

Rigideces de los salarios a la baja en Colombia: evidencia empírica a partir de una muestra de salarios a nivel de firma*

Ana María Iregui B.**
Ligia Alba Melo B.***
María Teresa Ramírez G.****

* Las autoras son investigadoras principales de la Unidad de Investigaciones de la Gerencia Técnica del Banco de la República. Agradecemos los comentarios de Luis Eduardo Arango, Juan David Barón, Juan Carlos Guataquí, Hernando Vargas, Héctor Zárate y de los asistentes a la reunión de trabajo del proyecto del Banco de la República sobre formación de precios y salarios. Agradecemos también la colaboración de Derly Gómez y Jorge Tamayo. Las opiniones expresadas en este documento son responsabilidad de las autoras y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

Una versión anterior de este capítulo titulada “¿Son los salarios rígidos en Colombia?: análisis empírico con base en salarios a nivel de firma”, se publicó en *Monetaria*, 34(1), 63-91, 2011.

** Correo electrónico: airegubo@banrep.gov.co.

*** Correo electrónico: lmelobec@banrep.gov.co.

**** Correo electrónico: mramirgi@banrep.gov.co.

I. INTRODUCCIÓN

La reducción de la inflación y la adopción de un régimen de inflación objetivo en varios países durante las dos últimas décadas han renovado el interés por el estudio de las rigideces salariales, debido al impacto que estas podrían tener sobre el mercado laboral. Este tema sigue generando controversia en la literatura económica. Por un lado, la literatura tradicional afirma que cuando los salarios nominales son rígidos a la baja, cierto nivel de inflación permite una mayor flexibilización de los salarios reales, ya que estos pueden ser reducidos a través de aumentos de los salarios nominales en un porcentaje inferior a la inflación, lo que facilita los ajustes en el mercado laboral (Akerlof, Dickens y Perry, 1996; Fortin, 1996; Tobin, 1972). Por otro, recientemente Elsby (2009) sostiene que los efectos macroeconómicos de las rigideces a la baja de los salarios nominales probablemente son pequeños, lo cual sugiere que esta rigidez no es un argumento fuerte en contra de la adopción de una meta de inflación baja.

Para contribuir a este debate, y dada la mayor disponibilidad de información a nivel microeconómico, los estudios empíricos sobre las rigideces salariales han aumentado considerablemente durante los últimos años. Estos estudios han utilizado información a partir de encuestas y bases de datos a nivel de firma o trabajador. En el primer caso, se destacan los artículos de Blinder y Choi (1990), Campbell y Kamlani (1997), Agell y Lundborg (1995, 2003) y Bewley (1999), quienes encuentran que las empresas no reducen los salarios para no afectar la motivación, el esfuerzo y la moral de los trabajadores, y de este modo llevan a la rigidez a la baja de los salarios nominales.

Entre los estudios que utilizan bases de datos, vale la pena resaltar el International Wage Flexibility Project, que analiza los cambios en los ingresos laborales individuales utilizando treinta y una bases de datos para dieciséis países europeos y considerando información de las tres últimas décadas. Este proyecto encuentra evidencia de rigideces a la baja, tanto en los salarios nominales como en los reales, aunque los grados y las causas de la rigidez varían entre los diferentes países analizados¹. Por otro lado, la edición de noviembre de 2007 de *The Economic Journal* (Vol. 117, N° 524) presenta como uno de sus temas principales

¹ Un resumen de los principales resultados del proyecto se encuentra en Dickens, Goette, Groshen, Holden, Messina y Schweitzer (2007).

la rigidez a la baja de los salarios. Los artículos incluidos utilizan una metodología común para estimar la incidencia y el alcance de las rigideces reales y nominales de los salarios a nivel de individuos, para Alemania, Italia y el Reino Unido. Estos estudios encuentran que las rigideces a la baja de los salarios reales son importantes para los tres países, aunque han disminuido a través del tiempo. También sugieren que las rigideces están asociadas con resultados desfavorables del mercado laboral, en particular con el desempleo².

Otros estudios que han utilizado información microeconómica a nivel de individuos o firmas para Europa y Estados Unidos son los de McLaughlin (1994), Kahn (1997), Stiglbauer (2002), Lebow, Raven y Beth (2003), Brzoza-Brzezina y Socha (2007), Schweitzer (2007), Messina, Du Caju, Duarte, Izquierdo y Hansen (2010) y Knoppik y Beissinger (2009), entre otros, cuyos resultados no son concluyentes, ya que varían dependiendo de la metodología y la información utilizada. En América Latina este tema no ha sido abordado en profundidad. Se destacan los trabajos de Castellanos, García-Verdú y Kaplan (2004) y Cobb y Opazo (2008). Los primeros analizan la rigidez a la baja de los salarios en México, utilizando datos del Instituto Mexicano de Seguridad Social a nivel de trabajador para el período 1985-2001, y encuentran evidencia de rigidez nominal, aunque esta se ha atenuado a través del tiempo. Por su parte, Cobb y Opazo (2008) presentan evidencia microeconómica sobre el grado de rigidez a la baja de los salarios en Chile, con información de 440.000 historias salariales para el período 2001-2007.

