

Dinámica de la Demanda Laboral en la  
Industria Manufacturera Colombiana  
1993-2009: una Estimación Panel VAR

Por: Carlos Medina, Christian M. Posso, Jorge  
A. Tamayo y Emma Monsalve

Núm. 694  
2012

# Borradores de ECONOMÍA



ta - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Col



# Dinámica de la Demanda Laboral en la Industria Manufacturera Colombiana 1993-2009: una Estimación Panel VAR\*

Carlos Medina, Christian M. Posso, Jorge A. Tamayo y Emma Monsalve\*\*

Banco de la República

## *Resumen*

Este trabajo utiliza un panel de firmas de la industria Colombiana para analizar las principales variables que inciden en la dinámica de la demanda laboral en los periodos 1993-2009 y 2000-2009. Se estiman funciones de demanda dinámicas a través de metodologías estándar y mediante modelos Panel VAR, y se encuentra: (i) una fuerte persistencia en el empleo, particularmente del no obrero, (ii) una alta sensibilidad por parte de la demanda de empleo ante un choque sobre la producción de la firma, en especial para el empleo no obrero, (iii) la respuesta del empleo obrero a su salario es significativamente mayor a la encontrada para el empleo no obrero, y (iv) el salario directo genera choques negativos sobre el empleo, aunque con mayor fuerza en el empleo obrero.

*Palabras clave:* Demanda laboral, Dinámica del Empleo Manufacturero, Panel VAR,

*Clasificación JEL:* J23, L60, C23, C53

---

\* Los comentarios aquí expresados son responsabilidad de los autores y no comprometen al Banco de la República y su junta directiva. Se agradece los detallados comentarios realizados por los editores, por un refería anónimo, y los recibidos de participantes al Seminario de Economía del Banco de la República en Bogotá. También se agradece el apoyo del Dane, y en particular, de los funcionarios de la Dirección de Metodología y Producción Estadística, así como la asistencia de Sebastián Londoño.

\*\* [cmedindu@banrep.gov.co](mailto:cmedindu@banrep.gov.co), [cpossosu@banrep.gov.co](mailto:cpossosu@banrep.gov.co), [jtamayo8@gmail.com](mailto:jtamayo8@gmail.com), [emma.monsalve22@gmail.com](mailto:emma.monsalve22@gmail.com)

## Introducción

Aunque la industria manufacturera tiene un peso moderado sobre la generación de valor en la economía colombiana (15% del PIB, ver gráfico 1 del anexo), es un sector que genera una gran cantidad de empleos asalariados formales, con grandes niveles de aprendizaje, y con capacidad de generar productos con un alto valor agregado para el país. Por esta razón, los gobiernos buscan políticas que permitan dinamizar la generación de empleo en todos los sectores, pero de manera particular en la industria manufacturera. Entre las políticas asociadas a impulsar la demanda de empleo se encuentran las relacionadas con el salario mínimo, regulación de las prestaciones salariales como las asociadas a pensión, salud o aquellas que reglamenten los costos de despido y contratación; en general, políticas que afecten los costos del factor trabajo.

El conocimiento de la dinámica de la demanda laboral manufacturera puede ser útil en múltiples contextos, pero de manera particular es importante para que los hacedores de políticas comprendan cómo choques externos al mercado laboral pueden impactar los niveles salariales, el grado de sustitución entre factores, los niveles de producción, así como la contratación de empleo total y por tipo (Hamermesh, 1987). Este documento tiene como objetivo analizar las principales variables que inciden en la dinámica de la demanda laboral en la industria manufacturera de Colombia en los periodos 1993-2009 y 2000-2009, actualizando estimaciones previas que contaban con cifras hasta la década de los noventa.<sup>1</sup> Adicionalmente, los resultados se obtienen con base en metodologías similares a las de los trabajos previos, pero también con base en modelos Panel VAR, los cuales le da robustez a los resultados en aspectos sobre los que se ha criticado a las metodologías anteriores.

Inicialmente se estiman funciones de demanda dinámicas a través de metodologías estándar como las propuestas por Arellano y Bond (1991) y Blundell y Bond (1998). No obstante, autores como Hamermesh (1999) desde la teoría de la demanda laboral, y Binder, Hsiao y Pesaran (2005) y Cao y Sun (2009) desde la econometría, han documentado los múltiples problemas que estas metodologías estándar suelen presentar. En particular, hay tres problemas fundamentales a la hora de identificar los efectos causales: (i) problemas en la identificación asociados a los posibles sesgos por la simultaneidad entre las variables, (ii) la identificación de relaciones espurias asociados a la presencia de raíces unitarias en las diferentes series, y (iii) sesgos en los estimadores asociados a la posible correlación entre la matriz de varianzas-covarianzas de los estimadores y los efectos fijos de firmas.

Con el objeto de controlar los anteriores problemas se estiman modelos Panel VAR siguiendo la metodología desarrollada por Binder, Hsiao y Pesaran (2005). Los ejercicios presentados en este estudio utilizan paneles de firmas y establecimientos construidos a partir de la información de la Encuesta Anual manufacturera del DANE e incluyen estimaciones para la demanda de empleo total en los periodos 1993-2009 y 2000-2009, y estimaciones por tipo de empleo – obrero y no obrero – que solo están disponibles en el periodo 2000-2009.

Los resultados muestran que el empleo industrial presenta una fuerte persistencia, particularmente el empleo no obrero. Adicionalmente, se encuentra una alta sensibilidad por parte de la demanda de empleo ante un choque de una desviación estándar sobre la producción de la

---

<sup>1</sup> Arango y Rojas (2004), Cárdenas y Bernal (2004), Fajnzylber y Maloney (2001) y Roberts y Skoufias (1997)

firma, en especial para el empleo no obrero. Mientras que la respuesta del empleo no obrero está entre 0.14 y 0.16 desviaciones estándar, la del empleo obrero está alrededor de 0.8 desviaciones estándar en los primeros periodos. Igualmente, se encuentra que la respuesta del empleo obrero a su salario es significativamente mayor a la encontrada para el empleo no obrero.

El resto de este documento se divide en siete secciones, además de esta introducción. La sección I presenta la aproximación conceptual y empírica del documento. En la sección II se documenta la base de datos asociadas al análisis empírico y la sección III presenta los principales resultados empíricos para el caso colombiano, así como algunos hechos estilizados. La sección IV presenta las estimaciones de los paneles dinámicos, mientras que la sección V contiene los resultados de las estimaciones Panel VAR. Finalmente, la sección VI presenta las principales conclusiones.

## I. Modelos de demanda laboral

Conocer los mecanismos que estimulan (o desestimulan) la contratación de empleo en el corto y largo plazo es una herramienta primordial para el diseño de políticas laborales.

La demanda laboral posee múltiples elementos de interés a estudiar. Una de las características más importantes es su naturaleza dinámica y persistente. De hecho, es factible argumentar que las empresas suelen mantener una alta proporción de su personal contratado como permanente entre periodos. Nickell (1987) ejemplifica esta persistencia de forma simple:

*“Workers who walk out of the factory gate on a Friday afternoon will typically return through the same gate on a Monday morning, if not before”* (Nickell, 1987, p. 473)

De acuerdo a Nickell (1987), la alta persistencia es el resultado del proceso mediante el cual las firmas hacen la producción más económica. Para las firmas es costoso iniciar un nuevo proceso de contratación y aprendizaje con nuevos trabajadores en cada periodo, así como perder el aprendizaje acumulado de los trabajadores que se pudieran despedir (costos de ajuste). Es importante anotar que el empleo no necesariamente es homogéneo y por tanto los costos de ajuste pueden cambiar de acuerdo al tipo de trabajo. Así, la demanda laboral no solo depende de choques externos de oferta y demanda, sino también de la dinámica de contratación en los periodos previos.

Adicionalmente, la dinámica de la demanda laboral tiene influencia sobre todas las decisiones de las firmas, como el nivel de capital óptimo, la remuneración de los factores, el nivel de producción, etc. Por ende, si no se incluye la dinámica en una estimación de la demanda laboral se tendrían graves problemas de endogeneidad, los cuales son más importantes entre más persistente sea la contratación de trabajo por parte de las firmas, como es el caso de la industria manufacturera colombiana. De esta forma, un lineamiento fundamental en este tipo de análisis es que la demanda laboral no debe ser analizada en un contexto estático. La dinámica de la demanda laboral en sí misma debe ser un objetivo.<sup>2</sup>

---

<sup>2</sup> Ver Arango y Rojas (2004), Fajnzylber y Maloney (2001), y Nickell (1987) entre otros.

En el modelo estático se asume que las firmas optimizan sus beneficios bajo una tecnología de producción determinada,  $Y = f(X_1, X_2, \dots, X_j)$ , y restringidos a una función de costos que depende de los precios de los factores de producción,  $C = g(w_1, w_2, \dots, w_j, Y)$ , donde  $Y$  es el nivel de producto y  $w_j$  son los precios de los  $J$  factores que afectan la función de costos.

Como es tradicional en la literatura, en este estudio se emplea una especificación log-lineal en el análisis empírico. Por simplicidad, todas las variables en minúsculas están en logaritmos naturales.

Es importante anotar que de la misma forma en que se define la demanda para el factor trabajo, se podría definir para demás factores de producción, y en consecuencia, sería factible estimar las demandas de factores como un sistema y no de forma aislada para cada uno. No modelar la interdependencia entre los diferentes factores demandados por parte de la firma puede ser otra fuente importante de sesgos.

Para modelar la dinámica de la demanda de empleo,  $n$ , Nickell (1987) y Hamermesh (1993) consideran los costos de ajuste, producto de los despidos y contrataciones que pueda hacer la firma, los cuales se suelen recoger en los modelos empíricos mediante la inclusión del empleo rezagado,  $n_{t-1}$  recoge los costos de ajustes de las firmas.<sup>3</sup> Adicionalmente, los empresarios toman sus decisiones de empleo de acuerdo a sus expectativas sobre las condiciones presentes, pasadas y futuras de los otros factores y de la producción de la firma. Dada la existencia de mercados imperfectos y la imposibilidad de tener información de los acontecimientos futuros, las firmas ajustan sus expectativas utilizando pronósticos con la información presente y pasada de las variables que afectan la demanda de empleo.

Así, si los ejercicios empíricos evidencian problemas de autocorrelación o heterocedasticidad sería sinónimo de que el modelo presenta agentes que no usan la información eficientemente y por lo tanto no toman decisiones óptimas (Juselius, 2007).<sup>4</sup>

Adicionalmente, dadas las dificultades de trabajar con el costo de uso de capital con los datos empleados en este artículo, al igual que Brown and Christensen (1981), Berman, Bound y Griliches (1994) y Hijzen y Swaim (2010), Senses (2010), O'Mahony, Robinson and Vecchise (2008) y Cárdenas y Bernal (2004), se asume que el capital es un factor cuasi-fijo.<sup>5</sup> Con base en este supuesto no se requiere disponer del costo de uso del capital a nivel de firma, ya que en este caso las funciones de demanda y demanda condicionada se expresan específicamente en función de precios y capital,  $n(w, k)$  y  $n(w, k, y)$  respectivamente. Adicionalmente, implica que los cambios en la demanda de trabajo los hacen firmas limitadas a las elecciones de corto y mediano plazo en

---

<sup>3</sup> Note que la longitud media del periodo de ajuste de choques exógenos a la firma estarían dados por  $\frac{\ln(0.5)}{\ln(\rho)}$ , donde  $\rho$  es el coeficiente de  $n_{t-1}$  (ver Hamermesh, 1993).

<sup>4</sup> En los ejercicios de este artículo se incluyen los rezagos necesarios para que los errores sean ruido blanco. Este decisión es acorde con la hipótesis de los individuos construyen sus expectativas racionalmente. Adicionalmente, se estiman siempre matrices de varianzas covarianzas consistentes con la presencia heterocedasticidad.

<sup>5</sup> Una discusión inicial del uso de factores cuasi-fijos en las estimaciones de demanda dinámicas puede ser encontrada en Epstein (1983).

la contratación de capital físico.<sup>6</sup> El supuesto no obstante requiere interpretar con cautela las elasticidades de largo plazo, las cuales en virtud del mismo podrían ser una cota inferior de las elasticidades insesgadas.<sup>7</sup>

Finalmente, las estimaciones presentadas en este artículo incluyen la información rezagada de las demás variables como el producto y el capital,  $k_{it}$ , con el fin de controlar por las expectativas de las firmas. Así, la especificación general de la demanda condicionada estaría dada por la siguiente ecuación:

$$n_{it} = \alpha_0^{dc} + \rho_1^{dc} n_{it-1} + \sum_{s=0}^q \delta_s^{dc} w_{it-s} + \sum_{s=0}^q \gamma_s^{dc} k_{it-s} + \sum_{s=0}^q \beta_s^{dc} y_{it-s} + u_{it}^{dc} \quad (1)$$

En donde el coeficiente de del empleo rezagado,  $n_{t-1}$ , representa la dinámica del empleo,  $\rho_1^{dc}$ , asociada a los costos de ajuste de contratación. La misma lógica aplica para el caso de las demandas condicionadas de empleo obrero y no obrero. No obstante, como lo advierte Hamermesh (1999, 2000), la posibilidad de estudiar series de tiempo de empleo u otras variables a nivel de firmas – como es el caso de la Encuesta Anual Manufacturera de Colombia – abre una ventana para explotar las metodologías desarrolladas en el análisis macroeconómico. Es así como, además de las metodologías de identificación tradicionales usadas para el análisis de la dinámica de la demanda laboral, en este documento se introducen algunos elementos propios del análisis de series de tiempo multivariadas para entender el comportamiento de la demanda laboral colombiana (Binder, Hsiao y Pesaran, 2005). En particular, en este trabajo se emplea la metodología *Panel Vector Autoregressive Model* (PVAR de aquí en adelante) la cual permite capturar la dinámica de la demanda de empleo ante choques exógenos de las variables de interés.

Múltiples factores inciden en la demanda laboral de las firmas manufactures colombianas, en especial choques externos asociados al cambio técnico o, en general, choques de oferta y demanda. A su vez, pueden existir múltiples factores no observables asociados a las firmas que pueden afectar las decisiones de empleo que estas toman. Con el objetivo de controlar por estos factores, todos los ejercicios presentados, sin excepción, controlan por efectos fijos de tiempo e individuo. En particular, las estimaciones para el periodo 2000-2009, al ser un panel con  $N \gg T$  y un periodo corto, se podría esperar que una amplia mayoría de las variables omitidas sean relativamente constantes en el tiempo y por lo tanto sean efectivamente controladas.

El ejercicio planteado utiliza dos metodologías de estimación. Primero se aplican los modelos de panel de datos dinámicos. Posteriormente, se utilizan estimaciones Panel VAR. A continuación se muestran los elementos claves de estas metodologías.

---

<sup>6</sup> Este supuesto a pesar de ser restrictivo, es factible dentro del análisis de un panel con  $T$  fijo y  $N$  muy grande. Las metodologías utilizadas en este ejercicio limitan la especificación de la demanda de empleo, por tal motivo se escoge para éste una versión simple con dos factores. No obstante, futuros trabajos deberían incluir una versión ampliada con múltiples factores.

<sup>7</sup> Ver por ejemplo Senses (2010).

