximación empírica a 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 n_i^j representa el logaritmo natural del empleo j demandado por el grupo industrial i , w_i^j el logaritmo natural del costo laboral real total por trabajador, K_i el logaritmo natural del stock de capital, y_i el logaritmo natural de la producción bruta real y ϵ_i 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 y Eslava et al., 2005). Por ello, cuando las empresas enfrentan 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 su nómina en un periodo, sino que este proceso lo llevan a cabo de forma paulatina. Por lo anterior, en este artículo se asumirá que las demandas de trabajo presentan costos de ajustes cuadráticos y simétricos.

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 se pueden escribir 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 $Y_{i,t}$, $n_{i,t}$, $w_{i,t}$ y $k_{i,t}$ representan, respectivamente, el logaritmo natural de la producción bruta real, el empleo, los costos laborales totales por trabajador y el cociente entre el valor de la maquinaria y el total de activos en el sector industrial i en el año t ; y λ_i , 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.

En modelos dinámicos como (6), (7) y (8), la variable dependiente presenta correlación temporal. Las principales fuentes de dicha correlación son: una directa, debido a la presencia de los valores pasados de la variable dependiente entre las regresoras; y otra indirectamente, debido a los efectos individuales. Debido a la presencia de valores rezagados de la variable dependiente, los parámetros estimados por el método OLS son sesgados e inconsistentes porque $n_{i,t-1}$ está correlacionado con μ_i . Por otra parte, los parámetros estimados por el método de FE también son inconsistentes ya que $(n_{i,t-1} - \bar{n}_i)$ está correlacionado con $(\rho_{i,t-1} - \bar{\rho}_i)^2$ (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 utilice el MGM DIF o el MGM SYS (Arrellano y Bond, 1991; Ahn & Schmidt, 1997; Alonso-Borrego & Arrellano, 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 MGM DIF:

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

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

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

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

El MGM DIF tiene la ventaja de permitir estimar modelos dinámicos sin la necesidad de instrumentos externos; además, utiliza el hecho de que los instrumentos válidos crecen con el tiempo. 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.

Para determinar si las estimaciones realizadas por medio del MGM DIF presentan problemas de subestimación y pérdidas de eficiencia, Bond, Hoeffler & 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 este presente graves problemas de subestimación y, como consecuencia, es altamente recomendable utilizar el estimador MGM SYS.

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.

III. Datos y fuentes de información

La base de datos empleada en este trabajo está compuesta por 134 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 (IPP) (producidos y consumidos, base 1999) de cada grupo industrial, ambos del DANE (2012). Es importante resaltar que en este estudio se eliminan de la base de datos 8 grupos industriales porque no se cuenta con información estadística continua de ellos en por lo menos 6 años³. Sin embargo, dado que en los años para los cuales sí se tiene información de estos, ellos representan menos del 1% de la producción bruta real industrial, 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 solo 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.

Las variables utilizadas en los ejercicios econométricos son:

- $n_{i,t}^{pr}$, $n_{i,t}^{obr}$ y $n_{i,t}^{adm}$ las cuales representan, respectivamente, el logaritmo natural del personal profesional, obrero y administrativo contratados por el grupo industrial i en el año t . 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 $w_{i,t}^{adm}$ significan, en orden, el logaritmo natural de los costos laborales totales por trabajador del personal profesional, obrero y administrativo pagados por el grupo industrial i en el año t ; los cuales están compuestos por: los sueldos, salarios y las prestaciones sociales del personal permanente; las remuneraciones totales del personal temporal contratado directamente por el establecimiento; el valor cobrado por las agencias de empleo que suministran el personal

3 Los sectores CIU eliminados son: 1820, 2310, 2430, 2730, 2732, 3000, 3112, 3511.

temporal; las cotizaciones patronales;⁴ los aportes sobre la nómina⁵; los aportes voluntarios⁶; el apoyo de sostenimiento a los aprendices⁷ y otros gastos⁸ del personal.

