

7 DINÁMICA DE LA DEMANDA LABORAL EN LA INDUSTRIA MANUFACTURERA COLOMBIANA 1993-2009: UNA ESTIMACIÓN PANEL VAR

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

Aunque la industria manufacturera tiene una importancia moderada sobre la generación de valor en la economía colombiana (15 % del PIB, véase Gráfico A3.1 del Anexo 3), 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 con impulsar la demanda de empleo se encuentran las relacionadas con el salario mínimo, regulación de las prestaciones salariales como las asociadas a pensión y salud, o aquellas que reglamentan los costos de despido y contratación; en general, políticas que afectan 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 períodos 1993-2009 y 2000-2009, con base en modelos panel

* Los autores agradecen los detallados comentarios realizados por los editores, por un referí 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.

VAR, los cuales le dan robustez a los resultados en aspectos sobre los cuales se ha criticado a las metodologías anteriores¹.

Previas estimaciones de la demanda laboral en Colombia han estimado funciones de demanda dinámicas con 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, Binder, Hsiao y Pesaran (2005), así como Cao y Sun (2011), desde la econometría, han documentado los múltiples problemas que estas metodologías suelen presentar. En particular, hay tres inconvenientes fundamentales a la hora de identificar los efectos causales: i) problemas en la identificación, asociados con los posibles sesgos por la simultaneidad entre las variables; ii) la identificación de relaciones espurias relacionadas con la presencia de raíces unitarias en las diferentes series, y iii) sesgos en los estimadores vinculados con 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 (EAM) del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), e incluyen estimaciones para la demanda de empleo total en los períodos 1993-2009 y 2000-2009, y estimaciones por tipo de empleo (obrero y no obrero) que solo están disponibles en el período 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 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 en los primeros períodos. 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 cinco secciones. La primera sección presenta la aproximación conceptual y empírica del documento. En la segunda se documenta la base de datos asociadas con el análisis empírico, y la siguiente sección presenta los principales resultados empíricos para el caso colombiano, así como algunos hechos estilizados. La cuarta sección contiene los resultados de las estimaciones panel VAR. La final muestra una discusión de los resultados y las conclusiones.

¹ Medina, Posso, Tamayo y Monsalve (2011) utilizan los mismos datos de este documento para estimar funciones de demanda laboral con base en metodologías similares a las de los trabajos de Arango y Rojas (2004), Cárdenas y Bernal (2004), Fajnzylber y Maloney (2001) y Roberts y Skoufias (1997).

1. MODELOS DE DEMANDA LABORAL

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

La demanda laboral posee múltiples elementos de interés por 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 períodos. Nickell (1987, p. 473) 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”.

De acuerdo con 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 período, 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 con el 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 períodos 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 objetivo².

En el modelo estático se asume que las firmas optimizan sus beneficios con 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 como se define la demanda para el factor trabajo, se podría definir para los 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 dife-

² Véase Arango y Rojas (2004), Fajnzylber y Maloney (2001), y Nickell (1987), entre otros.

rentes 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} , el cual contempla los costos de ajuste de las firmas³. Adicionalmente, los empresarios toman sus decisiones de empleo de acuerdo con 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 heteroscedasticidad sería sinónimo de que el modelo presenta agentes que no usan la información eficientemente y, por tanto, no toman decisiones óptimas (Juselius, 2007)⁴.

Además, dadas las dificultades de trabajar con el costo de uso de capital con los datos empleados en este artículo, al igual que Brown y Chiristensen (1981), Berman, Bound y Griliches (1994), Hijzen y Swaim (2010), Senses (2010), O'Mahony, Robinson y Vecchise (2008), y Cárdenas y Bernal (2004), se asume que el capital es un factor cuasi-fijo⁵. Con base en este supuesto no se requiere disponer del costo de uso del capital por 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 plazos en la contratación de capital físico⁶. 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 insesgadas⁷.

³ Note que la longitud media del período de ajuste de choques exógenos a la firma estarían dados por $\frac{\ln(0,5)}{\ln(\rho)}$, donde ρ es el coeficiente de n_{t-1} véase (véase Hamermesh, 1993).

⁴ En los ejercicios de este artículo se incluyen los rezagos necesarios para que los errores sean ruido blanco. Esta decisión es acorde con la hipótesis de que los individuos construyen sus expectativas racionalmente. Además, se estiman siempre matrices de varianzas-covarianzas consistentes con la presencia de heteroscedasticidad.

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

⁶ 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 este una versión simple con dos factores. No obstante, futuros trabajos deberían incluir una versión ampliada con múltiples factores.

⁷ Véase, por ejemplo, Senses (2010).

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:

$$n_{it} = \alpha_0^{dc} + \rho_1^{dc} n_{it-1} + \sum_{s=0}^q \delta_s^{dc} w_{it-s} + \sum_{s=0}^q \gamma_s^{dc} k_{it-s} + \sum_{s=0}^q \beta_s^{dc} y_{it-s} + u_{it}^{dc} \quad (7.1)$$

donde el coeficiente del empleo rezagado, n_{t-1} , representa la dinámica del empleo, ρ_1^{dc} , asociada con 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 y 2000), la posibilidad de estudiar series de tiempo de empleo u otras variables por firma (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), 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 manufactureras colombianas, en especial choques externos asociados con el cambio técnico o, en general, choques de oferta y demanda. A su vez, pueden existir múltiples factores no observables relacionados con 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 período 2000-2009, al ser un panel con $N \gg T$ y un período corto, se podría esperar que una amplia mayoría de las variables omitidas sean relativamente constantes en el tiempo y, por ende, 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 PVAR. A continuación se muestran los elementos clave de estas metodologías.

1.1. Estimación PVAR 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 dentro de 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 y 2000). Un punto de partida natural para estudiar estas múltiples decisiones es el PVAR, el cual permite controlar estos problemas y analizar el impacto de choques exógenos al sistema.

Juselius (2007), Lütkepohl (2005) y Binder, Hsiao y Pesaran (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 sirve para 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 del nivel de contratación o demanda de trabajo y la respuesta de estas ante distintos choques exógenos.

Adicionalmente, el modelo PVAR 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 con los efectos fijos de individuos⁸. Algunas de estas alternativas ya habían sido contempladas como posibles desarrollos en el análisis empírico de la demanda laboral por Hamermesh (1999 y 2000).

Siguiendo la notación de Binder *et al.* (2005) el modelo PVAR (1) puede ser representado por la ecuación 7.2⁹. Suponga que W_{it} es un vector de $m \times 1$ variables aleatorias para la i -ésima observación (firma) en el momento t , y que el vector W_{it} sigue un proceso PVAR de orden 1:

$$W_{it} = (I_m - \Phi) \mu_i + \Phi W_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \forall i = 1, \dots, N \text{ y } t = 1, \dots, T \quad (7.2)$$

Donde Φ es una matriz de $m \times m$ coeficientes; μ_i es un vector de $m \times 1$ de efectos individuales específicos, y ε_{it} es un vector de errores de $m \times 1$. Se supone que la información de W_i está disponible para T períodos, donde $T \geq 2$ fijo, y $N \rightarrow \infty$ ¹⁰. Así mismo, se supone que los errores son independientes e idénticamente distribuidos para todo i y t , con $E[\varepsilon_{it}] = 0$ y $Var[\varepsilon_{it}] = \Omega_\varepsilon$ una matriz definida positiva. Como advierten Binder *et al.* (2005, p. 798), cuando todos los valores propios de Φ caen dentro del círculo unitario, la ecuación 7.2 es una generalización de los modelos de panel dinámico en un contexto multivariado.

⁸ Baltagi (2003) y Holtz-Eakin, Newey y Rosen (1988) además 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, Newey y Rosen (1988) demuestran que la utilización de métodos inapropiados para el manejo de los efectos fijos producirán estimaciones erróneas.

⁹ 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.

¹⁰ Igualmente se asume que los valores propios de Φ están dentro del círculo unitario.

Para eliminar los efectos fijos, μ_i , es posible aplicar primeras diferencias a la ecuación 7.2¹¹.

$$\Delta W_{i,t} = \Phi \Delta W_{i,t-1} + \Delta \varepsilon_{i,t}, \forall i = 1, \dots, N \text{ y } t = 2, \dots, T \quad (7.3)$$

Binder *et al.* (2005, p. 802) resaltan que al aplicar primeras diferencias, no solo se soluciona el problema de inconsistencia en la estimación por la presencia de los efectos fijos, dado que $N \rightarrow \infty$ (véase el problema de *incidental parameters*, en 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, Hsiao y Pesaran, 2005).

En el proceso de estimación del modelo PVAR de la demanda de empleo se utiliza tres metodologías¹². Inicialmente, se estima el modelo por el método de GMM “estándar” (GMM en diferencias) siguiendo lo propuesto por Holtz-Eakin, Newey y Rosen (1988) para un modelo PVAR¹³. Para la estimación se emplea la ecuación 7.2, una vez removidos de las variables los efectos fijos de firma y tiempo¹⁴. Posteriormente, se emplea el método de GMM “extendido” (GMM *system*), siguiendo lo propuesto por Binder, Hsiao y Pesaran (2005) y utilizando la ecuación 7.3¹⁵.

Finalmente, se utiliza el estimador de efectos fijos obtenido a partir de la maximización de una función de cuasi-máxima verosimilitud (FE-QML, por su sigla en inglés), propuesto por Binder, Hsiao y Pesaran (2005) para la ecuación 7.3. Este último estimador tiene varias ventajas con respecto a los estimadores GMM “estándar” y “extendido”. Primero, Binder, Hsiao y Pesaran (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

¹¹ 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 $\Delta W_{i,1}$ no depende de los parámetros incidentales. Segundo, se supone que el segundo momento del producto cruzado de la matriz $\Delta r_{i,t} \Delta r'_{i,t}$ para $t = 1, 2, \dots, T$ con $\Delta r_{i,t} = (\Delta W_{i,1}, \Delta \varepsilon_{i,t})'$ existe.

¹² 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).

¹³ En este caso, y partiendo de la ecuación 7.1, el supuesto primordial es que $E[n_{it-k}, \Delta u_{it}] = 0$.

¹⁴ Para remover los efectos fijos se utiliza la transformación Helmert (véase Arellano y Bover, 1995; Love y Zicchino, 2006)

¹⁵ Las condiciones de exogeneidad estarían dadas por las siguientes ecuaciones: i) $E[n_{it-k}, \Delta u_{it}] = 0$; ii) $E[\Delta n_{it-k}, u_{it}] = 0$, y iii) Para todo $t = 4, \dots, T$ $E[\Delta n_{i2}, u_{i3}] = 0$.

que el estimador FE-QML no sufre de este problema¹⁶. Segundo, en el caso de muestras finitas, Binder, Hsiao y Pesaran (2005) muestran que el estimador FE-QML tiene un mejor comportamiento bajo errores normales y no normales, y bajo la presencia de raíces unitarias¹⁷. Tercero, la estimación por PVAR 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, mediante el análisis de las funciones de impulso-respuesta para los períodos 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, Newey y Rosen (1988 y 1989), Love y Zicchino (2006), Vidangos (2009), y Arellano (2003); mientras que algunas aplicaciones del estimador FE-QML se encuentran en Binder, Hsiao y Pesaran (2005), Coad y Rao (2010); Coad (2007); 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).

1.2. 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 (i.e., 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 este).

Las funciones impulso-respuesta se pueden derivar a partir de la ecuación 7.2, 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:

¹⁶ Este es un resultado importante, ya que Binder, Hsiao y Pesaran (2005) muestra que en los modelos de panel dinámicos la estimación por GMM se deteriora cuando hay considerable variación de los efectos individuales.

¹⁷ 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.

$$W_t = \alpha + \Phi W_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 2, \dots, T \quad (7.4)$$

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

$$\Theta_j = \frac{\partial W_{t+j}}{\partial \varepsilon'_t} \quad (7.5)$$

Los elementos (k, l) de la matriz Θ_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.