## 1. Métodos estándar: modelos de panel de datos dinámicos

Un primer bloque de estimaciones se concentra en aplicar los métodos estándar en el análisis de la demanda laboral. Así, inicialmente se estima la ecuación (1) a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios (*OLS* de aquí en adelante), y el de efectos fijos para datos de panel. A pesar de ser métodos que generan estimaciones inconsistentes, cuando se tienen relaciones dinámicas es recomendable empezar por estos métodos pues en general, se espera que el coeficiente de la dinámica se localice en el siguiente intervalo:  $\rho_1 \in (\hat{\rho}_1^{FE}, \hat{\rho}_1^{OLS})$ .<sup>8</sup>

El problema de endogeneidad del coeficiente de la dinámica se podría solucionar con el estimador de variables instrumentales. En general, la literatura propone usar el estimador del Método Generalizado de los Momentos en diferencias (*GMM en diferencias*, de aquí en adelante) propuesto por Holtz-Eakin, Newey y Rosen (1988) y Arellano y Bond (1991), utilizando como instrumentos de la variable endógena en diferencias a los niveles rezagados de la misma variable.<sup>9</sup> En otras palabras, si la dinámica de la variable está dada por la primera diferencia,  $(n_{it-1} - n_{it-2})$ , entonces los instrumentos disponibles serían los niveles rezagados de la variable empleo,  $n_{it-k}$ , donde  $t = 3, 4, \dots, T$  y  $k \geq 2$ . Así, la condición de exogeneidad quedaría reducida a la ecuación (7):

$$E[n_{it-k}, \Delta u_{it}] = 0 \quad (7)$$

Para todo  $t = 3, 4, \dots, T$  y  $k \geq 2$ .<sup>10</sup>

Además de la dinámica del empleo, otras variables como el salario, el capital y el producto pueden ser consideradas endógenas al sistema y por lo tanto deberían ser instrumentadas. Así, al igual que Blundell y Bond (1998), se asume que el empleo rezagado y las otras variables pueden ser endógenas y deben instrumentarse con los niveles de estas variables rezagados.

También se presentan los resultados obtenidos con el estimador propuesto por Blundell y Bond (1998) conocido en la literatura como el estimador *GMM* sistémico (*System GMM* de aquí en adelante), una extensión del estimador *GMM* que usa como instrumentos, además de los utilizados en el estimador *GMM en diferencias*, las diferencias rezagadas de las variables consideradas endógenas en las ecuaciones en niveles.<sup>11</sup> Así, las nuevas condiciones de exogeneidad estarían dadas, además de la ecuación (7), por las ecuaciones (8) y (9):

---

<sup>8</sup> OLS por su sigla en inglés “*Ordinary Least Squares*.” Una ampliación del estimador de efectos fijos se puede encontrar en Cameron y Trivedi (2005) y Wooldridge (2003). Bond (2002) argumenta que el rango de  $\rho_1$  provee un método de chequeo para encontrar las mejores estimaciones. Ver también Nickell (1981), Bond (2002) y Roodman (2009).

<sup>9</sup> La metodología de Holtz-Eakin, Newey y Rosen (1988) es general y aplica para el caso del Panel VAR.

<sup>10</sup> Ver Blundell y Bond, 1998. Ahn y Schmidt (1995) presentan instrumentos adicionales cuando se garantiza que los errores son homocedásticos. Todas las estimaciones incluyen matrices robustas a la heterocedasticidad. Es importante destacar que el principal supuesto en este caso es la ausencia de correlación serial en los errores. Los ejercicios presentados en este estudio incluyen diferentes especificaciones que permiten garantizar este supuesto. En cada especificación se aplicó el test de Arellano y Bond (1991) que permite identificar la presencia de autocorrelación en los modelos de panel dinámico.

<sup>11</sup> Ver Alonso-Borrego y Arellano, 1999; Blundell y Bond, 1998. De acuerdo con Blundell y Bond (1998) la debilidad de los instrumentos del estimador *GMM* en diferencias puede tener dos causas. La primera se genera

$$E[\Delta n_{it-k}, u_{it}] = 0 \quad (8)$$

Para todo  $t = 4, \dots, T$ , y,

$$E[\Delta n_{i2}, u_{i3}] = 0 \quad (9)$$

Finalmente, diferentes autores como Arellano y Bond (1991), Blundell y Bond (1998) y Roodman (2009) advierten que los errores estándar generados a través de una estimación en dos etapas de los estimadores *GMM en diferencias* y *System GMM* tienden a estar subestimados. Este ejercicio utiliza el método de Windmeijer (2005) para corregir este problema.

## 2. Estimación Panel VAR con $T$ pequeño y $N$ grande

Las estimaciones de panel de datos dinámicos se enfocan en el análisis uniecuacional, donde la dirección de las relaciones está predeterminada. No obstante, es factible que los elementos que interfieren en el análisis de demanda laboral funcionen bajo un sistema de relaciones dinámicas, que deberían ser modelados como un sistema de decisiones que se determinen simultáneamente. Adicionalmente, al tener series de tiempo para cada firma, muchas de las características propias de estas series, como la estacionariedad, deberían ser controladas o se podrían identificar relaciones espurias y no causales (Hamermesh, 1999, 2000). Un punto de partida natural para estudiar estas múltiples decisiones es el *Panel Vector Autoregressive Model* (PVAR), el cual permite controlar estos problemas y analizar el impacto de choques exógenos al sistema.

Juselius (2007), Lutkepohl (2005) y Binder et al. (2005) argumentan que aunque la interpretación de un VAR en términos de relaciones causales es controversial, la mayoría de los investigadores coinciden en que el modelo VAR es una forma parsimoniosa y útil de sintetizar los principales hechos en las series de tiempo y los datos de panel en un contexto multivariado. Los modelos VAR, al considerar las relaciones en un único sistema que se determina simultáneamente, permiten un análisis de la dinámica del empleo mucho más completo, en especial, cuando se trata de decisiones de las firmas en torno al nivel de contratación o demanda de trabajo y la respuesta de éstas ante distintos choques exógenos.

Adicionalmente, el modelo Panel VAR permite dar alcance a alguna de las limitaciones que tienen los métodos de estimación convencionales (*GMM en diferencias* y *GMM system*), tales como, el problema de endogeneidad producto de la simultaneidad en las variables, el de estacionariedad de las diferentes series analizadas y los asociados a los efectos fijos de individuos.<sup>12</sup> Algunas de estas alternativas ya habían sido contempladas como posibles desarrollos en el análisis empírico de la demanda laboral por Hamermesh (1999, 2000).

---

cuando el coeficiente de la dinámica,  $\rho_1$ , se acerca a la unidad. La segunda es cuando la varianza relativa de los efectos fijos se incrementa. Este último efecto es demostrado por Binder, Hsiao y Pesaran (2005).

<sup>12</sup> Baltagi (2003) y Holtz-Eakin et al. (1988) adicionalmente argumentan que el modelo PVAR permite la estimación de parámetros ante la posibilidad de efectos fijos no estacionarios en el tiempo. En particular, Holtz-Eakin et al. (1988) demuestran que la utilización de métodos inapropiados para el manejo de los efectos fijos producirán estimaciones erróneas.



Siguiendo la notación de Binder et al. (2005) el modelo PVAR(1) puede ser representado por la ecuación (10).<sup>13</sup> Suponga que  $\mathbf{W}_{it}$  es un vector  $m \times 1$  de variables aleatorias para la  $i$  –ésima observación (firma) en el momento  $t$ , y que el vector  $\mathbf{W}_{it}$  sigue un proceso panel VAR de orden uno:

$$\mathbf{W}_{it} = (\mathbf{I}_m - \mathbf{\Phi})\boldsymbol{\mu}_i + \mathbf{\Phi}\mathbf{W}_{i,t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_{it}, \quad \forall i = 1, \dots, N \text{ y } t = 1, \dots, T \quad (10)$$

Donde  $\mathbf{\Phi}$  es una matriz  $m \times m$  de coeficientes,  $\boldsymbol{\mu}_i$  es un vector de  $m \times 1$  de efectos individuales específicos y  $\boldsymbol{\varepsilon}_{it}$  es un vector de errores de  $m \times 1$ . Se supone que la información de  $\mathbf{W}_i$  está disponible para  $T$  periodos, donde  $T \geq 2$  fijo, y  $N \rightarrow \infty$ .<sup>14</sup> Así mismo, se supone que los errores son independientes e idénticamente distribuidos para todo  $i$  y  $t$ , con  $E[\boldsymbol{\varepsilon}_{it}] = \mathbf{0}$  y  $Var[\boldsymbol{\varepsilon}_{it}] = \Omega_\varepsilon$  una matriz definida positiva. Como advierten Binder et al. (2005, p. 798), cuando todos los valores propios de  $\mathbf{\Phi}$  caen dentro del círculo unitario, la ecuación (10) es una generalización de los modelos de panel dinámico en un contexto multivariado.

Para eliminar los efectos fijos,  $\boldsymbol{\mu}_i$ , es posible aplicar primeras diferencias a la ecuación (10)<sup>15</sup>,

$$\Delta\mathbf{W}_{it} = \mathbf{\Phi}\Delta\mathbf{W}_{i,t-1} + \Delta\boldsymbol{\varepsilon}_{it}, \quad \forall i = 1, \dots, N \text{ y } t = 2, \dots, T \quad (11)$$

Binder et al. (2005, p. 802) resaltan que al aplicar primeras diferencias, no sólo se soluciona el problema de inconsistencia en la estimación por la presencia de los efectos fijos dado que  $N \rightarrow \infty$  (ver el problema de “*incidental parameters*”, Lancaster, 2000), sino que además resuelve los inconvenientes producto de la eventual presencia de raíces unitarias. Adicionalmente, dado que  $T$  es fijo se mantiene la identificación y estimación de las relaciones de largo plazo en el sistema (Binder et al., 2005).

En el proceso de estimación del modelo PVAR de la demanda de empleo se utiliza tres metodologías.<sup>16</sup> Inicialmente, se estima el modelo por el método de GMM “estándar” (*GMM en diferencias*) siguiendo lo propuesto por Holtz-Eakin et al. (1988) para un modelo PVAR. En este caso, el supuesto primordial está dado por la ecuación (7). Para la estimación se emplea la ecuación (10), una vez removidos de las variables los efectos fijos de firma y tiempo.<sup>17</sup>

<sup>13</sup> Igualmente en el proceso de estimación, se consideró un modelo PVAR de orden 2, llegando a resultados similares. Dado que la frecuencia de los datos por firma es anual, en este artículo solo se presentan los resultados con un rezago, sin que esto represente sesgos en la estimación dado que un rezago es suficiente para capturar el componente autorregresivo de la serie.

<sup>14</sup> Igualmente se asume que los valores propios de  $\mathbf{\Phi}$  están dentro del círculo unitario.

<sup>15</sup> Para la estimación con efectos fijos individuales específicos (por firma) es necesario asumir dos supuestos adicionales: primero, se debe imponer el supuesto de homogeneidad que garantice que la distribución incondicional de  $\Delta\mathbf{W}_{i,1}$  no depende de los parámetros incidentales. Segundo, se supone que el segundo momento del producto cruzado de la matriz  $\Delta\mathbf{r}_{i,t}\Delta\mathbf{r}_{i,t}'$  para  $t=1,2,\dots,T$  con  $\Delta\mathbf{r}_{i,t} = (\Delta\mathbf{W}_{i,1}, \Delta\boldsymbol{\varepsilon}_{it})'$  existe.

<sup>16</sup> Todas nuestras aplicaciones son consistentes cuando los cortes transversales son relativamente grandes y  $T$  es fijo (relativamente pequeño). Un análisis alternativo para cortes transversales relativamente pequeño es presentado en Canova y Ciccarelli (2009).

<sup>17</sup> Para remover los efectos fijos se utiliza la transformación Helmert (ver Arellano y Bover, 1995 y Love y Zicchino, 2006)

Posteriormente, se emplea el método de GMM “extendido” (*System GMM*), siguiendo lo propuesto por Binder et al. (2005) utilizando la ecuación (11), donde las condiciones de exogeneidad estarían dadas por las ecuaciones (7), (8) y (9).

Finalmente, se utiliza el estimador de Efectos Fijos obtenido a partir de la maximización de una función de Quasi-Máxima Verosimilitud (*FE-QML*), propuesto por Binder et al. (2005) para la ecuación (11). Este último estimador tiene varias ventajas con respecto a los estimadores GMM “estándar” y “extendido”. Primero, Binder et al. (2005) demuestran que los estimadores GMM dependen de la varianza de los efectos individuales, esto es, la matriz de varianzas asintótica de la estimación por GMM estándar es una función creciente de la matriz de varianzas de los efectos individuales, mientras que el estimador *FE-QML* no sufre de este problema.<sup>18</sup> Segundo, en el caso de muestras finitas, Binder et al. (2005) muestran que, el estimador *FE-QML* tiene un mejor comportamiento bajo errores normales y no normales, y bajo la presencia de raíces unitarias.<sup>19</sup> Tercero, la estimación por Panel VAR es ideal debido al problema de simultaneidad existente entre el empleo, los tipos de empleo, los salarios, el producto y el capital, dado que la estimación de paneles dinámicos por GMM “estándar” y “extendido” suele no solucionar por completo el problema de endogeneidad.

Lo interesante de este ejercicio es que las estimaciones PVAR permiten analizar el impacto que puede tener sobre la demanda de empleo un choque ortogonal de alguna de las variables de interés, como el salario, el capital o el producto, a través del análisis de las funciones de impulso-respuesta para los periodos 1993-2009 y 2000-2009. En este ejercicio, se asume que la variable más endógena al sistema es el empleo, seguida por el salario, el capital y el producto.

Algunas aplicaciones del PVAR estimado por métodos GMM se pueden encontrar en Holtz-Eakin et al. (1988, 1989), Love y Zicchino (2006), Vidangos (2009), y Arellano (2003); mientras que algunas aplicaciones del estimador *FE-QML* se encuentran en Binder et al. (2005), Coad y Rao (2010), Coad (2007), y Coad y Broekel (2011). No obstante, a pesar de ser métodos que generalizan las estimaciones del panel dinámico, no existen artículos que emplean esta metodología (*FE-QML*) para estimar funciones de demanda de empleo (una ampliación a la metodología es presentada en el anexo 1).

### 3. Funciones Impulso-Respuesta

El análisis de los resultados del PVAR se enfocará principalmente en el análisis de las funciones de impulso-respuesta, las cuales permiten observar la respuesta de la variable de interés, el empleo, a un choque ortogonal de cualquiera de las variables incluidas en el sistema (por ejemplo, los salarios, el capital, el producto o la dinámica del empleo). Así, es posible estudiar la respuesta del empleo ante cambios en algunos de los factores fundamentales de la demanda de trabajo, teniendo en cuenta la endogeneidad de las variables (empleo y determinantes de éste).

---

<sup>18</sup> Este es un resultado importante, ya que Binder et al. (2005) muestra que en los modelos de panel dinámicos la estimación por GMM se deteriora cuando hay considerable variación de los efectos individuales.

<sup>19</sup> Binder, Hsiao y Pesaran (2005) también desarrollan un estimador de efectos aleatorios denominado *RE-QML*. No obstante, para el análisis de la demanda laboral en firmas industriales el estimador de *FE-QML* ofrece resultados superiores.

Las funciones impulso-respuesta se pueden derivar a partir de la ecuación (10) siguiendo la metodología usual empleada en los modelos VAR de series temporales. Dado que las funciones de impulso-respuesta no dependen del índice  $i$  y del efecto fijo del modelo, es posible considerar el siguiente sistema en forma reducida,

$$W_t = \alpha + \Phi W_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 2, \dots, T \quad (12)$$

Siguiendo la metodología usual, la matriz de impulso respuesta está definida como,

$$\Theta_j = \frac{\partial W_{t+j}}{\partial \varepsilon_t'} \quad (13)$$

Los elementos  $(k, l)$  de la matriz  $\Theta_j$  describen la respuesta del elemento  $k$  de  $W_{t+j}$  a un impulso estandarizado del elemento  $l$  de  $W_t$ , con todas las demás variables en  $t$  permaneciendo constante. Al igual que en el caso de los modelos VAR de series temporales, se construye funciones de impulso respuesta ortogonales a partir de la descomposición de Choleski de la matriz de varianza-covarianza  $\Omega_\varepsilon = PP'$  seleccionando la matriz triangular superior de  $P^{-1}$ . De esta forma es posible obtener funciones de impulso-respuesta estandarizadas asumiendo una estructura recursiva de las variables empleadas.