- $Y_{i,t}$ y $k_{i,t}$ son, respectivamente, el logaritmo natural de la producción bruta real, y del cociente entre el valor de la maquinaria y el total de activos del grupo industrial i en el año t . En la Tabla 1 se presenta un resumen de las variables discutidas en esta sección.

Tabla 1. Descripción de las variables.

<i>Variable</i>	<i>Descripción</i>
$n_{i,t}^{pr}$	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.
$k_{i,t}$	Logaritmo natural del cociente entre el valor de la maquinaria y el total de activos.

Fuente: elaboración propia.

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

5 SENA, ICBF, cajas de compensación familiar.

6 Aportes voluntarios a compañías de seguros de vida.

7 Son los causados por los aprendices y pasantes.

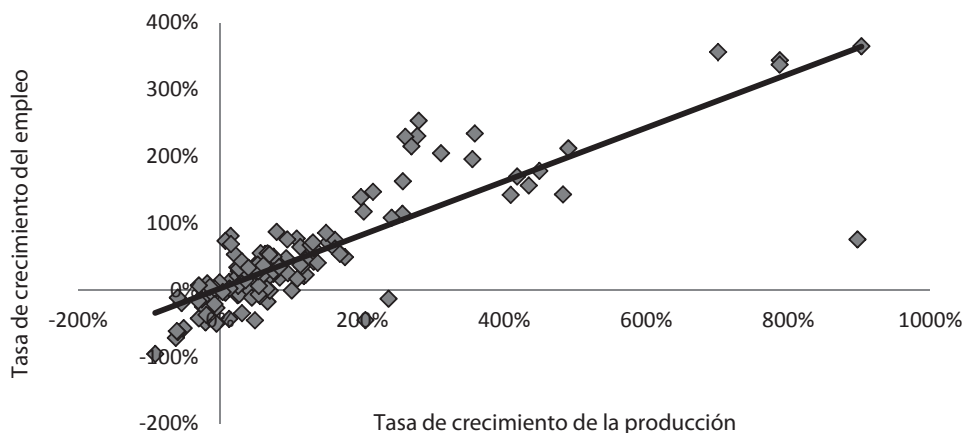
8 Otros gastos de personal no incluidos antes, diferentes de sueldos, salarios y prestaciones.

A. 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 crecimiento de la demanda de empleo (McConnell, Brue & 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%, mientras que el empleo solo creció un 17% y 19%, respectivamente.

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

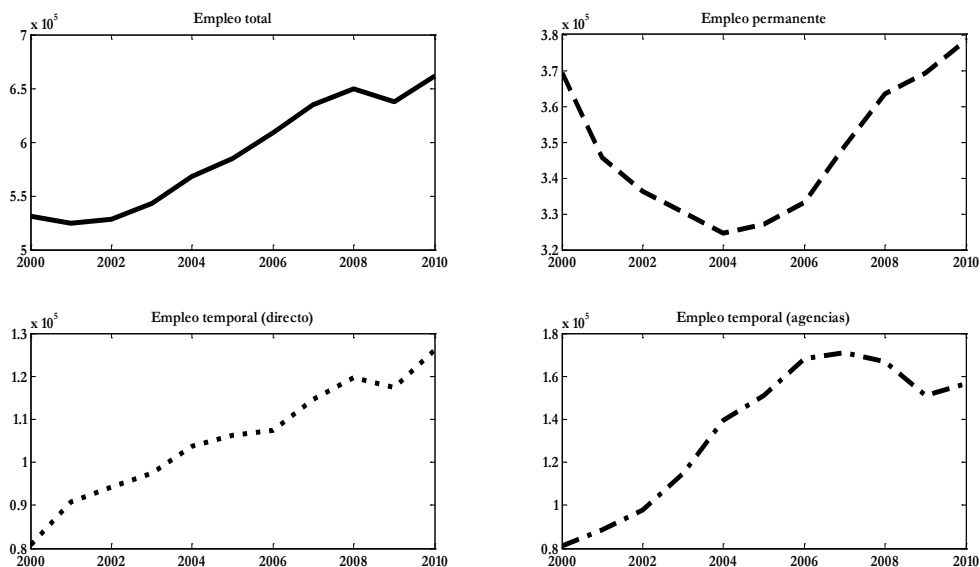


Fuente: elaboración propia a partir de datos de la Encuesta Anual Manufacturera, DANE (2012).