2. DATOS: ENCUESTA ANUAL MANUFACTURERA (EAM) 1993-2009

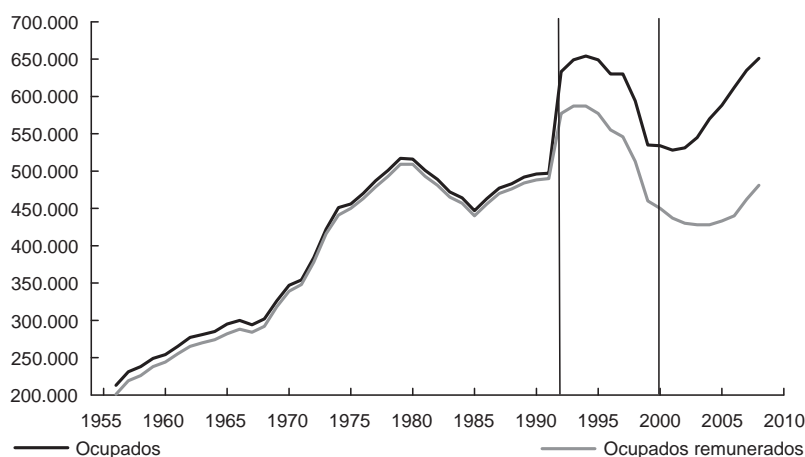
La principal fuente de información empleada es la EAM, aplicada por el DANE. La encuesta contiene información anual para todos los establecimientos y firmas industriales del país desde el año 1956 hasta 2009¹⁸. No obstante, esta encuesta ha sufrido cambios significativos a lo largo de las últimas décadas. 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 (CIIU-3), elaborada por las Naciones Unidas.

En los gráficos 7.1 y 7.2 se observan los efectos agregados sobre la medición del empleo y la remuneración en el nivel agregado, introducidos con los cambios del año 1992 en la EAM. A pesar de los problemas de medición presentes para el período 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.

¹⁸ Antes de 1993 la EAM estaba restringida a establecimientos con por lo menos diez empleados. No obstante, desde 1993 el criterio de tamaño cambió y ahora las firmas podrían clasificarse como empresas de más diez trabajadores o mediante 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 diez trabajadores. En nuestro documento todos los ejercicios econométricos se restringen a paneles de firmas y establecimientos con más de diez trabajadores.

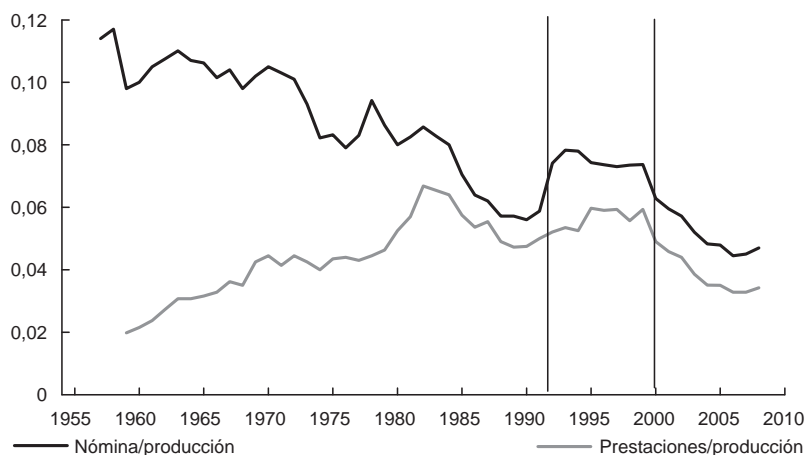
De la misma manera, el Gráfico 7.2 muestra que la remuneración del factor trabajo ha venido perdiendo importancia en el valor de la producción entre 1956 y 2008, mientras que el pago de prestaciones sociales ganó terreno hasta mediados de la década de los ochenta. A partir de 1984 cae y posteriormente se recupera hasta 1999. A partir de este año la participación de las prestaciones sociales en el producto ha venido disminuyendo de forma importante. En el presente ejercicio solo se tiene en cuenta la información para el período 1993-2009.

Gráfico 7.1: Empleo EAM: 1956-2008



Fuente: DANE (EAM); cálculos de los autores.

Gráfico 7.2: Nómina y prestaciones sociales/producción bruta, EAM 1956-2008



Fuente: DANE (EAM). Cálculo de los autores.

Aunque de 1993 a 1999 la encuesta solo tiene información del empleo total, a partir del año 2000 es posible analizar el empleo de acuerdo con la tarea que realiza en

la firma; esto es, distinguir entre empleo obrero, administrativo y profesional¹⁹. Dado lo anterior, se construyen tres grupos de información: el primero es un panel de firmas que abarca el lapso 1993-2009, con empleo homogéneo (empleo total). El segundo comprende un panel de firmas para el período 2000-2009, igualmente con empleo homogéneo. Por último, se construye un panel de firmas para el lapso 2000-2009, distinguiendo por tipos de empleo: empleo obrero y no obrero (profesionales y administrativos). Asimismo, para los grupos mencionados, también se construyen paneles de establecimientos²⁰.

Es importante anotar que todos los paneles de firmas son balanceados. El panel de firmas del período 1993-2009 incluye un total de 2.541 unidades, mientras que el de establecimientos incluye 2.697. Entre 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.

3. ALGUNOS HECHOS ESTILIZADOS DEL MERCADO LABORAL MANUFACTURERO COLOMBIANO

3.1. Literatura: demanda laboral manufacturera en Colombia

La literatura colombiana e internacional contiene diferentes aplicaciones para este tipo de especificaciones en el nivel microeconómico. Dentro de la evidencia para Colombia, a partir del tipo de empleo, 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. A su vez, Arango y Rojas (2004) hacen una revisión amplia de este tipo de estimaciones, tanto para los estudios que usan información de microdatos, 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 en el nivel de microdatos únicamente.

Arango y Rojas (2004) estudian el comportamiento de la demanda laboral industrial para el período 1977-1999 en al menos dos sentidos: 1) efectos de los cambios en los precios relativos de los factores, y 2) efectos de variaciones estructurales en los parámetros de la demanda de trabajo derivados de transformaciones 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

¹⁹ Para el período 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.

²⁰ Los paneles de empresas incluyen las firmas que estuvieron durante todo el período 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.

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 con respecto al producto. Encuentran que el coeficiente asociado con 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 se utiliza 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 los noventa, 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 estudiar 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 entre 1976 y 1996; aunque en cuanto a los microdatos el análisis se limita al período 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 usando las diferentes metodologías y cambian radicalmente entre el análisis agregado y el que se hace por establecimientos. Mientras que el análisis micro muestra una elasticidad de $-0,05$, en el 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 con la dinámica del empleo estaría entre $0,964$ y $0,988$, con intervalos de confianza que incluyen el $1,00$, lo cual indica la presencia de procesos explosivos en la demanda de empleo.

A diferencia de los anteriores trabajos, Fajnzylber y Maloney (2001) aprovechan la disponibilidad de información por tipos de trabajo. En especial, 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 período 1980-1991. Es necesario resaltar que los resultados de este ejercicio no son robustos y dependen significativamente del método de estimación²¹. Cuando se usa el método GMM *system* encuentran elasticidades razonables de empleo-producto²². Para el caso colombiano la elasticidad empleo

²¹ Resultado que probablemente está asociado con los pocos años que se emplean en el panel, como lo advirtieran Alonso-Borrego y Arellano (1999), y Blundell y Bond (1998).

²² La siguiente sección desarrolla de forma general los métodos GMM *system* y GMM en diferencias.

obrero-producto, de acuerdo con los autores, es de 0,10, mientras que la del otro tipo 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 GMM *system* son significativamente inferiores a las estimadas por otros métodos. Finalmente, las elasticidades con respecto al producto calculadas con los otros métodos son inferiores, e incluso con valores negativos para el empleo no obrero.

Aunque Fajnzylber y Maloney (2001) argumentan que el modelo más óptimo 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 sostienen Cárdenas y Bernal (2004), los costos de ajuste son altos en Colombia, en especial los asociados con el despido de trabajadores. No obstante, las estimaciones GMM *system* exhiben 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 primero, con períodos de ajuste ante choques externos de 1,36 años en el caso del empleo no obrero y de 3,1 años para el otro tipo.

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 obrero, mientras que la elasticidad empleo-salario es de $-0,42$ para el primero y $-0,65$ para el segundo²³.

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

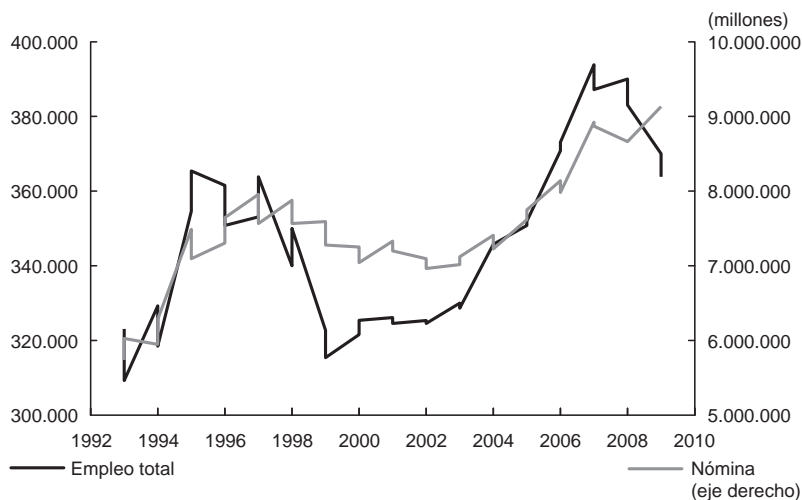
3.2. Análisis descriptivo

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

En el nivel agregado se observa una caída del empleo para los años 1997 a 1999 (Gráfico 7.3), período cuando 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 2008 se observa una nueva desaceleración en el empleo total. A su vez, los salarios muestran un crecimiento importante previo a la crisis de fin de siglo; luego, este crecimiento se modera.

²³ 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 una versión anterior a este artículo, en Medina, Posso, Tamayo y Monsalve (2012), en el Cuadro 3 del Anexo 3.

Gráfico 7.3: Empleo total y nómina del panel de firmas, 1993-2009



Fuente: DANE (EAM); cálculos de los autores.

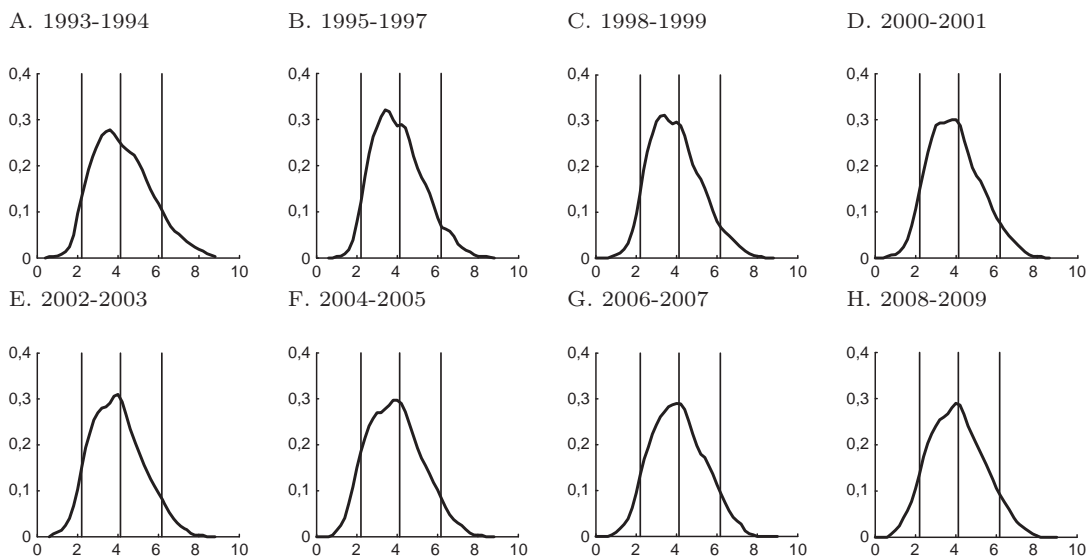
En el nivel micro se observan comportamientos interesantes en el empleo y los salarios. El Gráfico 7.4 presenta el kernel del logaritmo natural del empleo por lapsos de dos años entre 1993 y 2009. El gráfico incluye tres líneas de referencia que permiten identificar firmas con menos de 10 empleados, entre 10 y 50 empleados (la mediana de todo el período), 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 período de análisis, lo cual puede ser producto de la forma como las empresas registraban la información (véase pie de página 26). Las firmas entre 10 y 50 empleados han disminuido, 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 entre 50 y 500 empleados ha crecido durante el tiempo de análisis. Las firmas con más de 500 empleados parecen mantener su participación.