## II. Datos: Encuesta Anual Manufacturera (EAM) 1993-2009

La principal fuente de información empleada es la Encuesta Anual Manufacturera (EAM) producida por el Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas, DANE. La encuesta contiene información anual para todos los establecimientos y firmas industriales del país desde el año 1956 hasta el año 2009.<sup>20</sup> No obstante, esta encuesta ha sufrido cambios significativos a través de las últimas décadas. El más importante de ellos se dio en 1992 cuando se hizo una revisión profunda a toda la encuesta con el propósito de mejorar la comunicación entre el DANE y los industriales; además se ajustaron las definiciones y conceptos contables al Plan Único de Cuentas (PUC) establecido por la Superintendencia de Sociedades. En el año 2000 se dieron algunos cambios adicionales en el formulario para ajustar la encuesta a la Clasificación Industrial Internacional Uniforme revisión 3, elaborada por las Naciones Unidas.

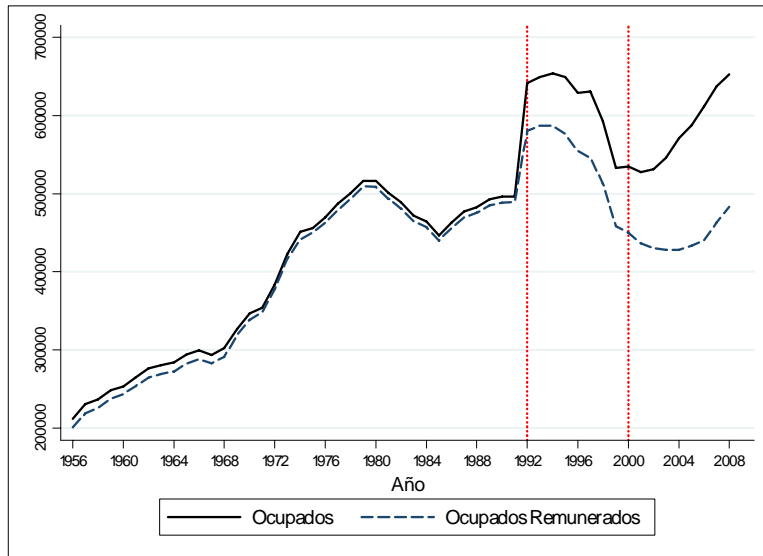
En los gráficos 1 y 2 se observan los efectos agregados sobre la medición del empleo y la remuneración a nivel agregado introducidos con los cambios del año 1992 en la EAM. A pesar de los problemas de medición presentes para el periodo 1956-2008, es claro que hasta 1980 el empleo industrial creció de forma significativa. En la década de los noventa y hasta inicios del nuevo siglo se observa una caída importante, que parece tener una leve recuperación a partir del año 2005.

---

<sup>20</sup> Antes de 1993 la EAM estaba restringida a establecimientos con por lo menos 10 empleados. No obstante, desde 1993 el criterio de tamaño cambio y ahora las firmas podrían clasificarse como empresas de más 10 trabajadores o a través de un criterio de nivel de producción aunque no cumplieran el número de trabajadores mínimo. Por tal motivo, los datos de 1993 a 2009 incluyen establecimientos con menos de 10 trabajadores. En nuestro documento todos los ejercicios econométricos se restringen a paneles de firmas y establecimientos con más de 10 trabajadores.

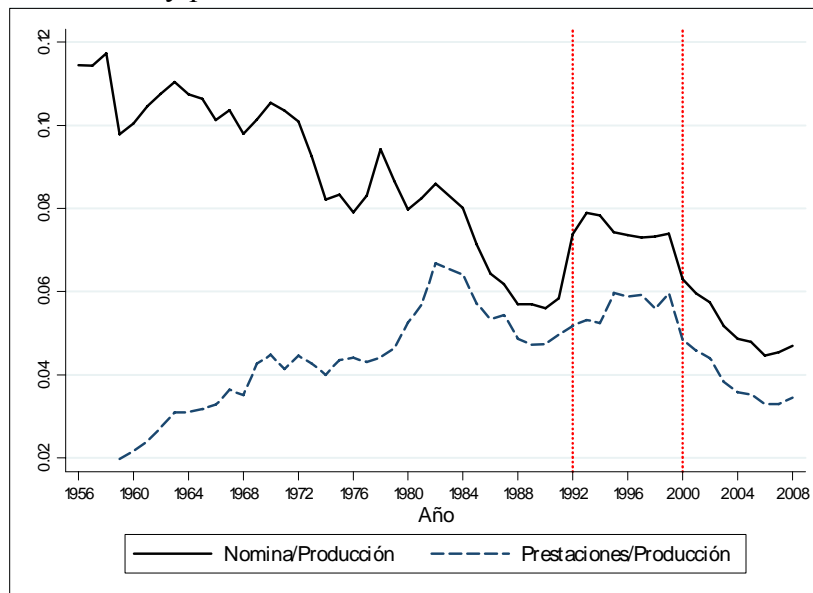
De manera paralela, el gráfico 2 muestra que la remuneración del factor trabajo ha venido perdiendo importancia en el valor de la producción a través del periodo 1956-2008, mientras que el pago de prestaciones sociales ganó terreno hasta mediados de la década de los ochentas. A partir de 1984 cae y posteriormente se recupera hasta 1999. A partir de este año, la participación de las prestaciones sociales en el producto ha venido cayendo de forma importante. En el presente ejercicio solo se tiene en cuenta la información para el periodo 1993-2009.

Gráfico 1. Empleo EAM 1956-2008



Fuente: EAM, DANE.

Gráfico 2. Nomina y prestaciones sociales/Producción bruta. EAM 1956-2008



Fuente: EAM, DANE.

Aunque para el periodo 1993-1999 la encuesta solo tiene información del empleo total, a partir del año 2000, es posible analizar el empleo de acuerdo a la tarea que realiza en la firma, esto es, distinguir entre empleo obrero, administrativo y profesional.<sup>21</sup> Dado lo anterior, se construyen tres grupos de información: el primero, es un panel de firmas que abarca el periodo 1993-2009, con empleo homogéneo (empleo total). El segundo, comprende un panel de firmas para el periodo 2000-2009, igualmente con empleo homogéneo. Por último, se construye un panel de firmas para el periodo 2000-2009, distinguiendo por tipos de empleo; empleo obrero y no obrero (profesionales y administrativos). Asimismo, para los grupos mencionados anteriormente, también se construyen paneles de establecimientos.<sup>22</sup>

Es importante anotar, que todos los paneles de firmas son balanceados. El panel de firmas del periodo 1993-2009 incluye un total de 2,541 unidades, mientras que el de establecimientos incluye 2,697. Para el periodo 2000-2009 se tienen 3,487 firmas y 3,685 establecimientos. A continuación se muestran algunos hechos estilizados del mercado laboral manufacturero colombiano. En el anexo 2 se presentan las definiciones de las variables más importantes.

### III. Algunos hechos estilizados del mercado laboral manufacturero colombiano

#### 1. Literatura: demanda laboral manufacturera en Colombia

La literatura colombiana e internacional contiene diferentes aplicaciones para este tipo de especificaciones a nivel microeconómico. Dentro de la evidencia para Colombia, se destacan los artículos de Arango y Rojas (2004), y Cárdenas y Bernal (2004), para el caso del empleo homogéneo; y los de Fajnzylber y Maloney (2001), y Roberts y Skoufias (1997), en el caso de empleo heterogéneo (por tipo de empleo). A su vez, Arango y Rojas (2004) hacen una revisión amplia de este tipo de estimaciones, tanto para los estudios que emplean información de micro datos, así como para los que utilizan series agregadas por ramas de actividad y total nacional. A continuación se mencionan los resultados más relevantes de la literatura a nivel de micro datos únicamente.

Arango y Rojas (2004) estudian el comportamiento de la demanda laboral industrial para el periodo 1977-1999 en al menos dos sentidos: (1) efectos de los cambios en los precios relativos de los factores, y (2) efectos de los cambios estructurales en los parámetros de la demanda de trabajo derivados de cambios en la función de producción. A su vez, buscan contrastar la hipótesis nula de relación positiva entre apertura y elasticidad empleo-salario, vía una mayor elasticidad de los bienes finales y una mayor disponibilidad de tecnologías alternativas y sustitutos factoriales. Para los autores sus estimativos de las elasticidades del empleo con respecto al salario y la dinámica del empleo son robustos, aunque no es el caso para la elasticidad

---

<sup>21</sup> Para el periodo 1992-1994 la encuesta tiene información acerca de las categorías de contratación es decir, sobre el número de obreros, profesionales y personal administrativo contratado. Sin embargo, el registro de esta información no es confiable debido a errores que cometieron las empresas en el suministro de los datos y en la clasificación de los tipos de empleo

<sup>22</sup> Los paneles de empresas incluyen las firmas que estuvieron durante todo el periodo de análisis (1993-2009 o 2000-2009) y cuyos establecimientos solo pertenecieron a ellas durante el mismo. Cada una de las variables de las firmas de estos paneles agrega los valores de los establecimientos que pertenecen a ellas.

con respecto al producto. Encuentran que el coeficiente asociado a la dinámica del empleo es de 0.77, lo que implica una persistencia alta de la demanda de trabajo total, mostrando que los costos de ajuste en promedio son significativos en el sector manufacturero colombiano. La elasticidad del empleo, con respecto al salario se mueve entre -0.16 y -0.23, mientras que la del producto varía entre 0.02 y 0.17, cuando utilizan información de firmas de la industria colombiana.

Finalmente, los autores argumentan que la función de demanda de trabajo cambió significativamente como resultado del proceso de apertura económica de inicios de la década de 1990, lo cual se vio reflejado principalmente en una reducción de la velocidad de ajuste de las firmas. Es importante resaltar que el análisis se concentra simplemente en mirar los parámetros antes y después de la apertura.

En la misma dirección, Cárdenas y Bernal (2004) analizan los determinantes de la demanda laboral utilizando diferentes metodologías y fuentes de datos para el periodo 1976-1996, aunque a nivel de microdatos el análisis se limita al periodo 1978-1991. Los autores se concentran en medir el impacto de los cambios en los diferentes costos laborales producto de las reformas de la década de los noventa, sobre la demanda de empleo, en especial, sobre la elasticidad empleo-salario. Los resultados para la elasticidad empleo-salario no parecen robustos a través de las diferentes metodologías y cambian radicalmente entre el análisis agregado y a nivel de establecimientos. Mientras que el análisis micro arroja una elasticidad de -0.05, a nivel agregado es alrededor de -0.6 para el caso de la industria y entre -0.45 y -0.52 para el total nacional. Adicionalmente, los autores encuentran que el coeficiente asociado a la dinámica del empleo estaría entre 0.964 y 0.988 con intervalos de confianza que incluyen el 1.00, lo cual es indicativo de la presencia de procesos explosivos en la demanda de empleo.

A diferencia de los anteriores trabajos, Fajnzylber y Maloney (2001) explotan la disponibilidad de información por tipos de trabajo. Específicamente, los autores estiman demandas para las dos categorías de empleo distinguidas en la encuesta - empleo obrero (*blue collar*) y no obrero (*White collar*) - con datos de Colombia, Chile y México en la década de los ochenta e inicios de los noventa, en particular, para Colombia estudian el periodo 1980-1991. Es necesario resaltar que los resultados de este ejercicio no son robustos y dependen significativamente del método de estimación.<sup>23</sup> Cuando se usa el método *System GMM* encuentran elasticidades empleo-producto razonables.<sup>24</sup> Para el caso colombiano, la elasticidad empleo obrero-producto, de acuerdo a los autores, es de 0.10, mientras que la del empleo no obrero es de 0.38. Así mismo, los autores encuentran que los trabajadores obreros y no obreros son complementarios. Es importante anotar que las elasticidades del empleo con respecto a su propio salario estimadas por el método *System GMM* son significativamente inferiores a las estimadas por los otros métodos. Finalmente, las elasticidades con respecto al producto calculada con los otros métodos son inferiores e incluso con valores negativos para el empleo no obrero.

Aunque Fajnzylber y Maloney (2001) argumentan que su mejor modelo es el *GMM en diferencias*, las estimaciones de la dinámica del empleo de este método son poco razonables teniendo en cuenta la evidencia encontrada para el caso colombiano; adicionalmente, como

---

<sup>23</sup> Resultado que probablemente está asociado a los pocos años que tienen en el panel como advierten Alonso-Borrego y Arellano (1999) y Blundell y Bond (1998).

<sup>24</sup> La siguiente sección desarrolla de forma general los métodos *System GMM* y *GMM en diferencias*.

sostienen Cárdenas y Bernal (2004), los costos de ajuste son altos en Colombia, en especial los asociados al despido de trabajadores. No obstante, las estimaciones *System GMM* arrojan un estimado del coeficiente de la dinámica de 0.88 para el empleo obrero y de 0.60 para el empleo no obrero, lo que implica que los costos de ajuste son significativamente más altos para el empleo obrero, con periodos de ajuste ante choques externos de 1.36 años en el caso del empleo no obrero y 3.1 años en el caso del empleo obrero.

Finalmente, Roberts y Skoufias (1997) estiman funciones de demanda para el empleo obrero y no obrero. Aunque los autores, a diferencia de Fajnzylber y Maloney (2001), tienen en cuenta la simultaneidad latente en la demanda de los dos tipos de empleo, sus ejercicios sufren de graves problemas de especificación al no incluir la dinámica del empleo como producto de los costos salariales de las firmas. Los autores encuentran elasticidades empleo-producto de 0.89 en el empleo no obrero y 0.76 en el empleo obrero, mientras que la elasticidad empleo-salario es de -0.42 para el empleo no obrero y -0.65 para el empleo obrero.<sup>25</sup>

Trabajos adicionales han estimado las demandas de empleo utilizando datos agregados a nivel de sector o con series de tiempo. Arango y Rojas (2004) presenta una revisión de estos documentos.

## 2. Análisis descriptivo.

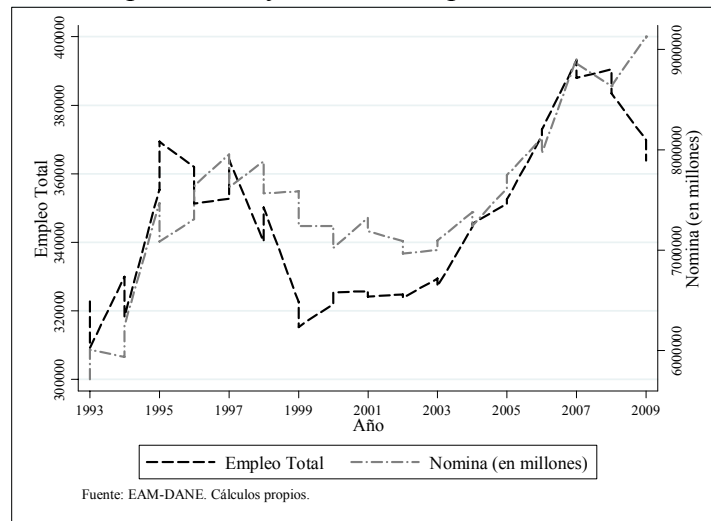
A continuación se presentan algunos de los hechos más destacados del empleo y los salarios en la industria manufacturera colombiana para el periodo 1993-2009 utilizando la información de los paneles de firmas construidos.

A nivel agregado se observa una caída del empleo para los años 1997 a 1999 (ver gráfico 3), periodo en el que la economía colombiana sufrió la peor crisis de su historia. Posterior a 1999, el empleo total y promedio de la industria se recupera, aunque para el periodo 2008 se observa una desaceleración nuevamente en el empleo total. A su vez, los salarios muestran un crecimiento importante previo a la crisis de fin de siglo. Posterior a la crisis este crecimiento se ha moderado.

---

<sup>25</sup> Las estimaciones presentadas en este artículo son comparables a las expuestas por Arango y Rojas (2004) y Fajnzylber y Maloney (2001). Una aproximación que permite confrontar las elasticidades encontradas por Roberts y Skoufias (1997), se presenta en el cuadro 3 del anexo 3.