Recientemente, el Banco Central Europeo y los bancos centrales de los países de la Unión Europea conformaron un grupo de investigación, conocido como Eurosystem Wage Dynamic Network, cuyo objetivo es estudiar la dinámica de los salarios de la región y sus implicaciones de política³. Esta investigación está organizada alrededor de tres áreas: un grupo macro que explora la dinámica del salario a nivel agregado, un grupo micro que utiliza información a nivel de individuo o

² Véanse Goette, Sunde y Bauer (2007), Bauer, Bonin, Goette y Sunde (2007), Devicienti, Maida y Sestito (2007) y Barwell y Schweitzer (2007).

³ Los resultados de las investigaciones de los grupos que conforman esta red se encuentran en Wage Dynamics Network (2009).

firma, y un grupo que realiza una encuesta *ad hoc* sobre fijación de precios y salarios a nivel de firma⁴.

Dado los pocos estudios sobre rigideces salariales para países en desarrollo, y siguiendo la línea de investigación reciente de los bancos centrales europeos sobre formación de precios y salarios, el propósito de este trabajo es analizar si los salarios nominales en Colombia son rígidos a la baja, y de esta forma contribuir con la literatura⁵. Para realizar este análisis se utiliza una base de datos a nivel de firma para empleados y obreros, proveniente de las empresas que reportaron sus estados financieros a la Superintendencia de Sociedades, durante el período 1999-2006.

En particular, el grado de rigidez a la baja de los salarios nominales se determina a través de varias técnicas estadísticas utilizadas en la literatura reciente, como el análisis de los histogramas de la distribución de los incrementos en los salarios, el estadístico LSW y la prueba de Kahn. Los resultados de estos ejercicios sugieren la existencia de rigideces a la baja de los salarios nominales.

Además, se realizó un ejercicio econométrico para identificar aquellos factores que podrían afectar la probabilidad de que los incrementos salariales fueran mayores que la inflación observada. Los resultados indican que en época de auge económico dicha probabilidad aumenta.

El presente artículo consta de cinco partes, entre ellas esta introducción. En la II se describe la base de datos y se presentan las principales estadísticas de las variables utilizadas en el análisis empírico. En la Sección III se explican las pruebas de rigideces salariales y se analizan los resultados obtenidos. En la IV se discuten los resultados de un ejercicio econométrico que examina los factores que afectan la probabilidad de que los salarios se incrementen por encima de la inflación. La última sección presenta las principales conclusiones.

⁴ Las encuestas fueron realizadas por diecisiete bancos centrales (de Austria, Bélgica, República Checa, Estonia, Francia, Alemania, Grecia, Hungría, Italia, Irlanda, Lituania, Luxemburgo, Holanda, Polonia, Portugal, Eslovenia y España), entre finales de 2007 y el primer semestre de 2008, y se entrevistaron más de 17.000 firmas de diferentes tamaños y sectores económicos.

⁵ Taborda y Guataquí (2003) encuentran evidencia de rigidez a la baja de los salarios reales, al analizar salarios de eficiencia y rotación laboral en la industria manufacturera colombiana para el período 1974-1995.

II. BASE DE DATOS Y ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

En este artículo se analizan los datos a nivel de firma provenientes de las empresas que reportaron sus estados financieros a la Superintendencia de Sociedades (Supersociedades) durante el período 1999-2006. Es importante señalar que esta muestra no es representativa de todas las empresas del país, ya que solamente incluye las firmas sujetas a control, vigilancia e inspección de la Supersociedades⁶. Por lo tanto, el estudio excluye una fracción importante de la fuerza laboral, como los servidores públicos, los empleados oficiales y los trabajadores de las microempresas, entre otros. No obstante, la Supersociedades provee información completa sobre el número de trabajadores y sus salarios, para diferentes sectores de la economía de un número importante de empresas del país, lo cual permitió obtener series consistentes a través del tiempo.

Específicamente, del reporte de Supersociedades se utilizó la información sobre el personal ocupado de las empresas y el salario promedio por género y tipo de ocupación (directivos, empleados y obreros)⁷. Teniendo en cuenta que la metodología utilizada para determinar las rigideces salariales requiere de un panel balanceado, se incluyeron únicamente aquellas firmas que reportaron salarios para trabajadores de planta durante todo el período en consideración. El análisis empírico se realizó con dos muestras independientes, una para empleados y otra para obreros, las cuales no incluyen necesariamente las mismas empresas, debido a que no todas las firmas reportaron información de salarios para las dos categorías de trabajadores. Además, los datos sobre directivos y trabajadores temporales no se incluyeron, debido a que la información sobre personal ocupado y salario está incompleta y presenta inconsistencias.