El Gráfico 7.5 condiciona el kernel del salario promedio al tamaño de la firma. En particular se definen tres grupos 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 aprecia que la distribución de las firmas medianas y grandes se aleja del salario mínimo sobremanera, 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 período de análisis.

Finalmente, el Gráfico 7.6 condiciona los salarios al tipo de empleo para el período 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 entorno de este valor. En promedio, un trabajador no obrero, es decir, administrativo o profesional, cuesta dos veces más que un trabajador obrero.

Gráfico 7.4: Densidad Kernel del logaritmo del empleo, 1993-2009



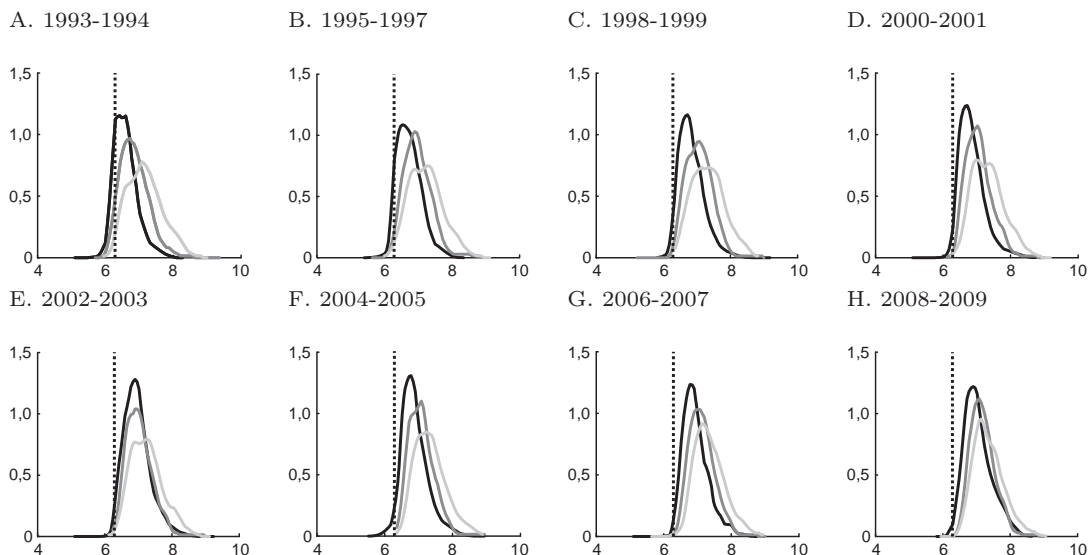
Nota: las líneas representan las firmas con 10 a 50 (mediana); 50 a 500 empleados (grandes). En el eje horizontal se mide el logaritmo natural del empleo.
Fuente: cálculos de los autores.

4. ESTIMACIONES PVAR Y ANÁLISIS IMPULSO-RESPUESTA

Los coeficientes Φ de la ecuación 7.3 fueron estimados por los tres métodos presentados en la sección metodológica²⁴. Como se mencionó, 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 con 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 (véanse Anexo 3, gráficos A3.2, A3.3 y A3.4). Los gráficos 7.7, 7.8 y 7.10 presentan las funciones de impulso-respuesta calculados por el método FE-QML con sus respectivos intervalos de confianza, al 95% 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

²⁴ Todas las estimaciones controlan por efectos fijos de tiempo.

Gráfico 7.5: Densidad Kernel del logaritmo del salario por tamaño de firma, 1993-2009



Nota: las líneas representan el SMLV de cada período (precios del 2007).

La línea negra corresponde a empleo menor de 50 (p50), la línea gris oscura corresponde a empleo mayor de 50 (p50) y menor a 128 (p75), la línea gris clara es empleo mayor a 128 (p75).

Fuente: cálculos de los autores.

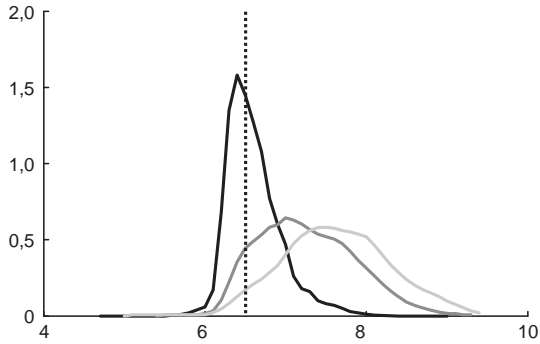
filas muestran las respuestas del salario, el capital y el producto, respectivamente. Todos los choques fueron estandarizados a una desviación estándar y se muestran los efectos de seis períodos (años).

La estimación de los modelos PVAR revela una alta persistencia del empleo. En particular, el coeficiente estimado del empleo rezagado con el modelo FE-QML es de 0,86 (véase el Anexo 3, Cuadro A3.1), mientras que el modelo GMM extendido muestra un valor de 0,72 para el período 1993-2009. Este resultado se refleja en las funciones de impulso-respuesta construidas con los diferentes modelos. Para el lapso 2000-2009 existe un resultado similar: el coeficiente estimado del empleo rezagado con el modelo FE-QML es de 0,81 (Anexo 3, Cuadro A3.2).

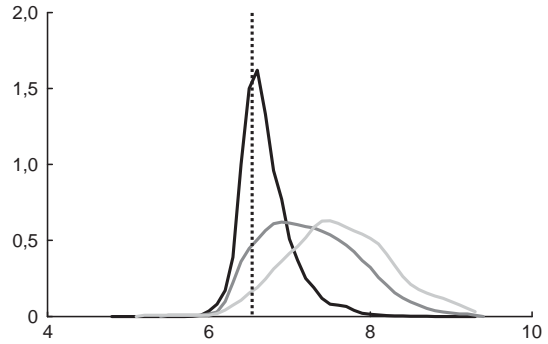
Así mismo, las funciones de impulso-respuesta revelan que ante un choque en la producción de una desviación estándar (d.e.), se observa una reacción positiva entre 0,13 y 0,15 d.e. en el empleo, durante los primeros períodos, cuando se emplea información de 1993 a 2009. Este resultado contrasta con la 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 d.e. con el método GMM estándar y de -0,035 d.e. con FE-QML. Después de seis períodos 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 no parece existir un efecto importante.

Gráfico 7.6: Densidad Kernel del logaritmo del salario por tipo de empleo, 2000-2009

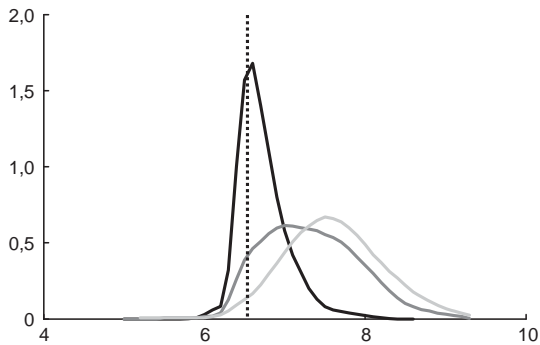
A. 2000-2001



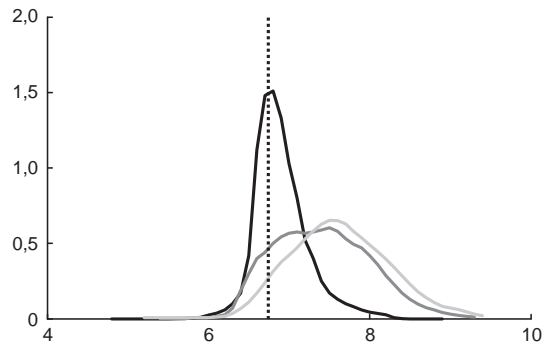
B. 2002-2003



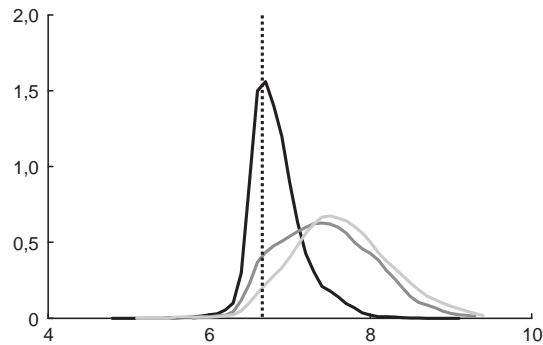
C. 2004-2005



D. 2006-2007



E. 2008-2009

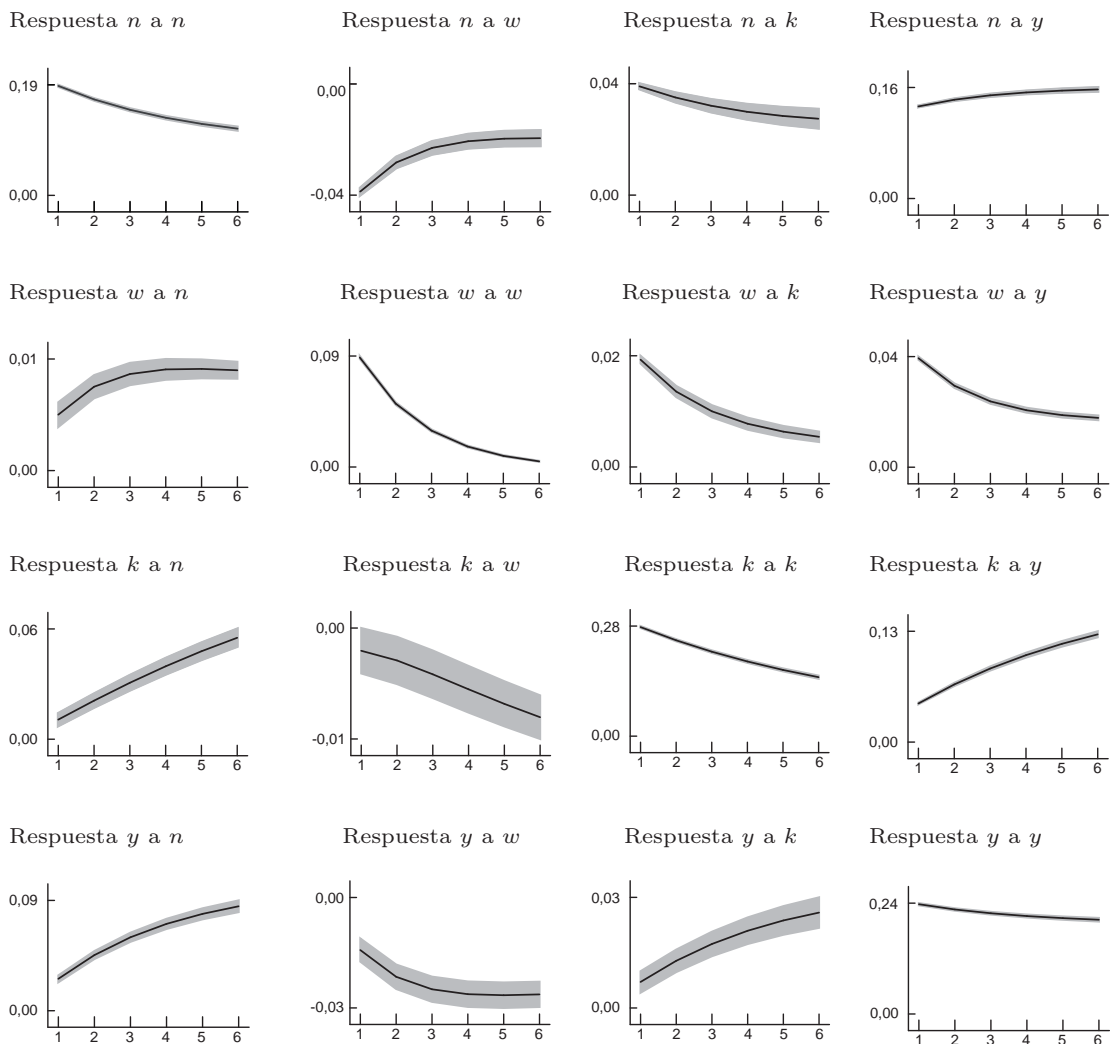


Nota: las líneas representan el SMLV de cada período (precios del 2007). La línea negra corresponde a obrero, la línea gris oscura a administrativo y la gris clara a profesional.
Fuente: cálculos de los autores.