Las anteriores afirmaciones no significan que un incremento dado de la producción genere empleo estable (ver Gráfico 2). Haciendo un análisis descriptivo por tipo de empleo, se encuentra que el personal profesional, obrero y adminis-

trativo pasaron, respectivamente, de 35.751, 343.453 y 152.646 trabajadores en el año 2000, a 63.045, 415.706 y 182.737 en el año 2010. Sin embargo, la mayor parte de este crecimiento se debió al aumento en el empleo temporal total. En el caso del personal profesional, el personal permanente creció un 53%, mientras que el personal temporal aumentó un 203%. Por su parte, el personal obrero permanente decreció un 6%, mientras que el personal temporal subió un 72%. Finalmente, se encuentra que el personal administrativo permanente tuvo un incremento de tan solo un 7%, mientras que el personal temporal subió 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 3, 4 y 5 se presentan las funciones de demanda de empleo estimadas por OLS, FE, MGM DIF y MGM SYS del personal obrero, administrativo y profesional, respectivamente. Es importante anotar que en este 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 el MGM DIF, con el fin de estudiar si las estimaciones realizadas por medio de este último método, presentan problemas de subestimación y pérdidas de eficiencia. Dado que los resultados de las estimaciones de los modelos (6), (7) y (8) por medio de los métodos OLS y FE son obtenidos en niveles, se llevaron a cabo varias pruebas de raíces unitarias.

En términos generales, ninguna de las pruebas de raíz unitaria es superior en todos los aspectos a todas las demás (Baltagi, 2005), por ello es necesario analizar las fortalezas y debilidades de cada una de ellas para así, a la hora de realizar un trabajo empírico, escoger la más apropiada. En este sentido, dado que las pruebas Levin, Lin y Chu (LLC) y Breitung asumen que todos los procesos de las raíces unitarias son iguales –lo cual, en este contexto, es muy restrictivo– sus resultados son descartados. Asimismo, dado que, para que la prueba Im, Pesaran y Shin (IPS) sea consistente, se requiere que N sea relativamente pequeño en comparación con T , sus resultados también son descartados.

Finalmente, dado que las pruebas ADF-Fisher y PP-Fisher son superiores en muchos aspectos que las pruebas LLC e IPS (Baltagi, 2005), y que estas, además, rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria para todas las series (ver Tabla 2), se concluye que hay suficiente evidencia que indica que las series empleadas en el análisis econométrico no tienen raíz unitaria.

Las estimaciones de los modelos de demanda de empleo realizadas por medio de 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 (0,515 - 0,977), (0,524 - 0,960) y (0,488 - 0,923), respectivamente. Dado que para los tres tipos de empleo se encuentra que el parámetro autorregresivo estimado por MGM DIF es inferior o está muy cercano al parámetro estimado por FE, se concluye que las estimaciones de las funciones de demanda de empleo realizadas por medio del MGM DIF presentan graves problemas de subestimación y pérdidas de eficiencia. Por lo anterior, se asumirá que las estimaciones más apropiadas son las realizadas por el 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.

Tabla 2. Pruebas de raíces unitarias

Método	$w_{i,t}^{adm}$	$w_{i,t}^{pr}$	$w_{i,t}^{obr}$	$n_{i,t}^{obr}$	$n_{i,t}^{adm}$	$n_{i,t}^{pr}$	$k_{i,t}$	$Y_{i,t}$
Hipótesis Nula: Raíz unitaria (asume que los procesos de las raíces unitarias son iguales)								
LLC	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Breitung	0,9893	0,0529	0,7975	1,0000	1,0000	1,0000	0,9983	1,0000
Hipótesis Nula: Raíz unitaria (asume que los procesos de las raíces unitarias son diferentes)								
IPS	0,0001	0,0001	0,0000	0,0322	0,0147	0,4623	0,1548	0,1169
ADF-Fisher	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0397	0,0051	0,0001
PP-Fisher	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0075

Notas: i. Se reportan los valores p. ii. Los valores p para las pruebas de Fisher fueron calculados usando una distribución Chi cuadrado asintótica. Todas las demás pruebas asumen una distribución normal asintótica. *Fuente:* cálculos propios. Programa EViews 7.