Después de depurar la información, se obtuvo una muestra final de empleados de 1.517 empresas. Esta depuración tuvo en cuenta que la base de datos de las empresas presentara información completa durante todos los años del período

⁶ Para el período en consideración, las empresas que tenían la obligación de reportar a la Supersociedades se determinaban con base en los artículos 83 y 85 de la ley 222 de 1995 y el decreto 3100 de 1997.

⁷ Para más detalles sobre la base de datos, véase el Anexo 1.

de análisis⁸. Las empresas se agruparon en siete sectores: agricultura; comercio; construcción; electricidad, gas y agua; manufactura; servicios financieros; y otros servicios. Como se observa en el Cuadro 1, la muestra de empleados se concentra en los sectores manufacturero (35,8%) y comercio (33,8%). En cuanto al tamaño, el 76,8% de las empresas se clasifican como grandes y el 23,2% como no grandes⁹. Además, el 51,4% de las firmas se localizan en Bogotá, el 15,8% en Medellín, el 9,6% en Cali, el 4,9% en Barranquilla y el 18,3% restante en otras ciudades del país. Por su parte, la muestra final para los obreros incluye 781 empresas, de las cuales el 81,6% son empresas grandes. La muestra de obreros se concentra en el sector manufacturero (60,2%), el sector agrícola (15,4%) y el comercio (14,7%), y el 44% de las empresas se encuentran localizadas en Bogotá.

CUADRO 1. ESTADÍSTICAS DE LAS MUESTRAS: 1999-2006

Sector	Empresas por sector			
	Muestra de empleados		Muestra de obreros	
	Número de empresas	Participación (%)	Número de empresas	Participación (%)
Agricultura	148	9,8	120	15,4
Comercio	513	33,8	115	14,7
Construcción	99	6,5	37	4,7
Electricidad, gas y agua	29	1,9	7	0,9
Manufactura	543	35,8	470	60,2
Servicios financieros	53	3,5	10	1,3
Otros servicios	132	8,7	22	2,8

Tamaño	Empresas por tamaño			
	Muestra de empleados		Muestra de obreros	
	Número de empresas	Participación (%)	Número de empresas	Participación (%)
Grandes	1.165	76,8	637	81,6
No grandes	352	23,2	144	18,4

(Continúa)

⁸ Véase el Anexo 1.

⁹ Para los criterios de clasificación de las empresas por tamaño, véase el Anexo 1.

CUADRO 1. ESTADÍSTICAS DE LAS MUESTRAS: 1999-2006 (continuación)

Ciudad	Empresas por localización			
	Muestra de empleados		Muestra de obreros	
	Número de empresas	Participación (%)	Número de empresas	Participación (%)
Bogotá	780	51,4	344	44,0
Cali	145	9,6	59	7,6
Medellín	239	15,8	84	10,8
Barranquilla	75	4,9	34	4,4
Resto	278	18,3	260	33,3
Total número de empresas	1.517	100,0	781	100

Fuente: Supersociedades y cálculos de las autoras.

Las 1.517 empresas incluidas en la muestra de empleados tienen una planta promedio de personal anual de 120.512 empleados durante el período estudiado. Estos trabajadores se encuentran ubicados principalmente en los sectores de comercio (37,3%) y manufactura (36,4%). En cuanto a la distribución por género, la participación masculina alcanza en promedio el 54,3%. Esta participación es más alta en el sector de electricidad, gas y agua (80,6%) y más baja en el sector de servicios financieros (37,1%). En el caso de los obreros, las 781 empresas emplearon en promedio 115.932 obreros, de los cuales el 66,8% fueron hombres. Los obreros se ubicaron principalmente en el sector manufacturero (56,6%) y en el sector agrícola (24,2%). Vale la pena señalar que en todos los sectores incluidos en la muestra la participación masculina supera el 50% (Cuadro 2).

CUADRO 2. NÚMERO DE EMPLEADOS Y OBREROS: PROMEDIO 1999-2006

	Muestra de empleados			Muestra de obreros		
	Hombres	Mujeres	Part. (%) masculina	Hombres	Mujeres	Part. (%) masculina
Agricultura	3.697	2.924	55,8	16.872	11.190	60,1
Comercio	23.512	21.424	52,3	5.932	4.260	58,2
Construcción	2.068	1.634	55,9	2.271	58	97,5
Electricidad, gas y agua	2.535	609	80,6	1.681	2	99,9
Manufactura	24.799	19.116	56,5	46.431	19.175	70,8
Servicios financieros	777	1.318	37,1	290	41	87,6
Otros servicios	8.090	8.009	50,3	4.010	3.719	51,9
Total planta de personal	65.478	55.034	54,3	77.487	38.445	66,8

Fuente: Supersociedades y cálculos de las autoras.