Aunque cualitativamente no se observan grandes diferencias entre las funciones de impulso-respuesta calculadas para los períodos 1993-2009 y 2000-2009 (Gráfico 7.8), sí se aprecian algunas diferencias significativas (Gráfico 7.9) en términos cuantitativos. Primero, la persistencia del empleo total habría disminuido para el

período 2000-2009 en comparación con el período 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 período 2000-2009 frente al de 1993-2009. Entre 2000 y 2009 el efecto de incrementos en el salario también afecta menos al producto.

Gráfico 7.7: Impulso-respuesta PVAR(1), 1993-2009

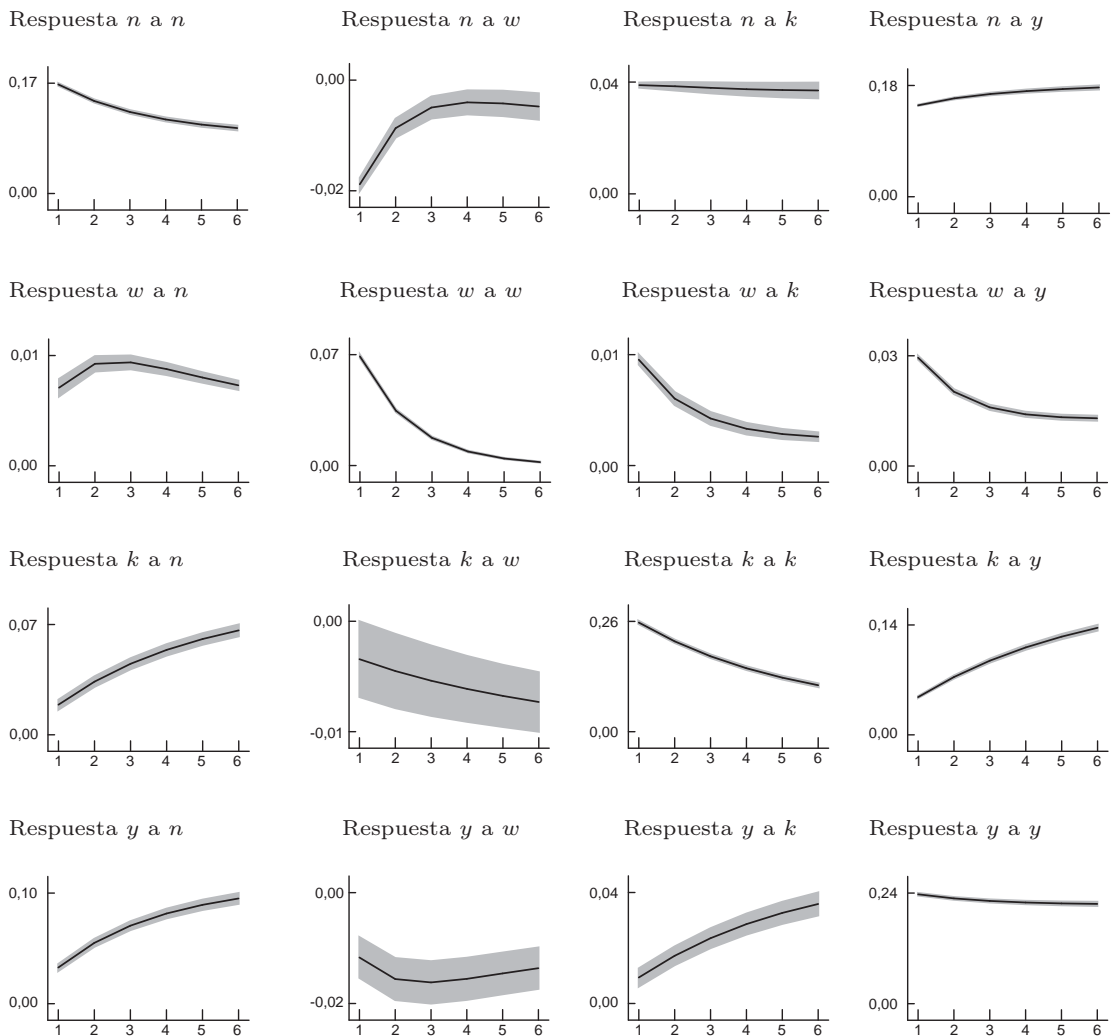


Nota: la zona sombreada corresponde al intervalo de confianza del 95%, y la línea corresponde al modelo FE-QML.
Fuente: cálculos de los autores.

En general, la reacción del empleo a su dinámica es relevante y persistente, lo cual podría estar asociado con 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 la última década, sugerida por lo encontrado por

las funciones de impulso-respuesta. De igual manera, un aspecto por subrayar es el hecho de que los choques asociados con el producto de la firma son los que tienen el mayor impacto sobre la demanda de empleo, además de presentar un efecto persistente por varios períodos. Finalmente, es notable la consistencia de los resultados entre los dos lapsos analizados.

Gráfico 7.8: Impulso-Respuesta PVAR(1), 2000-2009

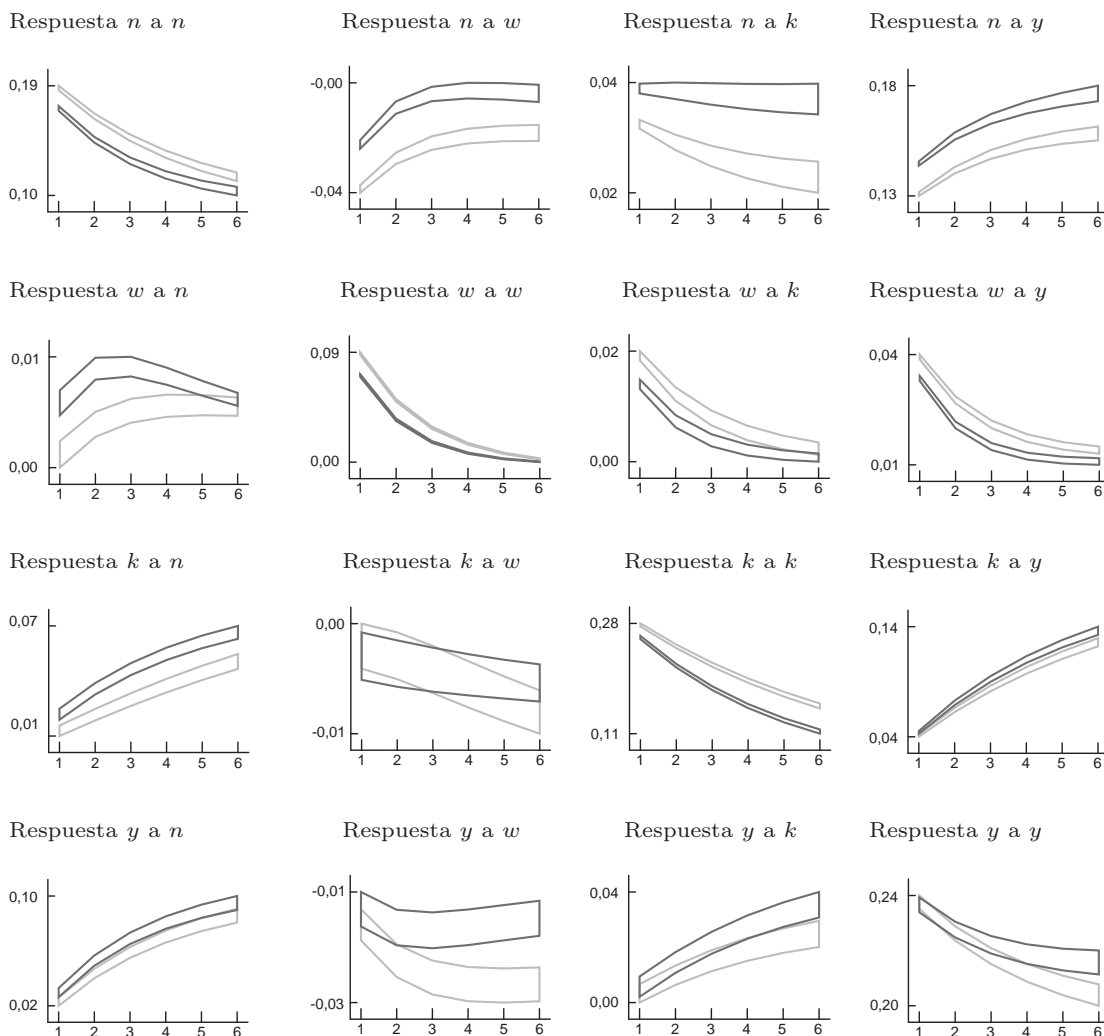


Nota: la zona sombreada corresponde al intervalo de confianza del 95%, y la línea corresponde al modelo FE-QML.
Fuente: cálculos de los autores.

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

Entre 2000 y 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 7.10

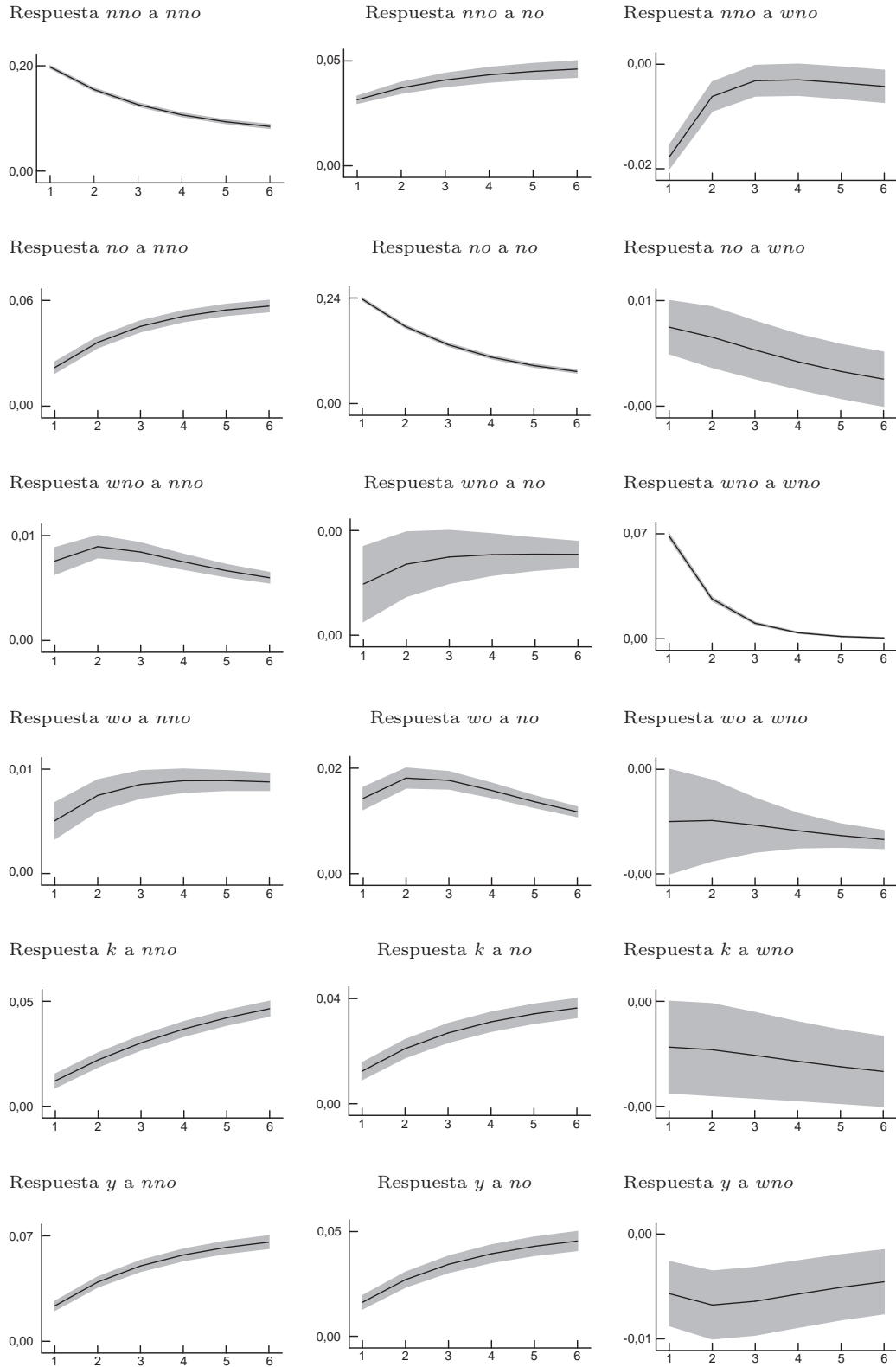
Gráfico 7.9: Comparando IC impulso-respuesta con el PVAR(1)