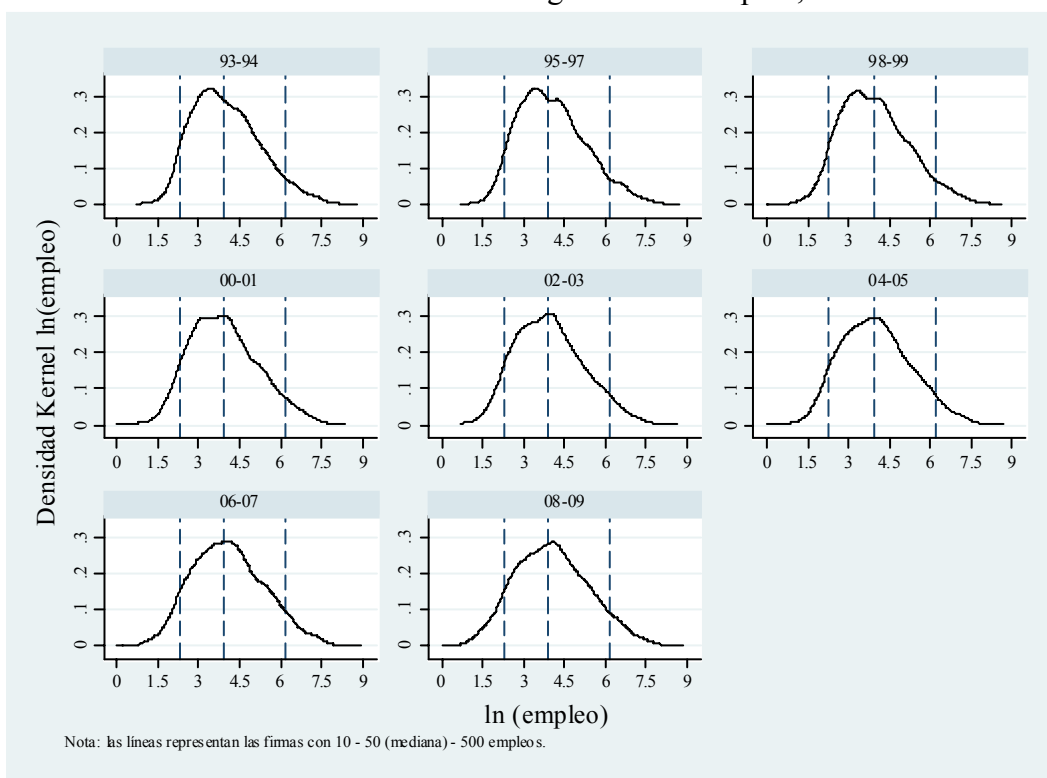
Gráfico 3. Empleo Total y Nómina del panel de firmas 1993-2009



A nivel micro se observan comportamientos interesantes en el empleo y los salarios. El gráfico 4 presenta el *kernel* del logaritmo natural del empleo por periodos de dos años entre 1993 y 2009. El gráfico incluye tres líneas de referencia que permiten identificar firmas con menos de 10 empleados, entre 10 y 50 empleados (la mediana de todo el periodo), entre 50 y 500 empleados y 500 empleados o más. A grandes rasgos se observa un incremento en las firmas con menos de 10 empleados para el periodo de análisis, lo cual puede ser producto de la forma como las firmas registraban la información (ver pie de página 26). Las firmas entre 10 y 50 empleados han caído a juzgar por la masa que desaparece por encima de la línea ubicada en 0.3 en el eje *y*. Asimismo, el número de firmas con entre 50 y 500 empleados ha crecido durante el periodo de análisis. Las firmas con más de 500 empleados parecen mantener su participación.



Gráfico 4. Densidad *kernel* del logaritmo del empleo, 1993-2009



El gráfico 5 condiciona el *kernel* del salario promedio al tamaño de la firma. En particular se definen tres tamaños usando la variable empleo: firmas con menos de 50 empleados (mediana del empleo), firmas entre 50 y 128 empleados (percentil 75) y firmas con más de 128 empleados (cuarto cuartil). En general, se observa que a mayor tamaño de la firma más sesgada es la distribución hacia la derecha y mayor es el salario promedio. De igual manera, se observa que la distribución de las firmas medianas y grandes se aleja del salario mínimo significativamente, mientras que la cola inferior de la distribución de las firmas pequeñas es dominada por el salario mínimo, comportamiento que se acentúa para el final del periodo de análisis.

Finalmente, el gráfico 6 condiciona los salarios al tipo de empleo para el periodo 2000-2009. Se aprecia que los profesionales tienen una mayor cota que los empleados administrativos y obreros. No obstante, los empleados administrativos han mejorado relativamente sus salarios y para el año 2008-2009 no existen grandes diferencias en sus costos salariales con respecto a los empleados profesionales que mantienen sus costos estables. A su vez, el costo laboral de los obreros parece estar atado al nivel del salario mínimo, pues se observa una alta acumulación en torno a este valor. En promedio, un trabajador no obrero, es decir, administrativo o profesional, cuesta dos veces más que un trabajador obrero.

Gráfico 5. Densidad *Kernel* del logaritmo del salario por tamaño de firma, 1993-2009

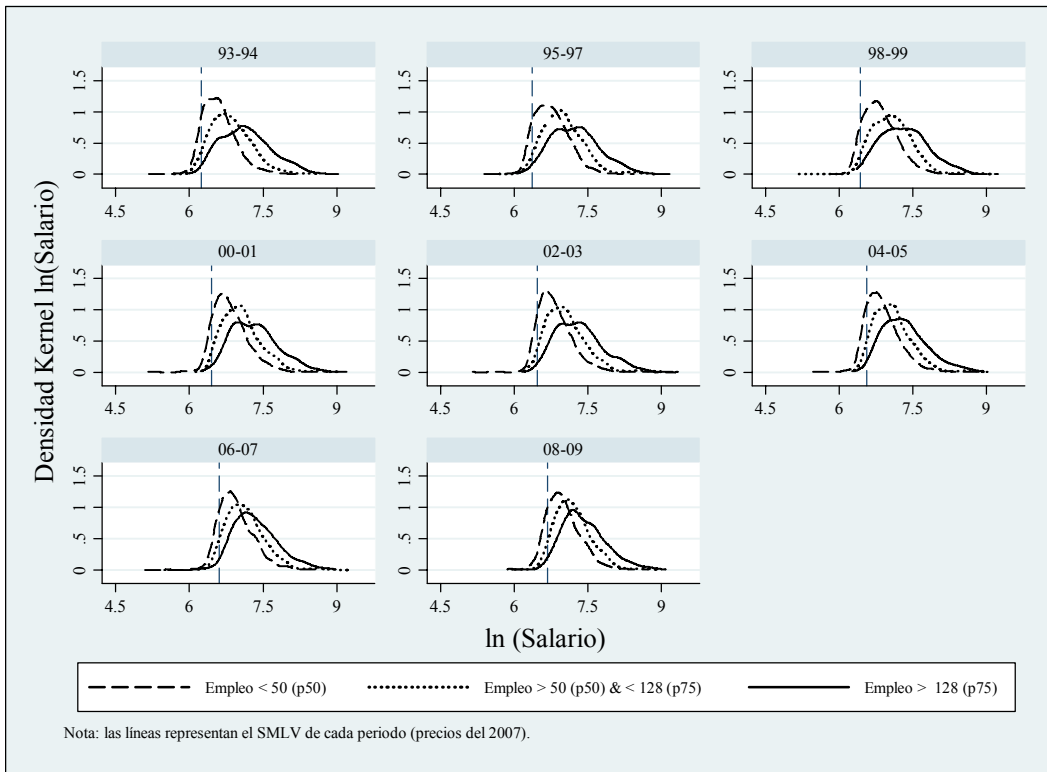
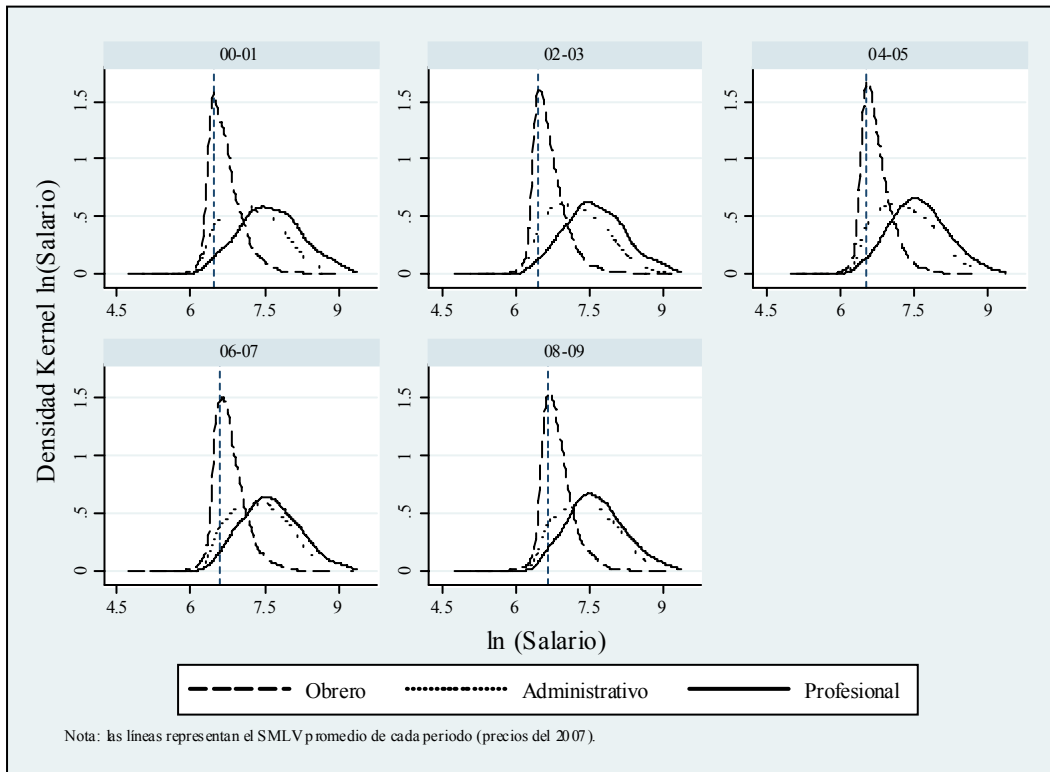


Gráfico 6. Densidad *Kernel* del logaritmo del salario por tipo de empleo, 1993-2009



## IV. Estimaciones con panel Dinámico

Una primera etapa de estimación incluye los cálculos de las principales elasticidades asociadas a la demanda de empleo en Colombia utilizando los métodos de panel dinámico. A continuación se presentan los principales resultados de la estimación de la ecuación (5) para los periodos 1993-2009 y 2000-2009.

Dada la imposibilidad de contar con el costo de uso del capital, se supone que éste es un factor cuasi-fijo y en lugar de su costo se utiliza su nivel. Es necesario incluir esta variable en los ejercicios empíricos y así evitar posibles sesgos asociados a la omisión de variables relevantes. Se utilizaron diferentes *proxy* del capital como la maquinaria y equipo, encontrando resultados similares.

Las estimaciones presentadas incluyen cálculos a nivel de firma y establecimiento; en ambos casos se encuentran resultados muy similares (ver definiciones en el anexo 2). Así mismo, se utilizaron diferentes especificaciones que incluían diferente número de rezagos, la mejor de ellas fue la que incluía dos, tanto para el periodo 1993-2009 como 2000-2009<sup>26</sup>, pues todos los coeficientes fueron estadísticamente significativos y no se rechazaba la hipótesis nula de no correlación serial de los errores. También se incluyeron efectos fijos de tiempo en todos los modelos.

El cuadro 2 presenta los resultados para los paneles de firmas y establecimientos para el periodo 1993-2009. En el caso de las firmas, las regresiones OLS y FE, permiten inferir el coeficiente que recoge la dinámica de la demanda laboral, que se encuentra en el intervalo  $(\rho_1 + \rho_2) \in (0.68, 0.95)$ .<sup>27</sup> Se debe notar, que tanto los estimadores de *GMM en diferencias*, como *System GMM*, producen estimativos que caen en este intervalo. Las estimaciones para el caso de establecimientos son similares (ver cuadro 1 en el anexo).

A su vez, tanto en el caso del panel de firmas como de establecimientos, los estimativos de la elasticidad empleo-salario se encuentran entre -0.07 y -0.11, mientras que la elasticidad empleo-producto está en el intervalo 0.06-0.12. Para el caso del capital la elasticidad es de 0.01.<sup>28</sup> Las estimaciones de la demanda incondicionada arrojan resultados similares (ver el anexo 3, cuadros A3 y A4).

Las estimaciones de la ecuación 5 para el periodo 2000-2009 se muestran en el cuadro 3. Los resultados a nivel de establecimiento se presentan en el cuadro 2 del anexo. Aunque el estimador *GMM en diferencias* para el periodo 1993-2009 es bastante robusto, es importante advertir que este puede presentar sesgos importantes cuando las observaciones temporales son pocas (ver Alonso-Borrego y Arellano, 1999; Blundell y Bond, 1998). Este problema es más importante

---

<sup>26</sup>No obstante, las elasticidades no son significativamente diferente de aquellas encontradas en las especificaciones con un único rezago.

<sup>27</sup> Para el caso de los establecimientos el intervalo sería  $(\rho_1 + \rho_2) \in (0.67, 0.95)$ .

<sup>28</sup> La relación entre el empleo y el capital no necesariamente se captura con una variable tan general como la usada en este ejercicio. El empleo reacciona de manera más fuerte a variables asociadas a las tecnologías de la información como los computadores, Internet o software. Un ejercicio posterior es medir el impacto de este tipo de variables en la demanda de empleo.

cuando se instrumenta un mayor número de variables, así que para el periodo 2000-2009, es de esperarse que la mejor aproximación sea la obtenida a partir del estimador *System GMM*.

Cuadro 2

nt	Estimación Demanda Condicionada de Empleo, Firmas de más de 10 empleados 1993-2009				
	OLS	FE	GMM Dif (1)	GMM Dif (2)	GMM Sys
$n_{t-1}$	0.856***	0.673***	0.845***	0.708***	0.834***
$n_{t-2}$	0.089***	0.003	0.051***	0.034***	0.06***
$w_t$	-0.457***	-0.447***	-0.458***	-0.466***	-0.483***
$w_{t-1}$	0.364***	0.288***	0.349***	0.325***	0.373***
$w_{t-2}$	0.043***	0.01	0.026**	0.03***	0.03***
$k_t$	0.057***	0.056***	0.046***	0.03***	0.052***
$k_{t-1}$	-0.034***	-0.025***	-0.025***	-0.026***	-0.029***
$k_{t-2}$	-0.02***	-0.009**	-0.011***	-0.013***	-0.016***
$y_t$	0.3***	0.305***	0.275***	0.256***	0.299***
$y_{t-1}$	-0.166***	-0.104***	-0.145***	-0.104***	-0.148***
$y_{t-2}$	-0.098***	-0.025***	-0.063***	-0.037***	-0.08***

\*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%

Nota: GMM Dif (1) solo considera como variables endógenas el empleo y el salario. GMM Dif (2) y GMM Sys consideran endógenas todas las variables. Los resultados son robustos a la heterocedasticidad y la autocorrelación.

En este caso, el coeficiente que recoge la dinámica de la demanda laboral ( $\rho_1 + \rho_2$ ) es igual a 0.71 con el estimador *GMM en diferencias* y 0.83 con el estimador *System GMM*. La elasticidad empleo-salario obtenida es de -0.11, la de empleo-producto 0.13 y la del capital -0.01 bajo este último estimador.