Como se puede observar en la parte inferior de las tablas 3, 4 y 5 todos los modelos pasan la prueba de Sargan. Específicamente, no se puede rechazar la hipótesis nula de que los instrumentos sean exógenos, con un valor p de 0,938 para el modelo de demanda de personal obrero, 0,931 para la demanda del personal administrativo y un valor p de 0,982 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. Por otra parte, 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 0,391, 0,323 y 0,159 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.

A. Personal obrero

Analizando las estimaciones de la Tabla 3, se observa que la demanda de empleo obrero depende positivamente de: su rezago ($n_{i,t-1}^{obr}$) la producción actual ($Y_{i,t}$), el cociente entre el valor de la maquinaria y el total de activos ($K_{i,t}$), su costo laboral total por trabajador rezagado un periodo ($w_{i,t-1}^{obr}$) y el costo laboral total por trabajador administrativo y profesional ($w_{i,t}^{adm}, w_{i,t}^{pr}$), mientras que depende negativamente de: su costo laboral total por trabajador contemporáneo y rezagado dos periodos ($w_{i,t}^{obr}, w_{i,t-2}^{obr}$), y la producción rezagada uno y dos periodos ($Y_{i,t-1}, Y_{i,t-2}$). Sin embargo, $w_{i,t-1}^{obr}, w_{i,t}^{adm}, w_{i,t}^{pr}$ y $Y_{i,t-2}$ no son estadísticamente significativas.

Los resultados indican que en el corto (largo) plazo un incremento de un 1% en el costo laboral total real por trabajador obrero provocaría que la demanda por este tipo de empleo cayera un 0,307% (3,120%), mientras que un aumento de igual magnitud en la producción bruta real contribuiría a que la demanda de personal obrero creciera un 0,080% en el corto plazo y un 0,816% en el largo plazo (ver Tabla 6). Asimismo, se encuentra que la demanda del personal obrero también es sensible a cambios en el cociente entre el valor de la maquinaria y el total de activos, si $K_{i,t}$ aumentara un 1%, la demanda del personal obrero crecería un 0,063% en el corto plazo (ver Tabla 3).

En cuanto al tiempo medio de ajuste, se observa que el rezago del empleo obrero es igual a 0,901, lo cual implica que el tiempo medio de ajuste de este tipo de empleo es igual a 6,649 años ($\ln 0,5 / \ln 0,901$); es decir, a la demanda de personal obrero le toma 6,649 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.

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

Variables independientes	OLS	FE	MGM DIF	MGM SYS
Intercepto	0,539 (0,000)	-	-	-
$n_{i,(t-1)}^{obr}$	0,977 (0,000)	0,515 (0,000)	0,277 (0,000)	0,901 (0,000)
$w_{i,t}^{obr}$	-0,325 (0,000)	-0,357 (0,000)	-0,363 (0,056)	-0,314 (0,078)
$w_{i,(t-1)}^{obr}$	0,264 (0,000)	0,205 (0,000)	0,100 (0,501)	0,160 (0,293)
$w_{i,(t-2)}^{obr}$	-0,053 (0,168)	-0,106 (0,008)	0,070 (0,532)	-0,153 (0,071)
$w_{i,t}^{pr}$	0,005 (0,773)	-0,008 (0,697)	0,031 (0,372)	0,004 (0,884)
$w_{i,t}^{adm}$	0,034 (0,067)	0,023 (0,414)	0,021 (0,692)	0,074 (0,101)
$Y_{i,t}$	0,660 (0,000)	0,689 (0,000)	0,877 (0,000)	0,785 (0,000)
$Y_{i,(t-1)}$	-0,613 (0,000)	-0,294 (0,000)	-0,221 (0,089)	-0,680 (0,000)
$Y_{i,(t-2)}$	-0,031 (0,123)	0,068 (0,001)	0,066 (0,425)	-0,024 (0,619)
$k_{i,t}$	0,039 (0,004)	0,129 (0,000)	0,115 (0,327)	0,063 (0,040)
R^2 ajustado	0,977	0,684	-	-
Sargan	-	-	(0,440)	(0,938)
AR(1)	-	-	(0,001)	(0,000)
AR(2)	-	-	(0,464)	(0,391)
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, AR(1) y AR(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 3 hasta 8 de de Y, n^{obr} y w^{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 3 hasta 8 de $\Delta Y, \Delta n^{obr}$ y Δw^{obr} y las demás variables, con la misma estructura de rezagos, son utilizadas como instrumentos normales adicionales.