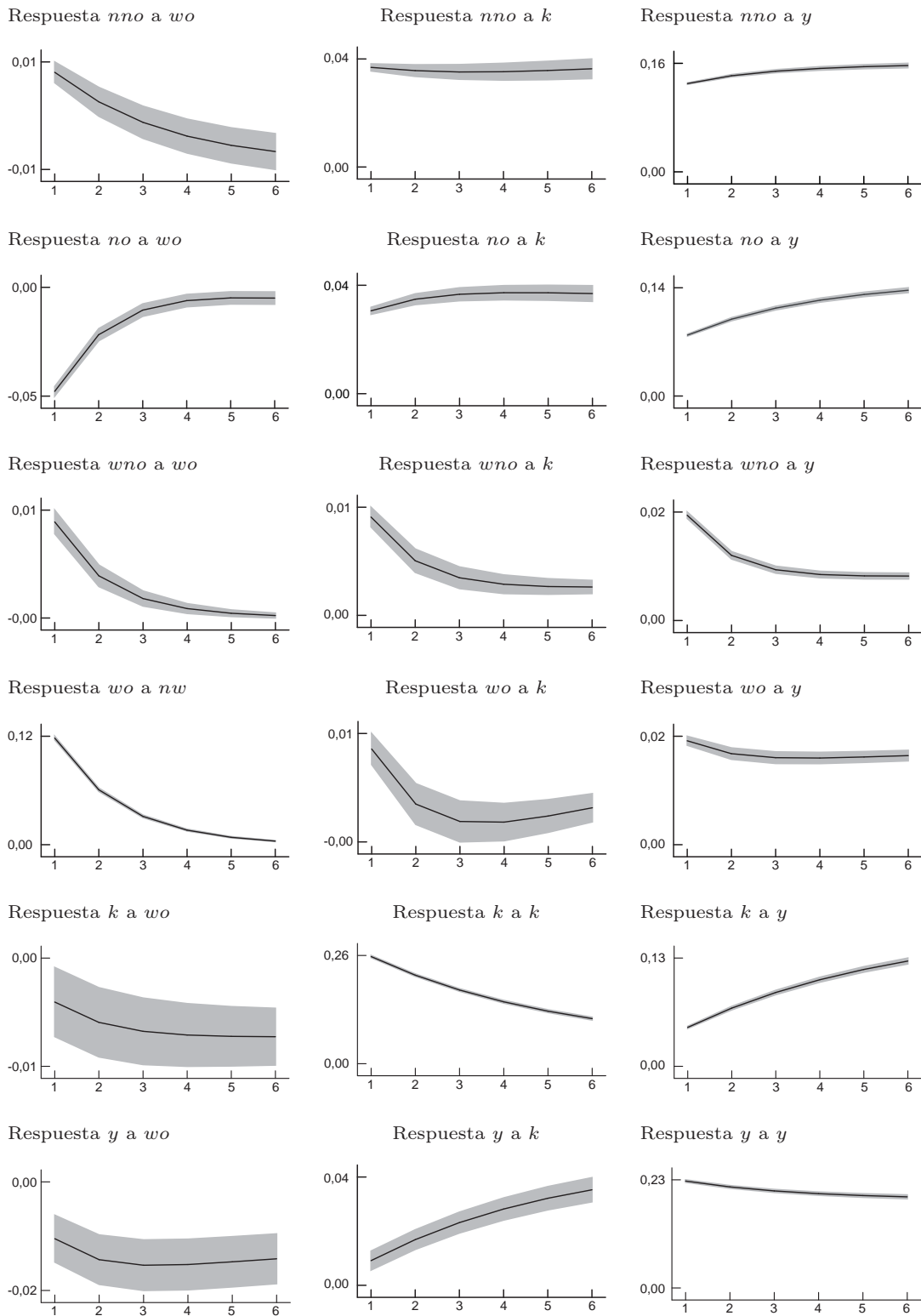
Nota: el área gris clara corresponde al intervalo de confianza al 95% de 1993 a 2009; el área gris oscuro corresponde al intervalo de confianza al 95% del 2000 a 2009.
Fuente: cálculos de los autores.

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.

Gráfico 7.10: Impulso-Respuesta por tipo de empleo PVAR(1), 2000-2009



(continuación **Gráfico 7.10:**)



Nota: la línea es FE-QML y el área sombreada es el intervalo del 95% de confianza.
Fuente: cálculos de los autores.

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 aproximadamente al segundo año²⁵. 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, comparado con variaciones en el salario no obrero (véase el Gráfico A3.4 del Anexo 3).

Como el caso del empleo total, los choques asociados con el producto tienen un gran efecto sobre la demanda de los dos tipos de empleo, aunque los efectos son más importantes para el empleo no obrero. Mientras que la respuesta de aquel está entre 0,14 y 0,16 d.e., la del empleo obrero está alrededor de 0,08 y 0,09 d.e. en los primeros períodos. Por último, las respuestas al capital, al igual que en el empleo total, están entre 0,03 y 0,04 d.e., 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 los mismos términos. 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 del salario obrero es positiva en el primer año, y se desvanece. Para el empleo obrero este efecto es positivo en el primer año²⁶. Por último, no se observan grandes diferencias en la respuesta del empleo no obrero o en la del obrero ante choques en el capital²⁷.

²⁵ La respuesta es de alrededor del 13% con el método GMM estándar.

²⁶ 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.

²⁷ 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. Véase Brown y Christensen (1981), Berman, Bound y Griliches (1994), Hijzen y Swaim (2010), Senses (2010) y O'Mahony, Robinson y Vecchi (2008) para una discusión más amplia al respecto sobre la estrategia implementada.

Otro aspecto por 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.

5. DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

Este trabajo estudia la dinámica del empleo manufacturero en Colombia durante el período 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 que han sido previamente señaladas por autores como Hamermesh (1999). En particular, se estiman modelos PVAR 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 con la simultaneidad entre las variables, los problemas de identificación relacionados con la presencia de raíces unitarias y los sesgos asociados con 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 7.1, cuando se contrastan las elasticidades obtenidas con el PVAR frente a las del GMM en diferencias, o con el GMM *system*, con el primero se encuentra un mayor efecto del salario (w) entre 1993 y 2009, que el que se obtiene con los otros métodos, al acumular el efecto de los últimos dos o tres períodos, aunque de menor magnitud entre 2000 y 2009, y un mayor efecto del producto (y) en ambos períodos.

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, del obrero y del no obrero, seguidos de los choques del capital y del salario. En términos generales la persistencia de todos los tipos de empleo es alta. Las funciones de impulso-respuesta revelan mayor sensibilidad del empleo obrero a choques asociados con su propia dinámica. Lo anterior implicaría mayores costos de ajuste de la firma en el empleo obrero.

Así mismo, un choque exógeno de una d.e. en la producción incrementa en aproximadamente 0,15-0,16 d.e. el empleo total y el empleo no obrero, mientras incrementa solo en 0,07 d.e. 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 $-0,035$ d.e. 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

Cuadro 7.1: Elasticidades del empleo al salario y el producto, estimadas con diferentes métodos

		E. GMM dif.	e.e.	<i>t</i> -estadístico <i>PVAR</i> -GMM <i>dif.</i>	E. GMM <i>sys.</i>	e.e.	<i>t</i> -estadístico <i>PVAR</i> -GMM <i>sys.</i>	Imp-Resp <i>PVAR</i>	e.e.
<i>w</i>	<i>t</i>	-0,466	0,020	16,95	Período 1993-2009 -0,483	0,0154	22,68		
	<i>t, t-1</i>	-0,141	0,022	0,46	-0,110	0,0158	-1,31	-0,131	0,0022
	<i>t, t-1, t-2</i>	-0,111	0,024	-0,81	-0,080	0,0177	-2,84		
<i>y</i>	<i>t</i>	0,256	0,010	4,49	0,299	0,0086	0,30		
	<i>t, t-1</i>	0,152	0,014	10,66	0,151	0,0120	12,51	0,301	0,0008
	<i>t, t-1, t-2</i>	0,115	0,016	11,55	0,070	0,0162	14,22		
<i>w</i>	<i>t</i>	-0,546	0,027	16,94	Período 2000-2009 -0,495	0,0196	20,78		
	<i>t, t-1</i>	-0,222	0,035	3,87	-0,122	0,0258	1,44	-0,084	0,0027
	<i>t, t-1, t-2</i>	-0,218	0,038	3,50	-0,116	0,0318	1,00		
<i>y</i>	<i>t</i>	0,250	0,011	8,22	0,286	0,0089	5,99		
	<i>t, t-1</i>	0,159	0,016	11,65	0,165	0,0122	14,21	0,34	0,001
	<i>t, t-1, t-2</i>	0,138	0,029	6,98	0,133	0,0327	6,31		

Dif.: diferencias; *sys.*: sistema; *imp.*: impulso; *resp.*: respuesta.
Fuente: Medina, Posso, Tamayo y Monsalve (2011).

levemente positiva y se desvanece 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 (2012) 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 esta transición 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, 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 en el 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 cuatro 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 con nuevas tecnologías más que al capital (como las TIC) 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 otros resultados de la literatura colombiana muestran elasticidades de sustitución importantes entre el empleo calificado y no calificado para el global de la economía colombiana (véanse Núñez y Sánchez, 1998; Santamaría, 2004; Medina y Posso, 2010).

REFERENCIAS

- ALONSO-BORREGO, C. Y M. ARELLANO (1999): "Symmetrically Normalized Instrumental-Variable Estimation Using Panel Data", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 17(núm. 1), pp. 36–49.