Cuadro 3

nt	Estimación Demanda Condicionada de Empleo, Firmas de más de 10 empleados 2000-2009				
	OLS	FE	GMM Dif (1)	GMM Dif (2)	GMM Sys
$n_{t-1}$	0.874***	0.552***	0.883***	0.699***	0.815***
$n_{t-2}$	0.075***	-0.052***	0.033**	0.016	0.02
$w_t$	-0.467***	-0.449***	-0.479***	-0.546***	-0.495***
$w_{t-1}$	0.387***	0.25***	0.402***	0.324***	0.373***
$w_{t-2}$	0.039***	-0.007	0.015	0.004	0.005
$k_t$	0.054***	0.049***	0.039***	0.01	0.029***
$k_{t-1}$	-0.034***	-0.017***	-0.026***	-0.029***	-0.036***
$k_{t-2}$	-0.016***	0.004	-0.006	0.002	-0.008*
$y_t$	0.286***	0.297***	0.252***	0.25***	0.286***
$y_{t-1}$	-0.154***	-0.057***	-0.133***	-0.091***	-0.121***
$y_{t-2}$	-0.097***	0.012	-0.066***	-0.02*	-0.032

\*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%

Nota: GMM Dif (1) solo considera como variables endógenas el empleo y el salario. GMM Dif (2) y GMM Sys consideran endógenas todas las variables. Los resultados son robustos a la heterocedasticidad y la autocorrelación.

Adicionalmente, para el periodo 2000-2009 se calcularon demandas de empleo obrero y no obrero. Los cuadros 4 y 5 presentan los resultados para el panel de firmas respectivo. Las

estimaciones *System GMM* muestran que el coeficiente de la dinámica del empleo no obrero es significativamente menor al del empleo obrero, mientras el primero es de 0.75, el de los obreros es de 0.86. Esto sugiere mayores costos de ajuste en el empleo obrero del sector manufacturero colombiano, que el del no obrero. Resultados similares, en un contexto general asociado a los trabajadores no calificados, ha sido ampliamente discutido por López y Lasso (2008), y López (2010). Los autores argumentan que los trabajadores no calificados en Colombia tienen un costo salarial indexado al costo del salario mínimo, llevando a una fuerte rigidez en el precio del trabajo sin formación superior. En este sentido, el gráfico 7 evidencia que para el periodo 2000-2007, el empleo obrero presenta una fuerte acumulación en torno al costo del salario mínimo.

La elasticidad empleo-salario encontrada para estos ejercicios es de -0.074 en el empleo obrero y -0.13 en el empleo no obrero, mientras que la elasticidad salario cruzada es de 0.035 para el empleo obrero. La elasticidad salario cruzada para el empleo no obrero no es estadísticamente significativa. Adicionalmente, la elasticidad empleo-producto es significativamente más grande para el empleo no obrero, pues mientras que para este grupo es de 0.20, para los obreros es del 0.11, lo que implica que el empleo no obrero es mucho más sensible a la dinámica productiva de las firmas.

En general, la longitud media del periodo de ajuste a choques exógenos de las firmas está dada por  $\ln(0.5)/\ln(\rho)$ , es decir, en el largo plazo el periodo de ajuste del empleo total es de aproximadamente 2.3 años para el periodo 1993-2009, y de 3.8 años en el periodo 2000-2009, mientras que para el empleo obrero es de 4.6 años y el empleo no obrero 2.4 años (ver cuadro 6). Lo anterior implica que la velocidad de ajuste del empleo ante choques externos se ha disminuido en los últimos años.

Cuadro 4

eot	Estimación Demanda Condicionada Empleo Obrero, Firmas por tipo de empleo 2000-2009				
	OLS (1)	FE (1)	GMM Dif (1) I	GMM Dif (2) I	GMM Sys I
eo <sub>t-1</sub>	0.809***	0.49***	0.8***	0.685***	0.778***
eo <sub>t-2</sub>	0.139***	-0.034***	0.084***	0.052***	0.079***
w_eo <sub>t</sub>	-0.445***	-0.432***	-0.46***	-0.481***	-0.455***
w_eo <sub>t-1</sub>	0.316***	0.196***	0.315***	0.298***	0.34***
w_eo <sub>t-2</sub>	0.061***	0.002	0.032*	0.021	0.04**
w_eno <sub>t</sub>	0.055***	0.052***	0.052***	0.039***	0.058***
w_eno <sub>t-1</sub>	-0.039***	-0.028***	-0.032***	-0.031***	-0.033***
w_eno <sub>t-2</sub>	0.000	0.005	0.004	-0.006	0.009
k <sub>t</sub>	0.053***	0.049***	0.04***	-0.004	0.029**
k <sub>t-1</sub>	-0.03***	-0.012*	-0.022***	-0.035***	-0.039***
k <sub>t-2</sub>	-0.018***	0.001	-0.009*	-0.005	-0.015***
y <sub>t</sub>	0.336***	0.343***	0.303***	0.289***	0.331***
y <sub>t-1</sub>	-0.176***	-0.062***	-0.156***	-0.123***	-0.149***
y <sub>t-2</sub>	-0.131***	0.009	-0.083***	-0.031**	-0.077***

\*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%

Nota: GMM Dif (1) solo considera como variables endógenas el empleo y el salario. GMM Dif (2) y GMM Sys consideran endógenas todas las variables. Los resultados son robustos a la heterocedasticidad y la autocorrelación. La variable "eo" representa al empleo obrero, mientras que "eno" representa el empleo no obrero.

Las elasticidades ajustadas o de largo plazo se muestran en el cuadro 6. La elasticidad producto de largo plazo es de aproximadamente 0.45 para el periodo 1993-2009 y 0.80 para el periodo

2000-2009. Por tipos de empleo se observa una elasticidad para el empleo no obrero de 0.78 y de 0.73 para el obrero.

Cuadro 5

enot	Estimación Demanda Condicionada Empleo no Obrero, Firmas por tipo de empleo 2000-2009				
	OLS (1)	FE (1)	GMM Dif (1) I	GMM Dif (2) I	GMM Sys I
eno <sub>t-1</sub>	0.776***	0.467***	0.712***	0.63***	0.683***
eno <sub>t-2</sub>	0.143***	-0.029**	0.087***	0.061***	0.063***
w_eo <sub>t</sub>	0.024	0.04**	0.028	0.039*	0.018
w_eo <sub>t-1</sub>	-0.015	0.008	-0.019	0.002	-0.006
w_eo <sub>t-2</sub>	-0.008	0.019	0.003	0.022	0.015
w_eno <sub>t</sub>	-0.554***	-0.545***	-0.558***	-0.569***	-0.564***
w_eno <sub>t-1</sub>	0.434***	0.27***	0.396***	0.384***	0.406***
w_eno <sub>t-2</sub>	0.076***	-0.014	0.051***	0.038***	0.031**
k <sub>t</sub>	0.062***	0.059***	0.047***	0.012	0.03
k <sub>t-1</sub>	-0.031***	-0.009	-0.021**	-0.024**	-0.029***
k <sub>t-2</sub>	-0.027***	0.014*	-0.002	0.002	-0.009
y <sub>t</sub>	0.227***	0.232***	0.215***	0.195***	0.236***
y <sub>t-1</sub>	-0.08***	-0.004	-0.049***	-0.028*	-0.046***
y <sub>t-2</sub>	-0.087***	0.034***	-0.036***	-0.016	0.009

\*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%

Nota: GMM Dif (1) solo considera como variables endógenas el empleo y el salario. GMM Dif (2) y GMM Sys consideran endógenas todas las variables. Los resultados son robustos a la heterocedasticidad y la autocorrelación. La variable "eo" representa al empleo obrero, mientras que "eno" representa el empleo no obrero.

Cuadro 6

Elasticidades de la demanda de empleo ajustadas, firmas				
Elasticidades Empleo	Empleo total 1993-2009*	Empleo total 1993-2009**	Empleo No obrero 2000-2009**	Empleo Obrero 2000-2009**
Rho	0,74	0,83	0,75	0,86
Tiempo Medio de Ajuste	2,32	3,82	2,37	4,49
Salario	-0,11	-0,12	-0,13	-0,08
Salario ajustado	-0,43	-0,70	-0,50	-0,52
Producto	0,12	0,13	0,20	0,11
Producto ajustado	0,45	0,80	0,78	0,73
Salario cruzado	-	-	-	0,03
Salario cruzado ajustado	-	-	-	0,24

\* Utiliza los cálculos del modelo GMM Dif (2)

\*\* Utiliza los cálculos del modelo GMM Sys

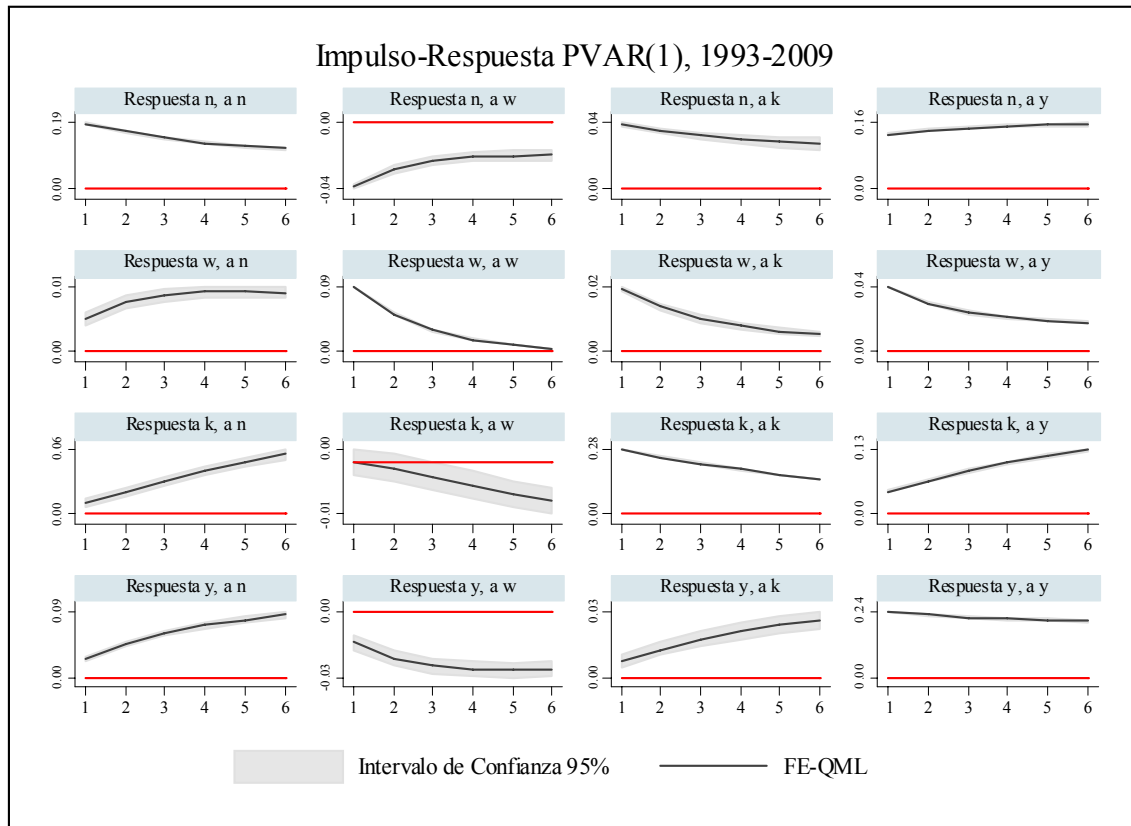
Nota: las elasticidades se ajustan dividiendo por (1-Rho), ver Hamermesh (1993).

Es importante anotar que a pesar de la amplia gama de resultados que incluye la estimación de paneles dinámicos, éstos son sensibles al tipo de instrumentación que se utilice. Además, son metodologías limitadas dado que no aprovechan completamente la información de las series de tiempo y la interdependencia entre variables como lo advierte Hamermesh (1999, 2000). En los ejercicios de panel dinámico no se tiene en cuenta la posibilidad de un marco de decisión simultánea, además de no considerarse la posibilidad de tener problemas de series no estacionarias, entre otras características de los datos. Con el objetivo de avanzar en las propuestas de Hamermesh (1999, 2000), la siguiente sección implementa estimaciones Panel VAR que permiten analizar la dinámica del empleo dentro de un sistema de decisiones conjuntas de las firmas.

## V. Estimaciones Panel VAR y análisis Impulso-Respuesta

Los coeficientes  $\Phi$  de la ecuación (11) fueron estimados por los tres métodos presentados en la sección metodológica.<sup>29</sup> Como se mencionó previamente, el método *FE-QML* permite controlar por fenómenos asociados a las unidades microeconómicas - por ejemplo los efectos fijos de firma, la simultaneidad de decisiones y la dinámica del empleo -, así como por las características asociadas a las series de tiempo - por ejemplo la posible presencia de procesos no estacionarios -, lo cual permite producir estimaciones robustas. No obstante, en este ejercicio se presenta los resultados del cálculo de las funciones de impulso-respuesta para los tres métodos mencionados en la metodología: *FE-QML*, GMM extendido y GMM estándar (ver anexo 3. Gráficos 2, 3 y 4). Los gráficos 7, 8 y 10 presentan las funciones de impulso-respuesta calculados por el método *FE-QML* con sus respectivos intervalos de confianza, al 95 por ciento de confiabilidad. La primera fila de estos gráficos muestra las respuestas del empleo ( $n$ ) a choques exógenos del mismo, el salario ( $w$ ), el capital ( $k$ ) y el producto ( $y$ ). La segunda, tercera y cuarta fila muestran las respuestas del salario, el capital y el producto, respectivamente. Todos los choques fueron estandarizados a una desviación estándar y se muestran los efectos de 6 periodos (años).

Gráfico 7.



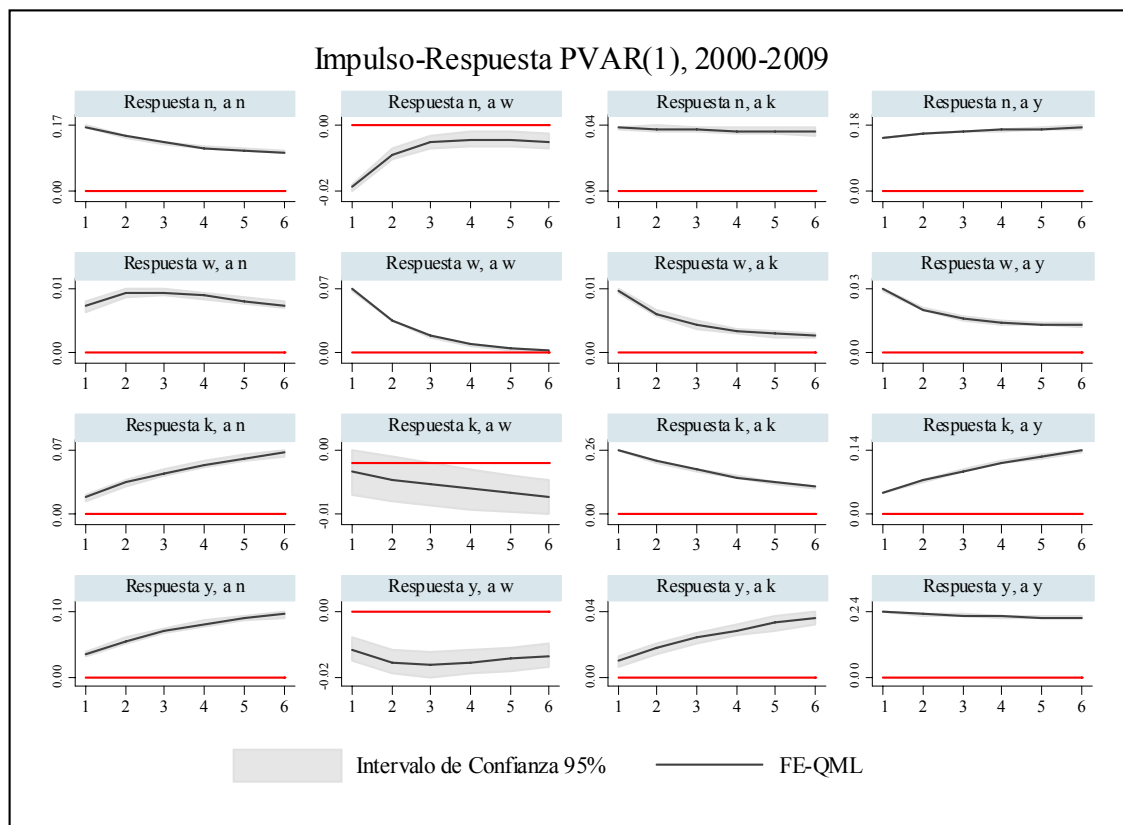
Fuente: Cálculos Propios

<sup>29</sup> Todas las estimaciones controlan por efectos fijos de tiempo.