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

B. Personal administrativo

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

Se encuentra que las elasticidades de sustitución factorial de corto y largo plazo son iguales a -0,108 y -0,808, respectivamente; es decir, un incremento igual a un 1% en los costos laborales por trabajador administrativo contribuiría a que su demanda disminuya un 0,108% en el corto plazo y un 0,808% 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 0,118% en el corto plazo y a 0,880% en el largo plazo (ver Tablas 4 y 6).

Respecto al tiempo medio de ajuste, los resultados indican que a la demanda de personal administrativo le toma alrededor de 4,828 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, 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.

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

Variables independientes	OLS		FE		MGM DIF		MGM SYS	
Intercepto	0,232	(0,132)	-	-	-	-	-	-
$n_{i,(t-1)}^{adm}$	0,960	(0,000)	0,524	(0,000)	0,477	(0,000)	0,866	(0,000)
$w_{i,t}^{obr}$	-0,014	(0,532)	0,031	(0,460)	-0,100	(0,341)	-0,066	(0,251)
$w_{i,t}^{pr}$	-0,015	(0,376)	-0,036	(0,103)	-0,059	(0,112)	-0,020	(0,558)
$w_{i,t}^{adm}$	-0,379	(0,000)	-0,383	(0,000)	-0,274	(0,027)	-0,305	(0,004)
$w_{i,(t-1)}^{adm}$	0,463	(0,000)	0,319	(0,000)	0,356	(0,027)	0,350	(0,000)
$w_{i,(t-2)}^{adm}$	-0,117	(0,000)	-0,012	(0,689)	0,008	(0,937)	-0,154	(0,005)
$Y_{i,t}$	0,496	(0,000)	0,547	(0,000)	0,631	(0,000)	0,543	(0,000)
$Y_{i,(t-1)}$	-0,408	(0,000)	-0,193	(0,000)	-0,213	(0,115)	-0,389	(0,000)
$Y_{i,(t-2)}$	-0,056	(0,009)	0,002	(0,932)	-0,101	(0,208)	-0,036	(0,391)
$k_{i,t}$	-0,013	(0,370)	-0,113	(0,001)	-0,177	(0,004)	-0,026	(0,451)
R² ajustado	0,975		0,590		-		-	
Sargan	-		-		(0,371)		(0,931)	
AR(1)	-		-		(0,000)		(0,000)	
AR(2)	-		-		(0,480)		(0,323)	
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, AR(1) y AR(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 3 hasta 11 de Y, n^{adm} y w^{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 3 hasta 11 de $\Delta Y, \Delta n^{adm}$ y Δw^{adm} y las demás variables, con la misma estructura de rezagos, son utilizadas como instrumentos normales adicionales.