- ARANGO, C. Y A. ROJAS (2004): “Demanda laboral y reforma comercial en el sector manufacturero colombiano: 1977-1999”, *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 44, pp. 96–154.
- ARELLANO, M. (2003): *Panel Data Econometrics*, no. núm. 9780199245291 in OUP Catalogue. Oxford University Press.
- ARELLANO, M. Y S. BOND (1991): “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economic Studies*, vol. 58(núm. 2), pp. 277–297.
- ARELLANO, M. Y O. BOVER (1995): “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models”, *Journal of Econometrics*, vol. 68(núm. 1), pp. 29–51.
- BALTAGI, B. (2003): *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley and Sons, New York.
- BERMAN, E., J. BOUND Y Z. GRILICHES (1994): “Changes in the Demand for Skilled Labor within U.S. Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufactures”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 109(núm. 2), pp. 367–397.
- BINDER, M., C. HSIAO Y M. PESARAN (2005): “Estimation and Inference in Short Panel Vector Autoregressions with Unit Roots and Cointegration”, *Econometric Theory*, vol. 21(núm. 04), pp. 795–837.
- BLUNDELL, R. Y S. BOND (1998): “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics*, vol. 87(núm. 1), pp. 115–143.
- BROWN, R. Y L. CHRISTENSEN (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*, ed. ernst R. Berndt y Barry C. Field, pp. 209–229. MA: MIT Press.
- CANOVA, F. Y M. CICCARELLI (2009): “Estimating Multicountry VAR Models”, *International Economic Review*, vol. 50(núm. 3), pp. 929–959.
- CAO, B. Y Y. SUN (2011): “Asymptotic Distributions of Impulse Response Functions in Short Panel Vector Autoregressions”, *Journal of Econometrics*, vol. 163(núm. 2), pp. 127–143.
- CÁRDENAS, M. Y R. BERNAL (2004): “Determinants of Labor Demand in Colombia. 1976-1996”, en *Law and Employment: Lessons from Latin American and the Caribbean*, NBER Chapters, pp. 229–272. National Bureau of Economic Research, Inc.

- 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 núm. r07037, Université Panthéon-Sorbonne (Paris 1), Centre d’Économie de la Sorbonne.
- COAD, A. Y T. BROEKEL (2011): “Firm Growth and Productivity Growth: Evidence from a Panel VAR”, *Applied Economics*, pp. pp. 1466–4283.
- COAD, A. Y R. RAO (2010): “Firm Growth and R&D Expenditure”, *Economics of Innovation and New Technology*, vol. 19(núm. 2), pp. 127–145.
- EPSTEIN, L. (1983): “Aggregating quasi-fixed factors”, *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 85(núm. 2), pp. 191–205.
- FAJNZYLBER, P. Y W. MALONEY (2001): “Comparing Labor Demand Elasticities across Countries: Dynamic Panel Estimates for Colombia, Chile and Mexico”, mimeo. Banco Mundial.
- HAMERMESH, D. (1987): “The demand for labor in the long run”, en *Handbook of Labor Economics*, ed. O. Ashenfelter, y R. Layard, vol. 1 of *Handbook of Labor Economics*, chap. 8, pp. 429–471. Elsevier.
- HAMERMESH, D. (1993): *Labor Demand*. Princeton University Press.
- HAMERMESH, D. (1999): “The art of laborometrics”, NBER Working Papers núm. 6927, National Bureau of Economic Research, Inc.
- HAMERMESH, D. (2000): “The craft of laborometrics”, *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 53(núm. 3), pp. 363–380.
- HIJZEN, A. Y P. SWAIM (2010): “Offshoring, labour market institutions and the elasticity of labour demand”, *European Economic Review*, vol. 54(núm. 8), pp. 1016–1034.
- HOLTZ-EAKIN, D., W. NEWEY Y H. ROSEN (1988): “Estimating vector autoregressions with panel data”, *Econometrica*, vol. 56(núm. 6), pp. 1371–1395.
- HOLTZ-EAKIN, D., W. NEWEY Y H. ROSEN (1989): “The revenues-expenditures nexus: Evidence from local government data”, *International Economic Review*, vol. 30(núm. 2), pp. 415–429.
- JUSELIUS, K. (2007): *The cointegrated VAR model: Methodology and applications*. núm. 9780199285679. Oxford University Press.
- KIM, H. Y J. LEE (2001): “Quasi-fixed Inputs and Long-run Equilibrium in Production: A Cointegration Analysis”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16(núm. 1), pp. 41–57.
- LANCASTER, T. (2000): “The incidental parameter problem since 1948”, *Journal of Econometrics*, vol. 95(núm. 2), pp. 391–413.

- LOVE, I. Y L. ZICCHINO (2006): “Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR”, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 46, pp. 190–210.
- LÜTKEPOHL, H. (2005): *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer.
- MEDINA, C. Y C. POSSO (2010): “Technical Change and Polarization of the Labor Market: Evidence for Brazil, Colombia and Mexico”, Borradores de Economía núm. 614, Banco de la República de Colombia.
- MEDINA, C., C. POSSO, J. TAMAYO Y E. MONSALVE (2011): “Dinámica de la demanda laboral en la industria manufacturera colombiana 1993-2009: una estimación panel VAR”, mimeo.
- MEDINA, C., C. POSSO, J. TAMAYO Y E. MONSALVE (2012): “Dinámica de la demanda laboral en la industria manufacturera colombiana 1993-2009: una estimación Panel VAR”, Borradores de Economía núm. 694, Banco de la República.
- NICKELL, S. (1987): “Dynamic models of labour demand”, en *Handbook of Labor Economics*, ed. O. Ashenfelter, y R. Layard, vol. 1 of *Handbook of Labor Economics*, chap. 9, pp. 473–522. Elsevier.
- NÚÑEZ, J. Y F. SÁNCHEZ (1998): “Educación y salarios relativos en Colombia: 1976-1995. Determinantes, evolución e implicaciones para la distribución del ingreso”, Archivos de Economía, núm. 74, Departamento Nacional de Planeación, Bogotá.
- O’MAHONY, M., C. ROBINSON Y M. VECCHI (2008): “The impact of ICT on the demand for skilled labour: A cross-country comparison”, *Labour Economics*, vol. 15(núm. 6), pp. 1435–1450.
- ROBERTS, M. Y E. SKOUFIAS (1997): “The Long-Run Demand for Skilled and Unskilled Labor in Colombian Manufacturing Plants”, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 79(núm. 2), pp. 330–334.
- SANTAMARÍA, M. (2004): “Income inequality, skills and trade: Evidence from Colombia during the 80s and 90s”, Documentos CEDE, núm. 2004-02, Universidad de los Andes -CEDE.
- SENSES, M. (2010): “The effects of offshoring on the elasticity of labor demand”, *Journal of International Economics*, vol. 81(núm. 1), pp. 89–98.
- TAMAYO, J. (2012): “Asimetrías en la demanda por trabajo en Colombia: el papel del ciclo económico”, Borradores de Economía, 689, Banco de la República.
- VIDANGOS, I. (2009): “Fluctuations in individual labor income: a panel VAR analysis”, Finance and Economics Discussion Series núm. 2009-09, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).

ANEXO 1 METODOLOGÍA

En esta sección se presenta el método de estimación del modelo PVAR con efectos fijos. Sea ρ un vector de $[m^2 + m(m+1)] \times 1$ de coeficientes desconocidos¹ e igual a,

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

Para derivar la estimación FE-QML de ρ 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 ρ está dado por,

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

Donde $l(\rho)$ es la función de verosimilitud derivada de la función de distribución conjunta de ΔW_i bajo el supuesto de normalidad. En condiciones regulares y los supuestos mencionados en la sección 1.2, Binder, Hsiao y Pesaran (2005) muestran que la estimación máxima casi-verosimil, $\hat{\rho}_{QML}$ es consistente y se distribuía asintóticamente normal, independiente de si las series son estacionarias, integradas de orden 1, o integradas de orden 1 y cointegradas.

¹ 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.

ANEXO 2

DATOS Y VARIABLES

2.1. Panel data

Se crearon dos tipos de panel para los períodos 1993-2009 y 2000-2009. En el primero la unidad de análisis es la firma, mientras que en el segundo es el establecimiento. Los paneles de firmas incluyen aquellas unidades que estuvieron durante todo el período de análisis (1993-2009 y 2000-2009) y cuyos establecimientos solo pertenecieron a ellas durante el mismo lapso. 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 período (1993-2009 y 2000-2009).

2.2. Variables relevantes

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

2.3. Sueldos, 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 período 2000-2009.

2.4. 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).

2.5. 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 período contable. Algunas medidas adicionales de capital son la inversión en maquinaria y equipo, así como la inversión en equipos de oficina y tecnología.

ANEXO 3
OTROS CUADROS Y GRÁFICOS

Cuadro A3.1: Resultados de la estimación FE-QML (Binder, Hsiao y Pesaran (2005)), 1993-2009 (errores estándar entre paréntesis)

$$\begin{bmatrix} n_t \\ w_t \\ k_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,860 & 0,068 & -0,002 & 0,109 \\ (0,006) & (0,008) & (0,003) & (0,004) \\ 0,026 & 0,591 & 0,003 & 0,010 \\ (0,004) & (0,006) & (0,002) & (0,003) \\ 0,046 & 0,016 & 0,870 & 0,090 \\ (0,008) & (0,011) & (0,005) & (0,006) \\ 0,116 & -0,055 & 0,013 & 0,894 \\ (0,007) & (0,010) & (0,004) & (0,006) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} n_{t-1} \\ w_{t-1} \\ k_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix}$$

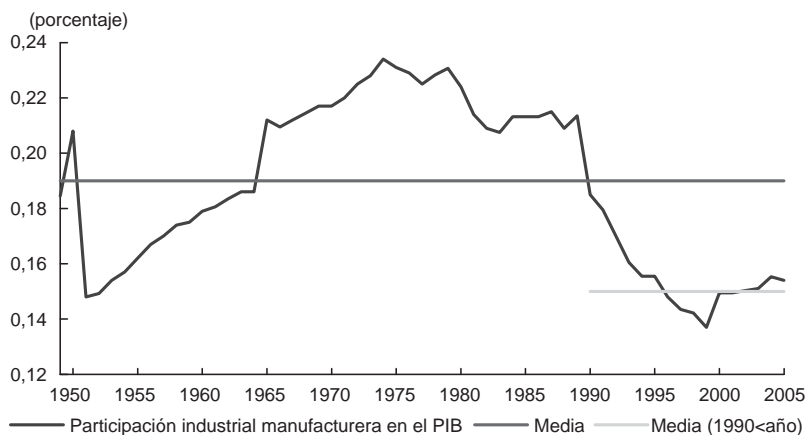
Fuente: cálculos de los autores.

Cuadro A3.2: Resultados de la estimación FE-QML (Binder, Hsiao y Pesaran, 2005), 2000-2009 (errores estándar entre paréntesis)

$$\begin{bmatrix} n_t \\ w_t \\ k_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,813 & 0,126 & 0,017 & 0,142 \\ (0,009) & (0,011) & (0,005) & (0,006) \\ 0,050 & 0,516 & -0,002 & -0,007 \\ (0,005) & (0,008) & (0,003) & (0,004) \\ 0,095 & 0,021 & 0,809 & 0,086 \\ (0,011) & (0,015) & (0,007) & (0,008) \\ 0,149 & -0,029 & 0,012 & 0,872 \\ (0,011) & (0,015) & (0,007) & (0,009) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} n_{t-1} \\ w_{t-1} \\ k_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix}$$