La estimación de los modelos Panel VAR revela una alta persistencia del empleo, en particular el coeficiente estimado del empleo rezagado con el modelo *FE-QML* es de 0.86 (ver anexo 3), mientras que el modelo GMM extendido arroja un valor de 0.72 para el periodo 1993-2009. Este resultado se refleja en las funciones de impulso-respuesta construidas con los diferentes modelos. Para el periodo 2000-2009 existe una historia similar; el coeficiente estimado del empleo rezagado con el modelo *FE-QML* es de 0.81 (ver anexo 3).

Así mismo, las funciones de impulso-respuesta revelan que ante un choque en la producción de una desviación estándar, se observa una reacción positiva entre 0.13 y 0.15 desviaciones estándar (d. e.) en el empleo, durante los primeros periodos, cuando se emplea información de 1993 a 2009. Este resultado contrasta con la respuesta encontrada ante cambios en el capital, la cual está alrededor de 0.04 d. e. Por su parte, un choque del salario de una desviación estándar tiene un efecto sobre el empleo de aproximadamente -0.04 desviaciones estándar con el método GMM estándar y de -0.035 d. e. con el método *FE-QML*. Después de 6 periodos el choque es de aproximadamente -0.02 d. e. o menos. El capital y el producto también se verían afectados negativamente con un incremento en el salario, el capital en menor magnitud pero por un período más largo que el producto. Finalmente, ante un choque de una desviación estándar de la variable capital se observa un efecto de entre 0.02 y 0.04 d. e. con el método *FE-QML*, mientras que con los otros métodos no parece existir un efecto importante.

Gráfico 8.



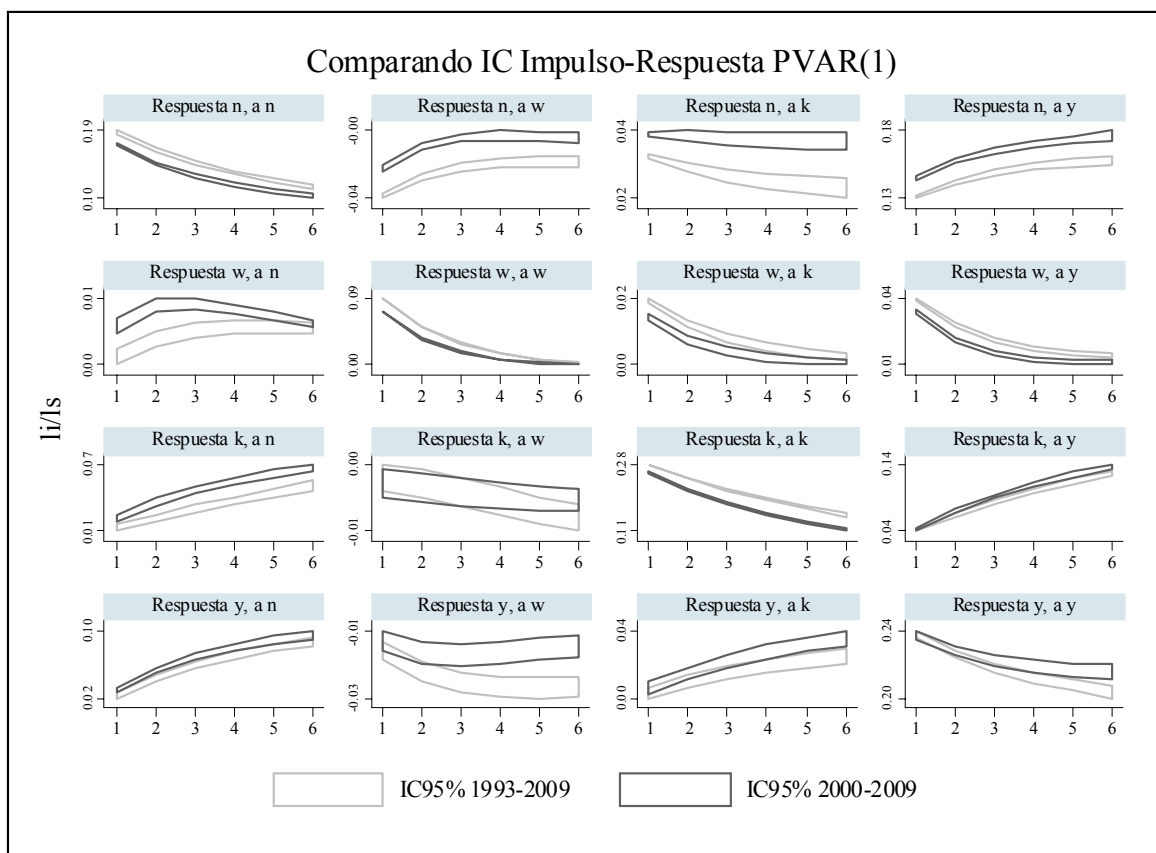
Fuente: Cálculos Propios.



Aunque cualitativamente no observan grandes diferencias entre las funciones de impulso respuesta calculada para los periodos 1993-2009 y 2000-2009 (Gráfico 8), sí se observan algunas diferencias significativas (ver comparación de intervalos de confianza Gráfico 9) en términos cuantitativos. Primero, la persistencia del empleo total habría disminuido para el periodo 2000-2009 en comparación con el periodo 1993-2009. De hecho, el coeficiente del rezago es mayor en este último caso, frente al primero. Segundo, esta caída en la persistencia, estuvo acompañada de una menor respuesta del empleo frente a cambios en el salario, y una mayor respuesta frente al producto y al capital, para el periodo 2000-2009 frente al de 1993-2009. Entre 2000 y 2009 el efecto de incrementos en el salario también afecta significativamente menos al producto.

En general, la reacción del empleo a su dinámica es relevante y persistente, lo cual podría estar asociado a la importancia que pueden tener los costos de ajustes en la demanda de empleo manufacturero colombiano. Sin embargo, cabe destacar la caída en la persistencia en última década, sugerida por lo encontrado por las funciones de impulso-respuesta. De igual manera, un aspecto adicional a subrayar, es el hecho de que los choques asociados al producto de la firma son los que tienen el mayor impacto sobre la demanda de empleo, además de presentar un efecto persistente por varios periodos. Finalmente, es notable la consistencia de los resultados entre los dos periodos analizados.

Gráfico 9.



Como conclusión preliminar, se podría afirmar que aunque todas las variables analizadas tienen efectos sobre la demanda de empleo, el producto es el que presenta el mayor impacto sobre ésta.

Igualmente se destaca la alta persistencia del empleo, y su eventual disminución durante los últimos 10 años.

Para el periodo 2000-2009 se desarrolla un análisis similar al anterior por tipo de empleo. Así, el vector de variables endógenas,  $W$ , ahora incluye el empleo no obrero –trabajadores profesionales y administrativos-, el empleo obrero, el salario no obrero, el salario obrero, el capital y el producto. Los resultados de las funciones impulso-respuesta se presentan en el gráfico 10.

Las estimaciones reflejan una alta persistencia en los dos tipos de empleo. En particular el coeficiente estimado del empleo obrero rezagado en la ecuación de empleo obrero con el modelo *FE-QML* es de 0.71, mientras que el coeficiente del empleo no obrero rezagado en la ecuación de empleo no obrero es de 0.75. Las funciones de impulso-respuesta producen resultados en el mismo sentido.

La respuesta del empleo no obrero a su propio salario es negativa (aunque las respuestas encontradas por el método *FE-QML* y GMM extendido son mucho más pequeñas) y se desvanece rápidamente a cero a aproximadamente al segundo año.<sup>30</sup> No obstante, la respuesta del empleo obrero ante un choque de una desviación estándar de su propio salario es de aproximadamente - 0.06 desviaciones estándar, y su efecto perdura más en el tiempo, que para el caso del empleo no obrero. Esta respuesta del empleo obrero a su salario es significativamente mayor a la encontrada para el empleo no obrero, así como la duración de su efecto en el tiempo, reflejando una mayor sensibilidad del empleo obrero a su salario.

Por su parte, se registra un leve efecto cruzado positivo de los salarios en el primer período. Este hecho junto con el mencionado en el párrafo anterior, muestra dos cosas: primero, una respuesta mucho más fuerte por parte del empleo obrero a variaciones en su salario, y segundo, una respuesta (negativa) mayor del empleo obrero y no obrero (a partir del segundo año) a variaciones del salario obrero, que a variaciones en el salario no obrero (Ver igualmente gráfico 4 del anexo).

Como el caso del empleo total, los choques asociados al producto tienen un gran efecto sobre la demanda de empleo obrero y no obrero, aunque los efectos son más importantes para el empleo no obrero. Mientras que la respuesta del empleo no obrero está entre 0.14 y 0.16 desviaciones estándar, la del empleo obrero está alrededor de 0.8 y 0.9 desviaciones estándar en los primeros periodos. Por último, las respuestas al capital, al igual que en el empleo total, están entre 0.03 y 0.04 desviaciones estándar, reflejando una baja respuesta ante variaciones del capital, si se le compara con respecto a la respuesta del producto.

En general, los resultados encontrados sugieren lo siguiente: Primero, la respuesta del empleo obrero a un choque sobre su salario de una desviación estándar es significativamente mayor que la respuesta del empleo no obrero ante un choque de su salario, en términos de desviación estándar. Segundo, la respuesta del empleo no obrero ante un choque sobre el producto de las firmas en los primeros períodos es mayor (casi el doble) que la respuesta del empleo obrero. Tercero, los resultados encontrados para la industria no sugieren respuestas significativas en el empleo ante variaciones de los salarios cruzados; la reacción del empleo no obrero ante choques

---

<sup>30</sup> La respuesta es de alrededor del 13% con el método GMM estándar.

del salario obrero es positiva en el primer año, y se desvanece. Para el empleo obrero este efecto es positivo en el primer año.<sup>31</sup> Por último, no se observan grandes diferencias en la respuesta del empleo no obrero o en la del obrero, ante choques en el capital.<sup>32</sup>

Otro aspecto a resaltar es que aumentos en los salarios afectan negativamente el producto, en mayor magnitud el salario obrero, y adicionalmente, incrementos en el salario obrero también disminuyen el capital.

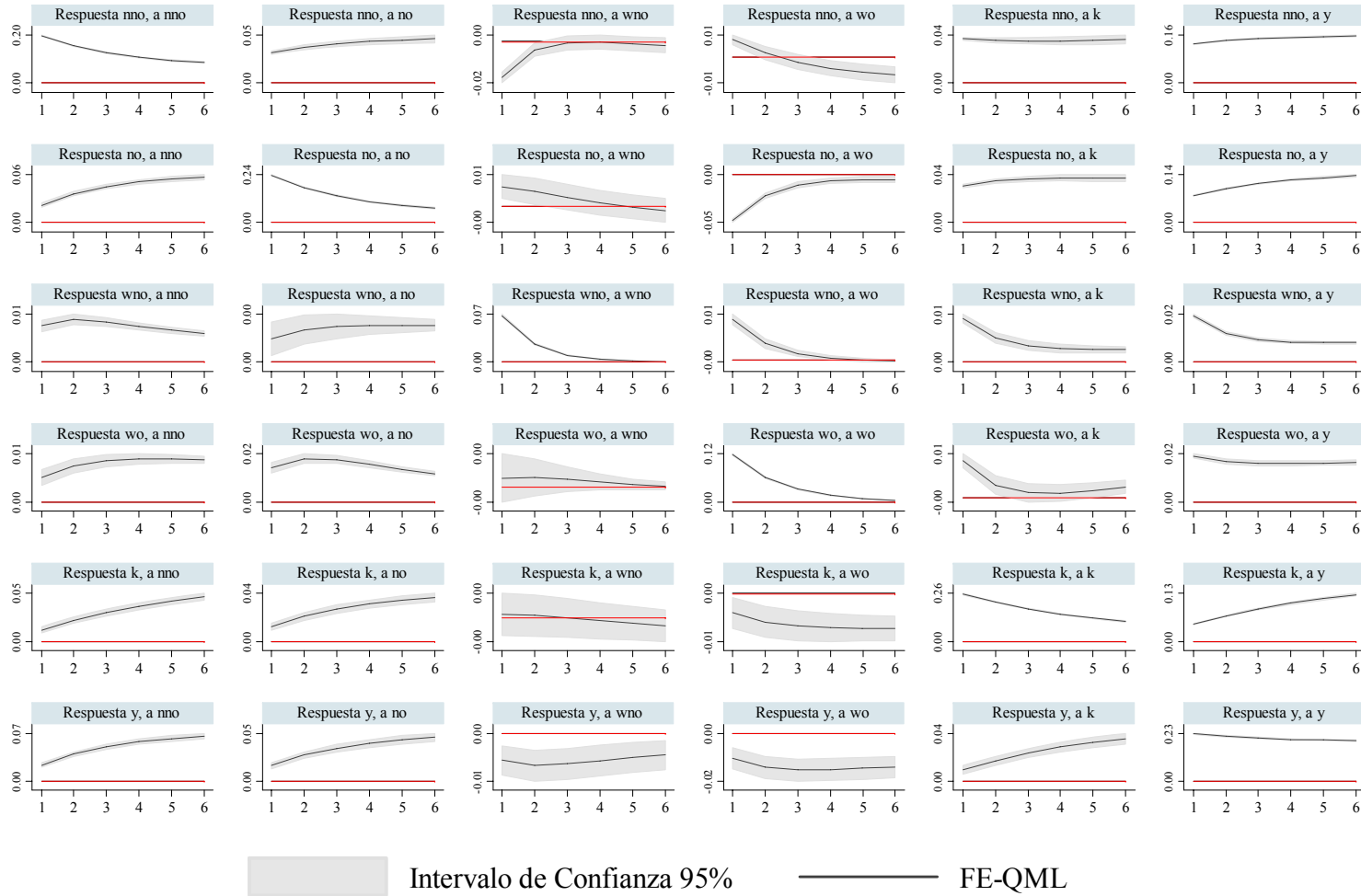
---

<sup>31</sup> Parte de este resultado puede estar explicado por la temporalidad del choque, ya que los efectos de sustitución de empleo obrero por empleo no obrero se observan principalmente ante cambios persistentes del salario obrero.

<sup>32</sup> Esto se debe principalmente a que el capital en las ecuaciones se incluye más como un control, y puede no estar reflejando de forma adecuada el costo de uso. Ver Brown and Christensen (1981), Berman, Bound y Griliches (1994) y Hijzen y Swaim (2010), Senses (2010) y O'Mahony, Robinson and Vecchise (2008) para una discusión más amplia al respecto sobre la estrategia implementada.

Gráfico 10

### Impulso-Respuesta por tipo de empleo PVAR(1), 2000-2009



## VI. Discusión y Conclusiones

Este trabajo estudia la dinámica del empleo manufacturero en Colombia durante el periodo 1993-2009, actualizando estimaciones previas que contaban con cifras hasta la década de los noventa. Adicionalmente, los resultados se obtienen con base en metodologías de estimación de la demanda de empleo que contribuyen a superar limitaciones de las anteriores que han sido previamente señaladas por autores como Hamermesh (1999). En particular, se estiman modelos Panel VAR siguiendo la metodología desarrollada por Binder, Hsiao y Pesaran (2005), la cual corrige varios problemas de los paneles dinámicos entre los cuales se encuentran los posibles sesgos asociados a la simultaneidad entre las variables, los problemas de identificación relacionados con la presencia de raíces unitarias y los sesgos asociados a la posible correlación entre la matriz de varianzas-covarianzas y la varianza de los efectos fijos de las firmas. Vale la pena resaltar que las conclusiones que se derivan de los resultados obtenidos aplicando las diferentes metodologías, son bastante consistentes, lo cual indica la robustez de los resultados.