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

C. Personal profesional

Analizando las estimaciones de la Tabla 5, se observa que la demanda del personal profesional depende negativamente de: su costo laboral real por trabajador y el costo laboral real por trabajador obrero contemporáneos ($w_{i,t}^{obr}$, $w_{i,t}^{pr}$), la producción rezagada uno y dos periodos ($Y_{i,(t-1)}$, $Y_{i,(t-2)}$) y de su costo laboral real por trabajador rezagado dos periodos ($w_{i,(t-2)}^{pr}$), y depende positivamente de: su rezago ($n_{i,(t-1)}^{pr}$), su costo laboral rezagado un periodo ($w_{i,(t-1)}^{pr}$), el costo laboral real por trabajador administrativo ($w_{i,t}^{adm}$), la producción bruta real presente ($Y_{i,t}$) y el cociente entre el valor de la maquinaria y el total de activos ($K_{i,t}$).

Los resultados muestran 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 0,206% (1,013%). Por otra parte, se encuentra que la ε_{n-y} de corto y largo plazo son iguales a 0,136 y 0,668, respectivamente; es decir, un incremento de la producción igual a un 1% provocaría que la demanda de profesionales aumentara un 0,136% en el corto plazo y un 0,668% en el largo plazo. Asimismo, se observa que la demanda de personal profesional es sensible a cambios en el $w_{i,t}^{adm}$. Específicamente, se encuentra que un aumento igual a 1% en el $w_{i,t}^{adm}$ contribuiría a que la demanda de personal profesional aumentara en un 0,164%, esto sugiere que, por lo menos en el sector manufacturero, el personal administrativo y profesional son sustitutos (ver Tablas 5 y 6).

Por último, el rezago de la demanda de empleo profesional estimado es igual a 0,797, lo cual implica que el tiempo medio de ajuste es igual a 3,049 años ($\ln 0,5 / \ln 0,797$); esto significa que a la demanda de personal profesional le toma tan sólo 3,049 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.

Tabla 5. Variable dependiente $n_{i,t}^{pr}$.

Variables independientes	OLS	FE	MGM DIF	MGM SYS
Intercepto	-0,237 (0,403)	-	-	-
$n_{i,(t-1)}^{pr}$	0,923 (0,000)	0,488 (0,000)	0,499 (0,000)	0,797 (0,000)
$w_{i,t}^{obr}$	-0,008 (0,844)	0,017 (0,823)	-0,023 (0,879)	-0,037 (0,665)
$w_{i,t}^{pr}$	-0,676 (0,000)	-0,629 (0,000)	-0,561 (0,007)	-0,675 (0,000)
$w_{i,(t-1)}^{pr}$	0,597 (0,000)	0,307 (0,000)	0,303 (0,094)	0,506 (0,003)
$w_{i,(t-2)}^{pr}$	-0,013 (0,722)	0,045 (0,246)	0,163 (0,092)	-0,037 (0,695)
$w_{i,t}^{adm}$	0,059 (0,095)	0,115 (0,033)	0,213 (0,029)	0,164 (0,007)
$Y_{i,t}$	0,602 (0,000)	0,677 (0,000)	0,837 (0,000)	0,720 (0,000)
$Y_{i,(t-1)}$	-0,441 (0,000)	-0,175 (0,001)	-0,279 (0,088)	-0,491 (0,000)
$Y_{i,(t-2)}$	-0,106 (0,006)	-0,037 (0,370)	-0,197 (0,055)	-0,093 (0,038)
$k_{i,t}$	-0,004 (0,860)	-0,047 (0,454)	-0,129 (0,266)	0,062 (0,303)
R^2 ajustado	0,956	0,519	-	-
Sargan	-	-	0,553	(0,982)
AR(1)	-	-	0,001	(0,000)
AR(2)	-	-	0,083	(0,159)
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, AR(1) y AR(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 los rezagos de 3 hasta 11 de Y, n^{pr} y w^{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 los rezagos de 3 hasta 11 de la $\Delta Y, \Delta n^{pr}$ y Δw^{pr} y las demás variables, con la misma estructura de rezagos, son utilizadas como instrumentos normales adicionales.