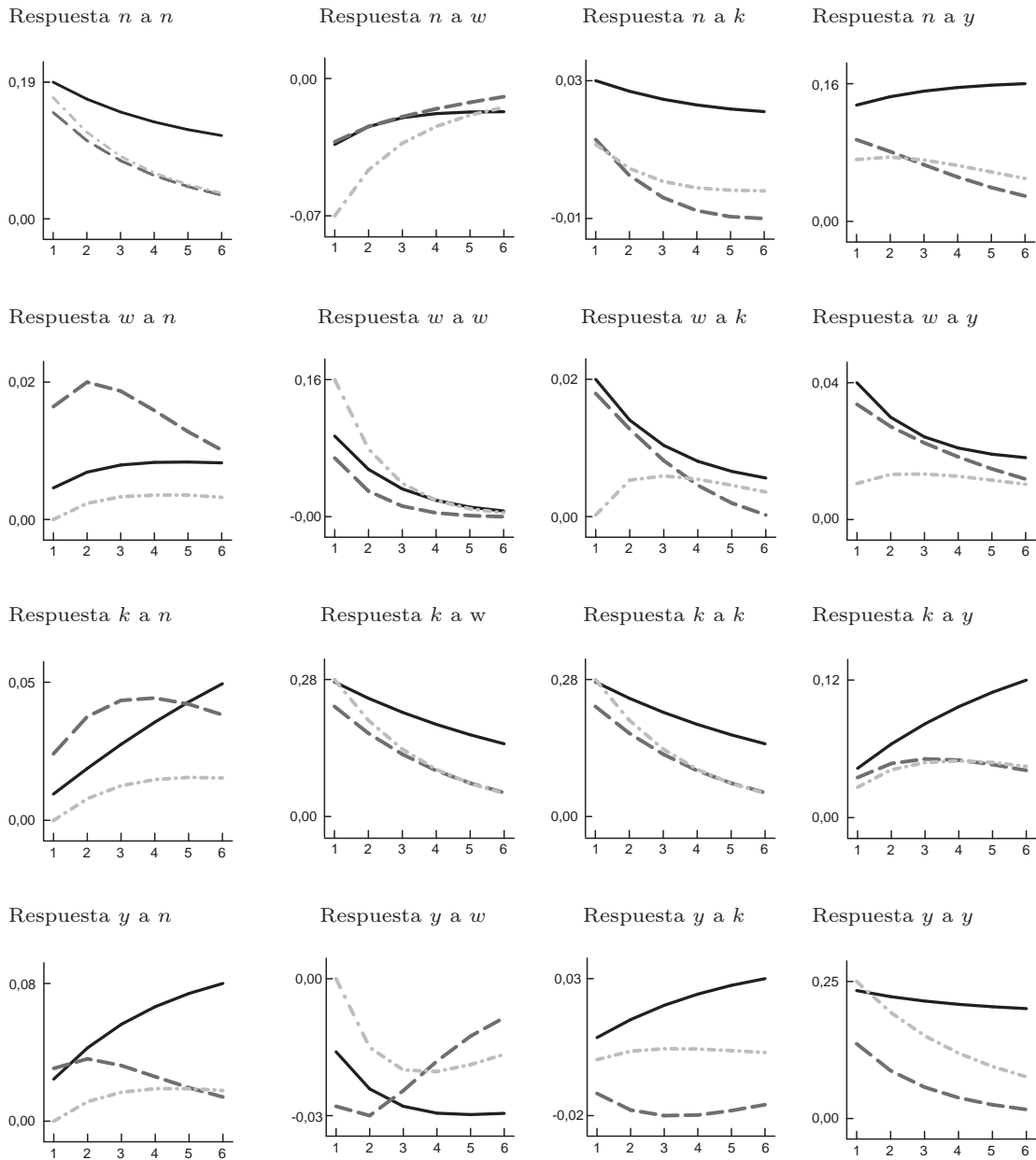
Fuente: cálculos de los autores.

Gráfico A3.1: Participación en el PIB de la industria manufacturera desde 1950



Fuente: cálculos de los autores.

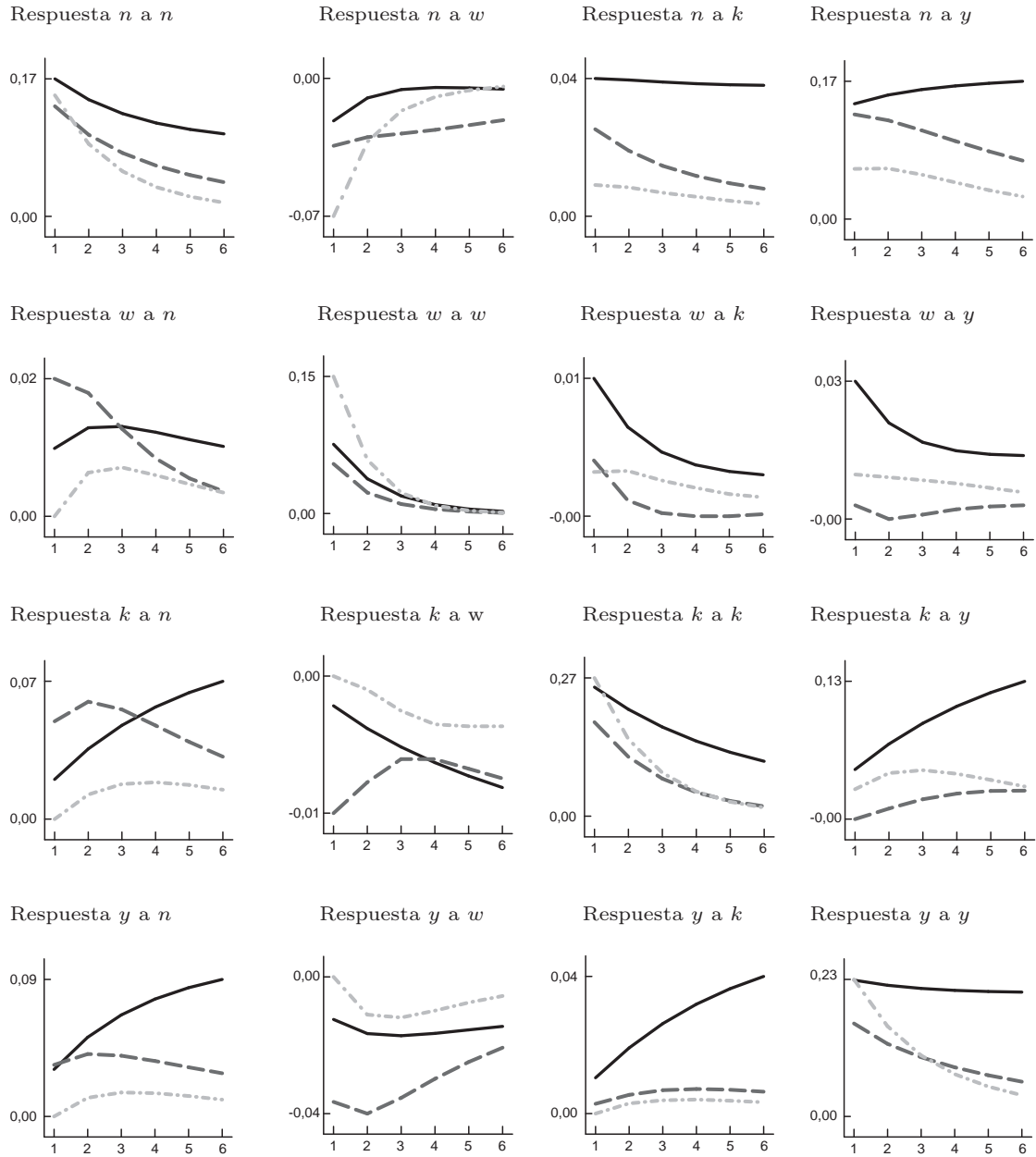
Gráfico A3.2: Impulso-respuesta para el PVAR(1), 1993-2009



Nota: la línea continua es FE-QML; la línea discontinua es GMM extendido; y la línea punteada es GMM estándar.

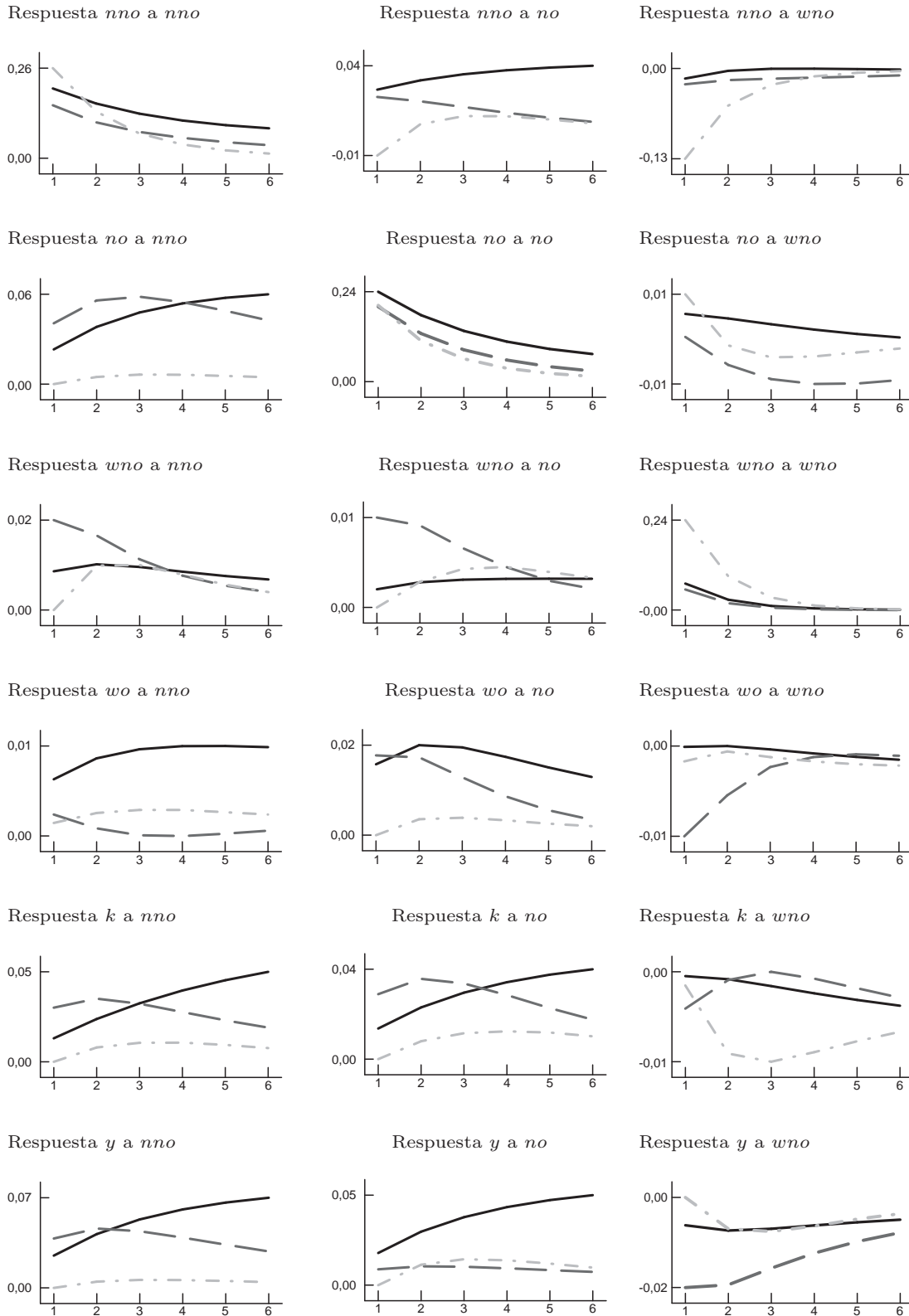
Fuente: cálculos de los autores.