Como se ilustra en el Cuadro 7, cuando se contrastan las elasticidades obtenidas con el PVAR con las obtenidas con GMM en diferencias, o con el GMM System, se encuentra con el PVAR un mayor efecto del salario ( $w$ ) en todo el periodo comprendido entre 1993 y 2009 que el que se obtiene con los otros métodos al acumular el efecto de los últimos dos o tres periodos, aunque de menor magnitud a entre 2000 y 2009; y un mayor efecto del producto ( $y$ ) en ambos periodos.

Cuadro 7. Elasticidades del Empleo al Salario y el Producto, Estimadas con Diferentes Métodos

		E. <i>GMM Dif.</i>	e.e.	<i>t</i> -estadístico ( <i>PVAR-GMM Dif</i> )	E. <i>GMM Sys.</i>	e.e.	<i>t</i> -estadístico ( <i>PVAR-GMM Sys.</i> )	Imp-Resp <i>PVAR</i>	e.e.
<b>Periodo 1993-2009</b>									
<i>w</i>	<i>t</i>	-0.466	0.020	<b>16.95</b>	-0.483	0.0154	<b>22.68</b>	-0.131	0.00216
	<i>t, t-1</i>	-0.141	0.022	0.46	-0.110	0.0158	-1.31		
	<i>t, t-1, t-2</i>	-0.111	0.024	-0.81	-0.080	0.0177	<b>-2.84</b>		
<i>y</i>	<i>t</i>	0.256	0.010	<b>4.49</b>	0.299	0.0086	0.30	0.301	0.00084
	<i>t, t-1</i>	0.152	0.014	<b>10.66</b>	0.151	0.0120	<b>12.51</b>		
	<i>t, t-1, t-2</i>	0.115	0.016	<b>11.55</b>	0.070	0.0162	<b>14.22</b>		
<b>Periodo 2000-2009</b>									
<i>w</i>	<i>t</i>	-0.546	0.027	<b>16.94</b>	-0.495	0.0196	<b>20.78</b>	-0.084	0.00266
	<i>t, t-1</i>	-0.222	0.035	<b>3.87</b>	-0.122	0.0258	1.44		
	<i>t, t-1, t-2</i>	-0.218	0.038	<b>3.50</b>	-0.116	0.0318	1.00		
<i>y</i>	<i>t</i>	0.250	0.011	<b>8.22</b>	0.286	0.0089	<b>5.99</b>	0.340	0.00098
	<i>t, t-1</i>	0.159	0.016	<b>11.65</b>	0.165	0.0122	<b>14.21</b>		
	<i>t, t-1, t-2</i>	0.138	0.029	<b>6.98</b>	0.133	0.0327	<b>6.31</b>		

En general, los resultados encontrados sugieren que los choques exógenos del producto son los que generan la mayor respuesta de las demandas de empleo total, empleo obrero y empleo no obrero, seguidos de los choques del capital y del salario. En términos generales la persistencia del empleo total, el empleo no obrero y obrero es alta. Las funciones de impulso-respuesta revelan mayor sensibilidad del empleo obrero a choques asociados a su propia dinámica. Lo anterior implicaría mayores costos de ajuste de la firma en el empleo obrero.

Así mismo, un choque exógeno de 1 desviación estándar en la producción incrementa en aproximadamente 0.15-0.16 desviaciones estándar el empleo total y el empleo no obrero, mientras incrementa solo en 0.07 desviaciones estándar el empleo obrero, lo que implica que la demanda de empleo no obrero es más sensible a los choques de producción.

A su vez, un choque exógeno del salario tiene un efecto sobre la demanda de empleo que está entre -0.07 y -0.035 desviaciones estándar. Particularmente, se encontró que la sensibilidad del empleo obrero a un choque sobre su salario de una desviación estándar es significativamente mayor que la respuesta del empleo no obrero ante un choque de su salario. No obstante, los resultados encontrados para la industria no sugieren respuestas significativas en el empleo ante variaciones de los salarios cruzados; la reacción del empleo no obrero ante choques del salario obrero es levemente positiva y se desvanecen rápidamente. Para el empleo obrero este efecto es casi nulo.

Los resultados muestran que si bien el crecimiento económico sería el principal motor del empleo industrial, el hecho de que sus efectos sean más moderados para el empleo obrero, sumado a los resultados de Tamayo (2011) en el sentido de que el empleo obrero sufriría más en las crisis y se beneficiaría menos en los auges, sugiere que políticas basadas meramente en el crecimiento económico podrían resultar insuficientes para el empleo obrero industrial. Para que la fuerza laboral que compone el empleo obrero industrial tenga una mejora sustancial en sus condiciones de vida, sería necesario además, promover su transición a mano de obra calificada. La falta de promoción de la transición de ese tipo de mano de obra a una más calificada, la deja sujeta a que choques en productividad, al incrementar la producción, afecten relativamente más la demanda de empleo no obrero que obrero, incrementando doblemente la desigualdad entre obreros y no obreros: vía una mayor demanda y salarios relativos de los segundos.

Por último, no se observan grandes diferencias en la respuesta del empleo tanto no obrero como obrero, ante choques en el capital. Es importante advertir que para este ejercicio se asumió el capital como un factor cuasi-fijo lo cual limita la identificación de los efectos de largo plazo del capital sobre el empleo. Como se mencionó anteriormente, este supuesto también es susceptible de llevar a una subestimación de las elasticidades de largo plazo del empleo con respecto al salario, ya que los ajustes del capital pueden conllevar a ajustes adicionales de los demás factores. Si las elasticidades de largo plazo estimadas se encuentran subestimadas es una pregunta empírica, que en casos como el de Senses (2010) se ha confirmado, pero en otros como el de Kim y Lee (2001) no. Lo ideal sería construir una medida de costo de uso de capital a nivel de firma, lo cual no es factible con los datos actuales. Una opción para trabajos futuros podría ser utilizar la aproximación adoptada por Senses (2010), quien incluyó efectos fijos de industria a 4 dígitos en la ecuación de demanda condicionada en diferencias, con el objeto de capturar los cambios diferenciales en los precios del capital entre las mismas.

Por otro lado, se podrían utilizar variables asociadas a nuevas tecnologías más que al capital – como las TICs - para capturar los efectos sustitución y complemento que estas variables puedan tener con el empleo (por ejemplo O'Mahony, Robinson y Vecchi, 2008).

Finalmente, se debería explorar con mayor detenimiento los efectos cruzados del empleo obrero y no obrero con los salarios, pues en los resultados de las estimaciones estos efectos son muy pequeños o nulos y diferentes resultados de la literatura colombiana muestran elasticidades de

sustitución importantes entre el empleo calificado y no calificado para el global de la economía Colombiana (ver Núñez y Sánchez, 1998, Santamaría, 2004, y Medina y Posso, 2010).

## Bibliografía

- AHN, S. y Schmidt, P. (1995) “Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data” *Journal of Econometrics* 68, 5–27.
- ALONSO-BORREGO, A. y Arellano, M. (1999) “Symmetrically Normalized Instrumental-Variable Estimation Using Panel Data” *Journal of Business and Economic Statistics*, 17(1), 36-49.
- ARANGO, C. y Rojas, A. (2004) “Demanda Laboral y Reforma Comercial en el Sector Manufacturero Colombiano: 1977-1999” *Ensayos sobre Política Económica*, 44, 96-154.
- ARELLANO, M. (2003) *Panel Data Econometrics*. Oxford University Press, New York.
- ARELLANO, M y Bond, S. (1991) “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations” *Review of Economic Studies*, 58, 277–297.
- ARELLANO, M. y Bover, O. (1995) “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models” *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.
- BALTAGI, B. (2003) *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley and Sons, New York.
- BERMAN, E.; Bound, J. y Griliches, Z. (1994) “Changes in the Demand for Skilled Labor within U.S. Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufacturers” *Quarterly Journal of Economics*, 109,367–397.
- BINDER, M.; Hsiao, C. y Pesaran, C. (2005) “Estimation and Inference in Short Panel Vector Autoregressions with Unit Roots and Cointegration” *Econometric Theory*, 21, 795–837.
- BLUNDELL, R. y Bond, S. (1998) “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models” *Journal of Econometrics*, 87, 115–143.
- BOND, S. (2002) “Dynamic Panel Data Models: a Guide to Micro Data Methods and Practice” *Portuguese Economic Journal*, 1, 141–162.
- BROWN, R. y Christensen, L. (1981) “Estimating Elasticities of Substitution in a Model of Partial Static Equilibrium: An Application to U.S. Agriculture, 1947 to 1974” En *Modeling and Measuring Natural Resource Substitution* editado por Ernst R. Berndt y Barry C. Field, eds. Cambridge, MA: MIT Press, 209-229.
- CLARK, K. y Freeman, R. (1980) “How Elastic is the Demand for Labor?” *Review of Economics and Statistics*, 62 (4), 509–520.
- CAMERON, C. y Trivedi, P. (2005) *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press, New York.
- CANOVA, F. y Ciccarelli, M. (2009) “Estimating Multicountry Var Models” *International Economic Review*, 50 (3), 929-959.
- CAO, B. y Sun, Y. (2009) “Asymptotic Distributions of Impulse Response Functions in Short Panel Vector Autoregressions” *Journal of Econometrics*, 163 (2), 127-143.
- CÁRDENAS, M. y Bernal, R. (2004) “Determinants of Labor Demand in Colombia. 1976–1996” NBER Chapters, en: *Law and Employment: Lessons from Latin American and the Caribbean*, 229-272.
- COAD, A. (2007) “Exploring the Mechanics of Firm Growth : Evidence from a Short-Panel VAR” *Documents de travail du Centre d'Economie de la Sorbonne r07037*, Université Panthéon-Sorbonne (Paris 1), Centre d'Economie de la Sorbonne.

- COAD, R. y Rao, R. (2010) "Firm growth and R&D expenditure" *Economics of Innovation and New Technology*, 19 (2), 127 – 145.
- COAD, A. y Broekel, T. (2011) "Firm Growth and Productivity Growth: Evidence from a Panel VAR" *Applied Economics*, 1466-4283.
- EPSTEIN, L. (1983) "Aggregating Quasi-Fixed Factors" *The Scandinavian Journal of Economics*, 85 (2), 191-205.
- FAJNZYLBBER, P. y Maloney, W. (2001) "Comparing Labor Demand Elasticities Across Countries: Dynamic Panel Estimates for Colombia, Chile and Mexico" Mimeo. Banco Mundial, LAC PREM. <http://cdi.mecon.gov.ar/biblio/docelec/bm/pr2658.pdf>
- JUSELIUS, K. (2007) *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*. Oxford University Press, Oxford.
- HAMERMESH, D. (1987) "The Demand for labor in the long Run" *Handbook of Labor economics*, Volume 1, editado por O. Ashenfelter y R. Layard.
- HAMERMESH, D. (1993) *Labor Demand*. Princeton University Press, Lexington.
- HAMERMESH, D. (1999) "The art of Labormetrics" *NBER, working paper*, No. 6927.
- HAMERMESH, D. (2000) "The Craft of Labormetrics" *Industrial and Labor Relations Review*, 53 (3), 363-380.
- HIJZEN, A. y Swaim, P (2010) "Offshoring, Labour Market Institutions and the Elasticity of Labour Demand" *European Economic Review*, 54(8), 1016-1034.
- HOLTZ-EAKIN, D.; Newey, W. y Rosen, H. (1988) "Estimating Vector Autoregressions with Panel Data" *Econometrica*, 56(6), 1371-1395.
- HOLTZ-EAKIN, D.; Newey, W. y Rosen, H. (1989) "The Revenues-Expenditures Nexus: Evidence from Local Government Data" *International Economic Review*, 30 (2), 415-29.
- Kim, H. Y. y Lee, J. (2001) "Quasi-Fixed Inputs and Long-Run Equilibrium in Production: A Cointegration Analysis" *Journal of Applied Econometrics*, Enero/Febrero, páginas 41-57.
- LANCASTER, T. (2000) "The incidental parameters problem since 1948" *Journal of Econometrics*, 95, 391-413.
- LÓPEZ, H. y Lasso, F. (2008) "Salario mínimo, salario medio y empleo asalariado privado en Colombia" *Borradores de Economía* 484, Banco de la República.
- LÓPEZ, H. (2010) "El Mercado Laboral Colombiano: Tendencias de largo plazo y sugerencias de política" *Borradores de Economía* 606, Banco de la República.
- LÓPEZ, H. (2011) "El mercado Laboral Colombiano: Tendencias de Largo Plazo" Por publicarse en: L. E. Arango y F. Hamann (Eds.), *Algunas Dimensiones del Mercado de Trabajo en Colombia en el Corto y en el Largo Plazo*, Banco de la República.
- LOVE, I. y Zicchino, L. (2006) "Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR" *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46, 190–210.
- LUTKEPOHL, H. (2005) *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer, first edition.
- MEDINA, C. y Posso, C. (2010) "Technical Change and Polarization of the Labor Market: Evidence for Colombia, Brazil and Mexico" *Borradores de Economía* 606, Banco de la República.
- NICKELL, S. (1981) "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects" *Econometrica*, 49(6), 1417-1426.
- NICKELL, S. (1987) "Dynamic Models of labour Demand" *Handbook of Labor economics*, Volume 1, editado por O. Ashenfelter y R. Layard.



- NÚÑEZ, J. y Sánchez, F. (1998) “Educación y Salarios Relativos en Colombia: 1976-1995. Determinantes, Evolución e Implicaciones para la Distribución del Ingreso” *Archivos de Economía*, No. 074, DDE-DNP, Bogotá.
- O'MAHONY, M.; Robinson, C. y Vecchise, M. (2008) “The Impact of ICT on the Demand for Skilled Labour: A Cross-Country Comparison” *Labour Economics*, 15, 1435– 1450.
- ROBERTS, M. y Skoufias, E. (1997) “The Long-Run Demand for Skilled and Unskilled Labor in Colombian Manufacturing Plants” *The Review of Economics and Statistics*, 79 (2), 330-334.
- ROODMAN, D. (2009) “How to Do xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata” *Stata Journal, Stata Corp LP*, 9(1), 86-136.
- SANTAMARIA, M. (2004) “Income Inequality, Skills and Trade: Evidence from Colombia During the 80sand 90s” *Documento Cede* 2004-02, Febrero.
- SENSES, M. Z. (2010) “The Effects of Offshoring on the Elasticity of Labor Demand” *Journal of International Economics*, Volumen 81, Mayo, páginas 89-98.
- TAMAYO, J. (2011) “La Demanda por Trabajo en Colombia: El Papel del Ciclo Económico”
- VIDANGOS, J. (2009) “Fluctuations in Individual Labor Income: A Panel VAR Analysis” *Finance and Economics Discussion Series* 2009-09, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
- VARIAN, H. (1992) *Microeconomic Analysis*. W. W. Norton and Company, Third Edition.
- WINDMEIJER (2005) “A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimators” *Journal of Econometrics*, 126, 25–51.
- WOOLDRIDGE, J. (2003) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press Books, The MIT Press, edition 1, volume 1.

## Anexos

### 1. Anexo Metodológico

En esta sección se presenta el método de estimación del modelo Panel VAR con efectos fijos. Sea  $\rho$  un vector de  $[m^2 + m(m + 1)] \times 1$  de coeficientes desconocidos e igual a,

$$\rho = [\text{vec}(\Phi)', \text{vech}(\Omega_\varepsilon)', \text{vech}(\Psi)']^{33}$$

Para derivar la estimación FE-QML de  $\rho$  se define la estructura de segundo momento de  $\Delta W_i = (\Delta W_{i1}, \dots, \Delta W_{iT})$ ,  $\Sigma_{\Delta w}$

El estimador FE-QML de  $\rho$  está dado por,

$$\hat{\rho}_{\text{QML}} = \arg \max_{\rho} [l(\rho)]$$

Donde  $l(\rho)$  es la función de verosimilitud derivada de la función de distribución conjunta de  $\Delta W_i$  bajo el supuesto de normalidad. Bajo condiciones regulares y los supuestos mencionados en la

---

<sup>33</sup>El operador  $\text{vec}(\cdot)$  concatena hacia abajo las columnas de la matriz en cuestión, mientras que el operador  $\text{vech}(\cdot)$  se denota para concatenar los elementos por debajo y sobre la diagonal de la matriz únicamente.

sección II.2, Binder et al. (2005) muestran que la estimación máxima quasi-verosimil  $\hat{\rho}_{QML}$  es consistente y distribuía asintóticamente normal, independiente de si la series son estacionarias, integradas de orden 1, o integradas de orden 1 y cointegradas.