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

Cinco aspectos vale la pena resaltar de estos resultados:

- El valor rezagado de la demanda de empleo y los valores contemporáneos 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 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 en el largo plazo la más sensible es la demanda de personal administrativo.
- El cociente entre el valor de la maquinaria y 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 (6,649 años), mientras que la demanda de personal profesional presenta el más bajo (3,049 años).

Tabla 6. *Parámetros estimados de las funciones de demanda de empleo.*

	Obrero	Administrativo	Profesional
α	0,901	0,866	0,797
Tiempo medio de ajuste	6,649	4,828	3,049
σ	-0,307	-0,108	-0,206
σ de largo plazo	-3,120	-0,808	-1,013
ε_{n-y}	0,080	0,118	0,136
ε_{n-y} de largo plazo	0,816	0,880	0,668

Notas: *i.* α : Parámetro autorregresivo.

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

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

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

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

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

Fuente: cálculos propios.

Conclusiones

El análisis indica que existen diferencias importantes entre las funciones de demanda del personal obrero, profesional y administrativo. Por una parte, se encuentra que la demanda de personal obrero presenta un tiempo medio de ajuste igual a 6,649 años, mientras que la demanda de personal profesional y administrativo presentan un tiempo medio de ajuste de 3,049 y 4,828 años, respectivamente.

El alto tiempo medio de 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 (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 SMLV y, por el otro, deberán pagar altos costos no salariales como, por ejemplo, vacaciones remuneradas, cesantías, aportes a la seguridad social en salud y pensión, etc. 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 disminuyeran un 3,120%, 0,808% y 1,013%, respectivamente.

Estos resultados sugieren que todo cambio de política que disminuya los costos laborales no salariales 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 bruta real contribuiría a que en el corto plazo el empleo obrero, administrativo y profesional crecieran un 0,080%, 0,118% y 0,136%, mientras que en el largo plazo los aumentos serían iguales a 0,816%, 0,880% y 0,668%, respectivamente.

En general, los resultados sugieren que el principal determinante de la demanda de empleo obrero y profesional es el costo laboral real propio por trabajador, mientras que para el personal administrativo es la producción bruta real.

Por último, es importante destacar que en este estudio se asumió 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, es de suma importancia que en futuras investigaciones se estime 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.

Referencias

- AHN, Seung & SCHMIDT, Peter (1997). "Efficient estimation of dynamic panel data models: Alternative assumptions and simplified estimation", *Journal of Econometrics*, Vol. 76, pp. 309-321.
- ALONSO-BORREGO, César (1998). "Demand for labour inputs and adjustment costs:evidence from Spanish manufacturing firms", *Labour Economics*, Vol. 5, Issue 4, pp. 475-497.
- ALONSO-BORREGO, César & ARELLANO, Manuel (1999). "Symmetrically Normalized Instrumental-Variable Estimation Using Panel Data", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 17, No. 1, pp. 293-328.

- ARANGO, Carlos & ROJAS, Ángela M. (2004). "Demanda laboral y reforma comercial en el sector manufacturero colombiano: 1977-1999", *Ensayos sobre Política Económica*, No. 44, pp. 96-154.
- ARELLANO, Manuel & BOND, Stephen (1991). "Some test of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *The Review of Economic Studies*, Vol. 58, Issue 2, pp. 277-297.
- BALTAGI, Badi (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons, Ltd.
- BELL, Linda (1997). "The Impact of Minimum Wages in Mexico and Colombia", *Journal of Labor Economics*, Vol. 15, No. S3, pp. S102-S135.
- BERMAN, Eli; BOUND, John & GRILICHES, Zvi (1994). "Changes in the demand for skilled labor within U.S. manufacturing evidence from the annual survey of manufacturers", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, Issue 2, pp. 367-397.
- BLUNDELL, Richard & BOND, Stephen (1998). "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models", *Journal of Econometrics*, Vol. 87, Issue 1, pp. 115-143.
- BOND, Stephen; HOEFFLER, Anke & TEMPLE, Jonathan (2001). "GMM Estimation of Empirical Growth Models", *Discussion Paper*, (1/525).
- CÁRDENAS, Mauricio & BERNAL, Raquel (2003). "Determinants of Labor Demand in Colombia: 1976-1996", *NBER Working Papers Series*, No. 10077. National Bureau of Economic Research.
- DEPARTAMENTO ADMINISTRATIVO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (DANE). (2012). *Encuesta Anual Manufacturera*. Recuperado de: <http://www.dane.gov.co/index.php/industria/encuesta-anual-manufacturera-eam> (15 de julio de 2012)
- ESLAVA, Marcela; HALTIWANGER, John; KUGLER, Adriana & KUGLER, Maurice (2005). "Factor adjustments after deregulation: panel evidence from colombian plants", *NBER Working Papers*, No. 11656. National Bureau of Economic Research.