Gráfico A3.3: Impulso-respuesta por tipo de empleo PVAR(1), 2000-2009

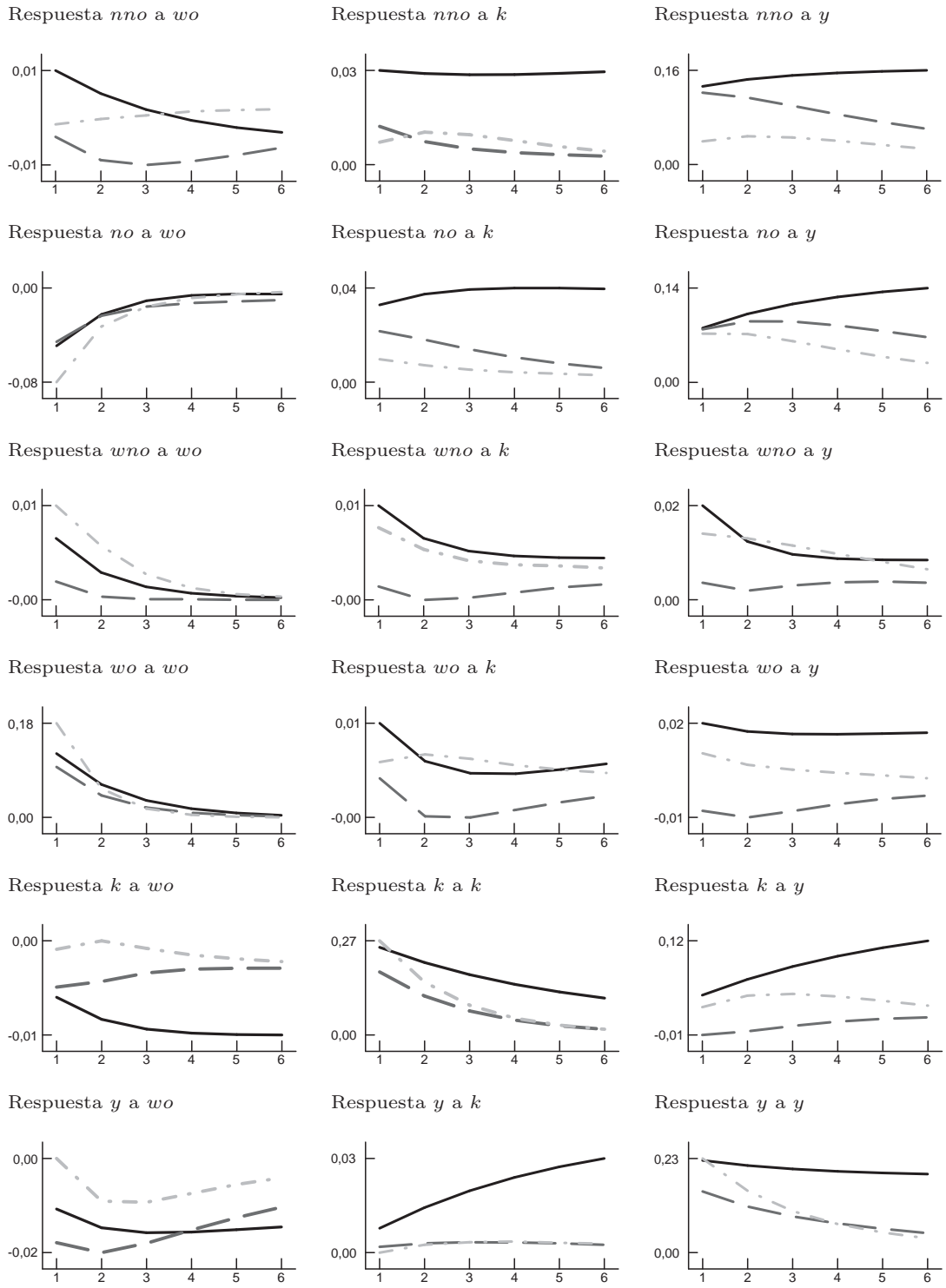


Fuente: cálculos de los autores.

Gráfico A3.4: Impulso-respuesta por tipo de empleo para PVAR(1), 2000-2009



(continuación **Gráfico A3.4**)



Nota: la línea continua es FE-QML; la línea discontinua es GMM extendido; y la punteada es GMM estándar

Fuente: cálculos de los autores.

COMENTARIOS

DINÁMICA DE LA DEMANDA LABORAL EN LA INDUSTRIA MANUFACTURERA COLOMBIANA 1993-2009: UNA ESTIMACIÓN PANEL VAR

Marcela Eslava

Me centro en este comentario en señalar hallazgos complementarios a los de los autores, surgidos de mi agenda de investigación. Tomados en conjunto, todos estos resultados sugieren elementos interesantes acerca de la estructura de costos de ajuste del empleo en el país y su evolución. Empiezo por resumir las conclusiones del estudio de Medina *et al.*, para luego presentar alguna evidencia complementaria.

Los principales resultados que veo en el estudio son: 1) alta persistencia del empleo, tanto obrero como no obrero; 2) esa persistencia parece reducirse sobre el tiempo, siendo menor para el período que comienza en 2000; 3) la respuesta a los choques de producto y capital se incrementa en este último subperíodo; 4) mayor elasticidad del empleo no obrero, comparado con el obrero, ante choques al producto y choques al otro tipo de empleo, y 5) poca sensibilidad de cualquiera de los tipos de empleo ante choques en el capital.

Estos resultados son consistentes con:

1. Presencia de costos de ajuste convexos o proporcionales, como es el caso de los costos de despido. Costos de ajuste de este tipo reducen la disposición de los productores a ajustar sus niveles de empleo como respuesta a choques, suavizando la senda de empleo sobre el tiempo. Cabe apuntar, al tiempo, que los resultados sugieren poca importancia de costos de ajuste fijos —aquellos que serían independientes del nivel de ajuste, y de cuya presencia la literatura ha encontrado evidencia (e. g. Caballero, Engel y Haltiwanger, 1997)—. Los últimos se verían más bien reflejados en grandes saltos del proceso de ajuste, pues los productores solo estarían dispuestos a incurrir en estos costos ante choques suficientemente significativos, y en tal caso preferirían hacer ajustes masivos para evitar la necesidad de ajustes adicionales en el futuro cercano.
2. Reducción sobre el tiempo de estos costos de ajuste convexos o proporcionales, reflejada en la ocurrencia conjunta de una disminución en la persistencia

y un incremento en la respuesta a choques de producto, por parte de la dinámica del empleo.

3. Menores costos de ajuste convexos o proporcionales en el empleo no obrero, comparado con el obrero.
4. Poca complementariedad entre ajustes al capital y ajustes al empleo.

Y son también consistentes con hallazgos en Eslava, Haltiwanger, Kugler y Kugler (2010a y b) para un período previo: 1982-1998. Estos trabajos emplean un modelo de demanda conjunta de factores —capital, empleo calificado y empleo no calificado— por parte de una firma que no enfrenta costos de ajuste. La comparación entre los ajustes que emergen de simular este modelo para los diferentes establecimientos de la EAM y los ajustes que efectivamente realizaron estos establecimientos arroja luces sobre la estructura de costos de ajuste. Por una parte, encontramos en esos trabajos que el ajuste observado corresponde a solo una fracción del que se haría si no hubiese costos de ajuste, sugiriendo que tales costos en efecto desempeñan un papel importante. Llegamos también a que la respuesta a choques se ha vuelto más dinámica a lo largo del tiempo, lo que resulta consistente con una reducción de estos costos. También encontramos evidencia de un cierto nivel de sustitución, más que complementariedad, entre los ajustes efectivos de diferentes factores. De hecho, los resultados sugieren que los establecimientos manufactureros responden ante reducciones en los costos de ajuste en un margen, ajustando ese margen de manera más dinámica y los otros de forma menos dinámica. Por ejemplo, ante las reformas que redujeron los costos de despido al comienzo de los años noventa, se observa una respuesta más dinámica del empleo ante choques negativos, pero una menor respuesta del capital a los mismos choques. Finalmente, vemos una respuesta a choques más dinámica del empleo de administración, comparado con el de producción. Todos estos resultados apuntan en direcciones semejantes a los hallazgos de Medina *et al.*

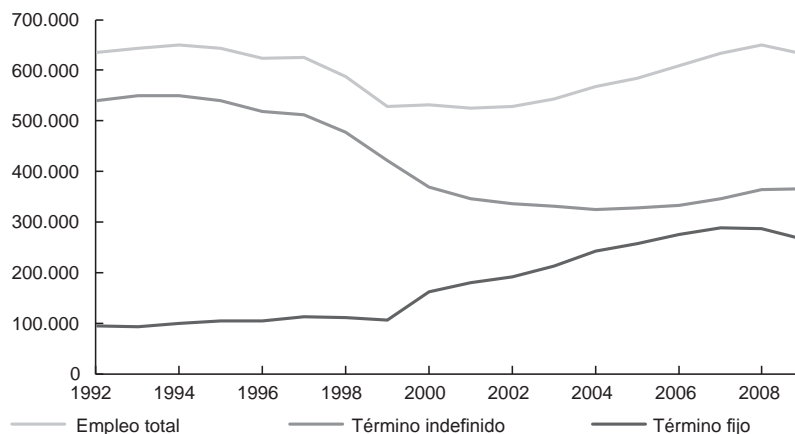
Nuestros resultados en Eslava, Haltiwanger, Kugler y Kugler (2010a y b) también sugieren elementos adicionales, que ayudan a enriquecer la interpretación de los hallazgos de Medina *et al.* Por una parte, encontramos asimetrías muy importantes entre las dinámicas de ajuste ante choques negativos, comparadas con aquellas que corresponden a choques positivos. Los cambios en la estructura de costos de ajuste que han hecho ese ajuste más dinámico sobre el tiempo han implicado que los productores se han vuelto más dados a despedir trabajadores, especialmente aquellos dedicados a la producción, ante choques negativos. Entre tanto, la respuesta más dinámica a choques positivos se ha concentrado en incrementos del *stock* de capital, más que en mayores contrataciones. El mensaje es preocupante, pues apunta a una sustitución de empleo por capital.

Otra dimensión en la que encontramos resultados que complementan a los de Medina *et al.* tiene que ver con la presencia de costos no convexos de ajuste. La estructura que utilizamos en los mencionados trabajos permite una elasticidad diferencial para choques de diferente magnitud. Aprovechando esa estructura, encontramos que este tipo de costos sí parece cumplir un papel importante en

el comportamiento de ajuste del empleo, en particular del empleo más calificado (correspondiente en nuestros datos al de administración). Para esta categoría, observamos una mayor respuesta proporcional a choques de gran magnitud, comparada con la respuesta a choques menores. Esto iría en contravía de la percepción del ajuste al empleo calificado como un proceso suave sobre el tiempo, al menos en presencia de choques importantes. Las estimaciones de Medina *et al.* no capturan esta dimensión porque, al imponer una respuesta uniforme a choques de diversa magnitud, los coeficientes capturan la respuesta promedio, mientras que los choques mayores constituyen un fenómeno relativamente poco frecuente, no por eso poco importante.

La lectura de los hallazgos de Medina *et al.* también puede complementarse de manera útil con una observación de los patrones diferenciales de uso de contratos a término indefinido y término fijo en la EAM. Resulta interesante observar cómo los contratos a término fijo han venido creciendo en importancia de manera muy dinámica desde 1992. Este patrón se ha acentuado en los años 2000, como lo ilustra el Gráfico 1, tomada de Eslava, Haltiwanger, Kugler y Kugler (2011). Los contratos a término fijo están sujetos a menores costos de ajuste, pues la terminación del contrato al vencerse su término no impone costos de despido. Es tan notorio el mayor uso de este tipo de contratos en la última década, que es muy probable que explique buena parte de la disminución de los costos de ajuste que, de manera más general, se refleja en los resultados de Medina *et al.*

Gráfico 1: Empleo total, a término indefinido y a término fijo en la EAM, 1992-2009



Fuente: Eslava *et al.* (2011)

REFERENCIAS

CABALLERO, R., E. ENGEL Y J. HALTIWANGER (1997): “Aggregate Employment Dynamics: Building from Microeconomic Evidence”, *American Economic Review*, vol. 87(núm. 1), pp. 115–137.

- ESLAVA, M., J. HALTIWANGER, A. KUGLER Y M. KUGLER (2010a): “Factor Adjustments after Deregulation: Panel Evidence from Colombian Plants”, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 92(núm. 2), pp. 378–391.
- ESLAVA, M., J. HALTIWANGER, A. KUGLER Y M. KUGLER (2010b): “Market Reforms, Factor Reallocation, and Productivity Growth in Latin America”, en *Business Regulation and Economic Performance*, ed. N. Loayza, y L. Servén, pp. 225–263. World Bank.
- ESLAVA, M., J. HALTIWANGER, A. KUGLER Y M. KUGLER (2011): “The Effects of Regulations and Business Cycles on Temporary Contracts, the Organization of Firms and Productivity”, Universidad de los Andes. Mimeo.