## 2. Datos y variables

### - Panel data

Se crearon 2 tipos de panel para los periodos 1993-2009 y 2000-2009. En el primero la unidad de análisis en la firma, mientras que en el segundo es el establecimiento. Los paneles de firmas incluyen aquellas unidades que estuvieron durante todo el periodo de análisis (1993-2009 y 2000-2009) y cuyos establecimientos solo pertenecieron a ellas durante el mismo periodo. Cada una de las variables de las firmas de estos paneles agrega los valores de los establecimientos que pertenecen a ellas. Los paneles de establecimientos están conformados por aquellos que estuvieron durante todo el periodo (1993-2009 y 2000-2009).

### - Variables relevantes

**Personal total ocupado:** Se define como el personal permanente y Temporal contratado directamente por la empresa, y Temporal contratado con agencias especializadas. Se excluyeron los propietarios, socios y familiares sin remuneración fija. Para el periodo 2000-2009 el empleo total se divide en dos grupos: los obreros y los no obreros. Este último grupo incluye los profesionales, técnicos y tecnólogos y el personal de la administración y ventas.

**Sueldos y salarios y prestaciones sociales:**

Esta variable incluye tres elementos: (1) los sueldos, salarios y prestaciones sociales causadas por el personal permanente, (2) los sueldos, salarios y prestaciones sociales causadas por el personal temporal directo, y (3) el valor causado por las agencias que suministran personal temporal indirecto. Al igual que el personal ocupado, los sueldos y salarios también se dividieron entre los obreros y los no obreros en el periodo 2000-2009.

**Producción Bruta:**

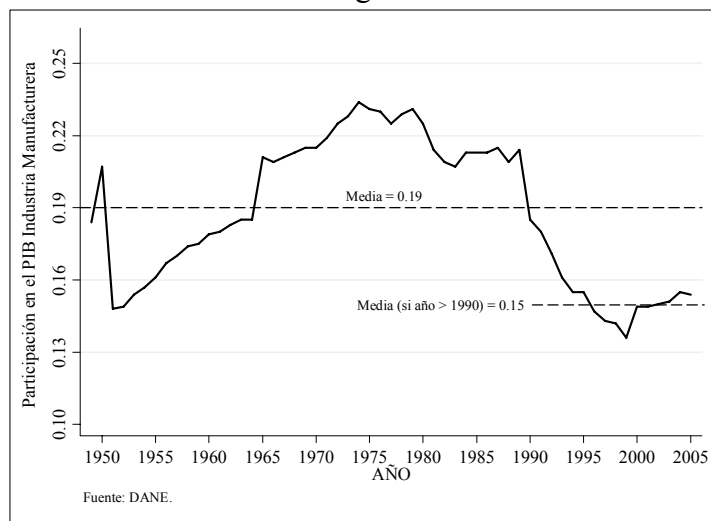
Para el cálculo de la producción bruta se siguió la metodología del DANE. La producción bruta incluye los siguientes elementos: (1) el valor de todos los productos y subproductos manufacturados por el establecimiento, (2) los ingresos por subcontratación industrial realizados para otros, (3) el valor de la energía eléctrica vendida, (4) los ingresos causados por CERT, (5) el valor de las existencias de los productos en proceso de fabricación al iniciar el año, (6) el valor de los productos en proceso de fabricación al finalizar el año (negativo), (7) el valor de otros ingresos operacionales (los generados por el alquiler de bienes producidos y la instalación, mantenimiento y reparación de productos fabricados por el establecimiento).

**Capital:**

Como medida de capital se tomó la inversión neta del establecimiento que corresponde al valor en libro de los activos fijos al finalizar el periodo contable. Algunas medidas adicionales de capital son la inversión en maquinaria y equipo, así como la inversión en equipos de oficina y tecnología.

### 3. Otros Cuadros y Gráficos

Anexo-gráfico 1



Anexo - Cuadro 1

nt	Estimación Demanda Condicionada de Empleo, Establecimientos de más de 10 empleados 1993-2009				
	OLS	FE	GMM Dif (1)	GMM Dif (2)	GMM Sys
$\pi_{t-1}$	0.847***	0.659***	0.847***	0.726***	0.846***
$\pi_{t-2}$	0.102***	0.015	0.063***	0.041***	0.074***
$w_t$	-0.45***	-0.438***	-0.456***	-0.457***	-0.472***
$w_{t-1}$	0.352***	0.276***	0.349***	0.323***	0.369***
$w_{t-2}$	0.05***	0.018*	0.03***	0.033***	0.038***
$k_t$	0.055***	0.056***	0.04***	0.043***	0.05***
$k_{t-1}$	-0.037***	-0.026***	-0.025***	-0.023***	-0.029***
$k_{t-2}$	-0.015***	-0.007	-0.008	-0.012***	-0.016***
$y_t$	0.29***	0.294***	0.26***	0.24***	0.282***
$y_{t-1}$	-0.164***	-0.102***	-0.139***	-0.107***	-0.147***
$y_{t-2}$	-0.093***	-0.025***	-0.064***	-0.037***	-0.083***

\*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%

Nota: GMM Dif (1) solo considera como variables endógenas el empleo y el salario. GMM Dif (2) y GMM Sys consideran endógenas todas las variables. Los resultados son robustos a la heterocedasticidad y la autocorrelación.

### Anexo - Cuadro 2

nt	Estimación Demanda Condicionada de Empleo, Establecimientos de más de 10 empleados 2000-2009				
	OLS	FE	GMM Dif (1)	GMM Dif (2)	GMM Sys
n <sub>t-1</sub>	0.863***	0.537***	0.876***	0.653***	0.834***
n <sub>t-2</sub>	0.091***	-0.04***	0.052***	0.024*	0.04***
w <sub>t</sub>	-0.467***	-0.449***	-0.48***	-0.552***	-0.483***
w <sub>t-1</sub>	0.387***	0.25***	0.403***	0.307***	0.388***
w <sub>t-2</sub>	0.042***	0	0.019	0.008	0.018
k <sub>t</sub>	0.055***	0.051***	0.042***	0.025	0.038***
k <sub>t-1</sub>	-0.036***	-0.018***	-0.032***	-0.025***	-0.036***
k <sub>t-2</sub>	-0.016***	0.008	-0.003	0.004	-0.014***
y <sub>t</sub>	0.277***	0.286***	0.245***	0.242***	0.272***
y <sub>t-1</sub>	-0.151***	-0.058***	-0.133***	-0.079***	-0.125***
y <sub>t-2</sub>	-0.097***	0.01	-0.066***	-0.017*	-0.049***

\*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%

Nota: GMM Dif (1) solo considera como variables endógenas el empleo y el salario. GMM Dif (2) y GMM Sys consideran endógenas todas las variables. Los resultados son robustos a la heterocedasticidad y la autocorrelación.

### Anexo – cuadro 3

nt	Estimación Demanda Incondicionada de Empleo Firmas de más de 10 empleados 1993-2009				
	OLS	FE	GMM Dif (1)	GMM Dif (2)	GMM Sys
n <sub>t-1</sub>	0.942***	0.779***	0.964***	0.789***	0.954***
n <sub>t-2</sub>	0.024**	-0.017*	0.016	0.02**	0.008
w <sub>t</sub>	-0.42***	-0.416***	-0.424***	-0.451***	-0.432***
w <sub>t-1</sub>	0.376***	0.309***	0.385***	0.325***	0.389***
w <sub>t-2</sub>	0.02*	0.001	0.019*	0.016	0.004
k <sub>t</sub>	0.098***	0.094***	0.067***	0.044***	0.094***
k <sub>t-1</sub>	-0.056***	-0.041***	-0.04***	-0.038***	-0.049***
k <sub>t-2</sub>	-0.024***	-0.012***	-0.017***	-0.016***	-0.022***

\*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%

Nota: GMM Dif (1) solo considera como variables endógenas el empleo y el salario. GMM Dif (2) y GMM Sys consideran endógenas todas las variables. Los resultados son robustos a la heterocedasticidad y la autocorrelación.

Anexo – cuadro 4

nt	Estimación Demanda Incondicionada de Empleo Establecimientos de más de 10 empleados 1993-2009				
	OLS	FE	GMM Dif (1)	GMM Dif (2)	GMM Sys
$n_{t-1}$	0.923***	0.755***	0.95***	0.789***	0.94***
$n_{t-2}$	0.044***	-0.004	0.028**	0.025**	0.019*
$w_t$	-0.414***	-0.408***	-0.418***	-0.443***	-0.428***
$w_{t-1}$	0.362***	0.296***	0.377***	0.323***	0.38***
$w_{t-2}$	0.026**	0.005	0.019*	0.016	0.006
$k_t$	0.093***	0.091***	0.058***	0.058***	0.088***
$k_{t-1}$	-0.058***	-0.043***	-0.036***	-0.033***	-0.045***
$k_{t-2}$	-0.019***	-0.008	-0.012**	-0.015***	-0.021***

\*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%

Nota: GMM Dif (1) solo considera como variables endógenas el empleo y el salario. GMM Dif (2) y GMM Sys consideran endógenas todas las variables. Los resultados son robustos a la heterocedasticidad y la autocorrelación.

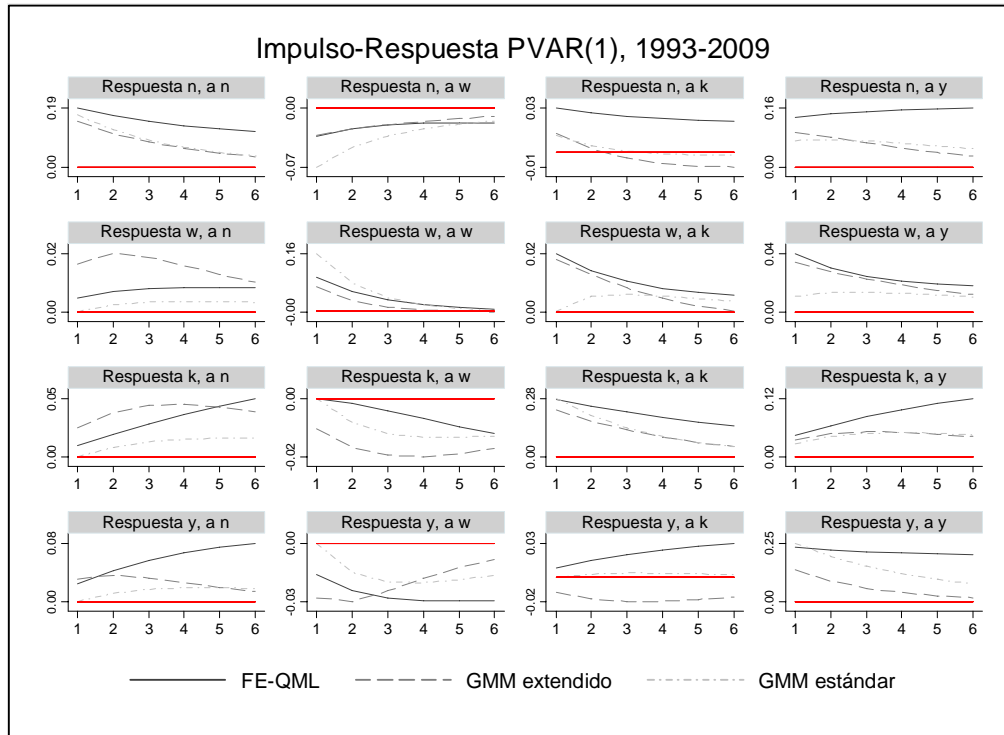
Anexo – cuadro 4: Resultados estimación *FE-QML* (Binder et al, 2005) periodo 1993-2009. Errores estándar entre paréntesis.

$$\begin{bmatrix} n_t \\ w_t \\ k_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.860 & 0.068 & -0.002 & 0.109 \\ (0.006) & (0.008) & (0.003) & (0.004) \\ 0.026 & 0.591 & 0.003 & 0.010 \\ (0.004) & (0.006) & (0.002) & (0.003) \\ 0.046 & 0.016 & 0.870 & 0.090 \\ (0.008) & (0.011) & (0.005) & (0.006) \\ 0.116 & -0.055 & 0.013 & 0.894 \\ (0.007) & (0.010) & (0.004) & (0.006) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} n_{t-1} \\ w_{t-1} \\ k_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix}$$

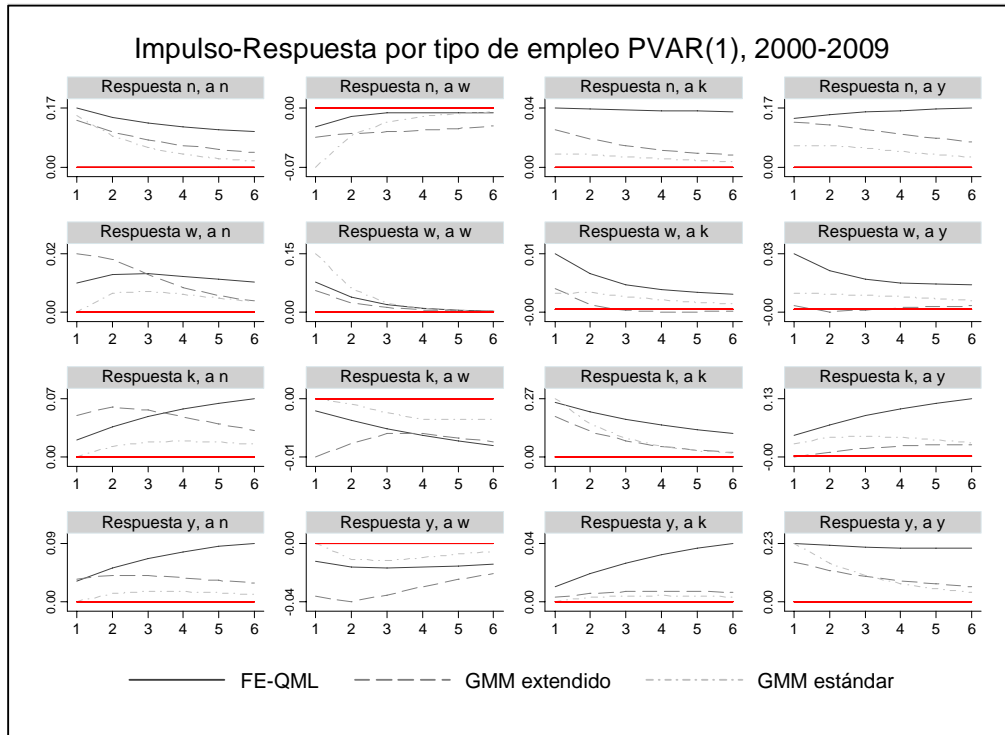
Anexo – cuadro 5: Resultados estimación *FE-QML* (Binder et al, 2005) periodo 2000-2009. Errores estándar entre paréntesis.

$$\begin{bmatrix} n_t \\ w_t \\ k_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.813 & 0.126 & 0.017 & 0.142 \\ (0.009) & (0.011) & (0.005) & (0.006) \\ 0.050 & 0.516 & -0.002 & -0.007 \\ (0.005) & (0.008) & (0.003) & (0.004) \\ 0.095 & 0.021 & 0.809 & 0.086 \\ (0.011) & (0.015) & (0.007) & (0.008) \\ 0.149 & -0.029 & 0.012 & 0.872 \\ (0.011) & (0.015) & (0.007) & (0.009) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} n_{t-1} \\ w_{t-1} \\ k_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix}$$

## Anexo – gráfico 2



Anexo – gráfico 3



## Anexo – gráfico 4

### Impulso-Respuesta por tipo de empleo PVAR(1), 2000-2009