- FAJNZYLBER, Pablo & MALONEY, William (2001). "How Comparable are Labor Demand Elasticities across Countries?", *Policy Research Working Papers*, No. 2658. World Bank.
- FAJNZYLBER, Pablo & MALONEY, William (2005). "Labor demand and trade reform in Latin America", *Journal of International Economics*, Vol. 66, Issue 2, pp. 423-446.
- GUPT, Kanhaya (1975). "Factor, Prices, Expectations, and Demand for Labor", *Econometrica*, Vol. 43, No. 4, pp. 757-770.
- HAMERMESH, Daniel S. (1986). "The Demand for Labor in the Long Run". In: Orley Ashenfelter & R. Layard, *Handbook of Labor economics* (pp. 429-471). Amsterdam: Elsevier Science.
- HERNÁNDEZ, Gustavo & LASSO, Francisco J. (2003). "Estimación de la Relación entre Salario Mínimo y Empleo en Colombia: 1984-2000", *Revista de Economía del Rosario*, Vol. 6, No. 2, pp. 117-138.
- HIJZEN, Alexander & SWAIM, Paul (2010). "Offshoring, labour market institutions and the elasticity of labour demand", *European Economic Review*, Vol. 54, Issue 8, pp. 1016-1034.
- HOLTZ-EAKIN, Douglas; NEWKEY, Withney & ROSEN, Harvey (1988). "Estimating Vector Autoregressions with Panel Data", *Econometrica*, Vol. 56, No. 6, pp. 1371-1395.
- HSIAO, Cheng (1986). *Analysis of Panel Data*. Cambridge: Cambridge University Press.
- KUGLER, Adriana & KUGLER, Maurice (2008). "Labor Market Effects of Payroll Taxes in Developing Countries: Evidence from Colombia", *NBER Working Paper Series*, No. 13855. National Bureau of Economic Research.
- LÓPEZ CASTAÑO, Hugo (2010). "El mercado laboral colombiano: tendencias de largo plazo y sugerencias de política", *Borradores de Economía*, No. 606. Banco de la República.

Rodríguez: Determinantes de la demanda de empleo en el sector manufacturero...

- McCONNELL, Campbell; BRUE, Stanley & MACPHERSON, David (2003). *Economía Laboral*. Madrid: Mc Graw Hill.
- MEDINA, Carlos; POSSO, Christian; TAMAYO, Jorge & MONSALVE, Emma (2012). “Dinámica de la demanda laboral en la industria manufacturera colombiana 1993-2009: una estimación panel VAR.”, *Borradores de Economía*, No. 694. Banco de la República.
- NICHOLSON, Walter (2007). *Teoría microeconómica. Principios básicos y ampliaciones* (9a. Ed.). México: Centage Learning Editores.
- NICKELL, Stephen (1981). “Biases in dynamic models with fixed effects”, *Econometrica*, No. 49, pp. 1417-1426.
- ROBERTS, Mark & SKOUFIAS, Emmanuel (1997). “The long-run demand for skilled and unskilled labor in Colombia manufacturing plants”. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, Issue 2, pp. 330-334.
- WINDMEIJER, Frank (2005). “A finite simple correction for the variance of linear efficient two-step GMM”, *Journal of Econometrics*, Vol. 126, Issue 1, pp. 25-51.