El Cuadro 3 presenta los salarios reales promedio para el período 1999-2006, tanto para la muestra de empleados como para la de obreros¹⁰. El promedio del salario real de los empleados incluidos en la muestra fue de \$ 1.475.000 y el de los obreros de \$ 759.000. Además, la distribución de los salarios por deciles, presentada en el Cuadro 4, indica que el 50% de los empleados recibió en promedio un salario inferior a \$ 1.181.000 y el 50% de los obreros inferior a \$ 687.000. En contraste, en el decil más alto, los salarios de los empleados y de los obreros alcanzaron en promedio un valor de \$ 9.484.000 y de \$ 3.569.000, respectivamente.

**CUADRO 3. SALARIO REAL PROMEDIO PARA EMPLEADOS Y OBREROS
(MILES DE PESOS DE 2008)**

Año	Empleados	Obreros
1999	1.417	736
2000	1.430	741
2001	1.447	749
2002	1.465	757
2003	1.480	756
2004	1.503	768
2005	1.518	773
2006	1.539	791
Promedio	1.475	759

Fuente: Supersociedades y cálculos de las autoras.

**CUADRO 4. DISTRIBUCIÓN DE LOS SALARIOS REALES POR
DECILES: PROMEDIO 1999-2006 (MILES DE PESOS DE 2008)**

Decil	Empleados	Obreros
1	675	485
2	805	533
3	927	586
4	1.047	635
5	1.181	687
6	1.353	749
7	1.580	819
8	1.931	913
9	2.586	1.097
10	9.484	3.569

Fuente: Supersociedades y cálculos de las autoras.

¹⁰ Los Anexos 2 y 3 presentan información desagregada de los salarios reales de los empleados y obreros por sector, género, tamaño de la firma y localización geográfica. Vale la pena destacar la alta dispersión que presentan los salarios reales en ambas muestras.

III. RIGIDECES SALARIALES

En esta sección se analizan empíricamente las rigideces a la baja de los salarios para una muestra de empresas en Colombia. Este tema es importante dado su posible impacto sobre la persistencia y volatilidad de la inflación, al ser los salarios uno de los componentes principales del costo marginal.

Para evaluar las rigideces a la baja de los salarios, tanto nominales como reales, la literatura reciente ha utilizado varias herramientas estadísticas, entre las cuales se destaca el análisis de histogramas de la distribución de los incrementos salariales en un determinado período de tiempo¹¹. Cuando existen rigideces, la distribución es asimétrica y los datos se concentran alrededor de un punto de referencia. En el caso de la rigidez nominal, las observaciones se agrupan en cero y presentan asimetría alrededor de este punto, por lo que las observaciones negativas cercanas a cero son menos frecuentes que las positivas. Por su parte, en el caso de la rigidez real los incrementos se localizan a la derecha de la inflación de referencia. En general, los estudios para Europa y Estados Unidos han encontrado que las rigideces nominales son más comunes cuando la inflación es baja, mientras que las rigideces reales son más frecuentes con inflaciones altas¹².

Para el caso colombiano, los Gráficos 1 y 2 presentan la distribución de los cambios anuales en los salarios nominales de la muestra de empresas durante el período 1999-2006 para empleados y obreros, respectivamente¹³. Las barras de los histogramas se construyeron con un ancho de un punto porcentual. La primera línea vertical de la izquierda señala el punto donde el cambio del salario nominal es cero y la segunda línea muestra la inflación observada en el año inmediatamente anterior.

¹¹ Véanse Kahn (1997), Stiglbauer (2002), Lebow, Raven y Beth (2003), Castellanos, García-Verdú y Kaplan (2004), Barwell y Schweitzer (2007), Bauer, Bonin, Goette y Sunde (2007), Brzoza-Brzezina y Socha (2007), Devicienti, Maida y Sestito (2007), Dickens, Goette, Groshen, Holden, Messina y Schweitzer (2007), Goette, Sunde y Bauer (2007), Schweitzer (2007), Messina, Du Caju, Duarte, Izquierdo y Hansen (2010) y Knoppik y Beissinger (2009).

¹² Por ejemplo, Lebow, Raven y Beth (2003), Brzoza-Brzezina y Socha (2007), Holden y Wulfsberg (2007, 2008) y Schweitzer (2007).

¹³ Para la construcción de los histogramas se excluyeron los cambios salariales extremos (menores de -15% y mayores de 35%), ya que probablemente estos cambios pueden reflejar errores de reporte o de medida.

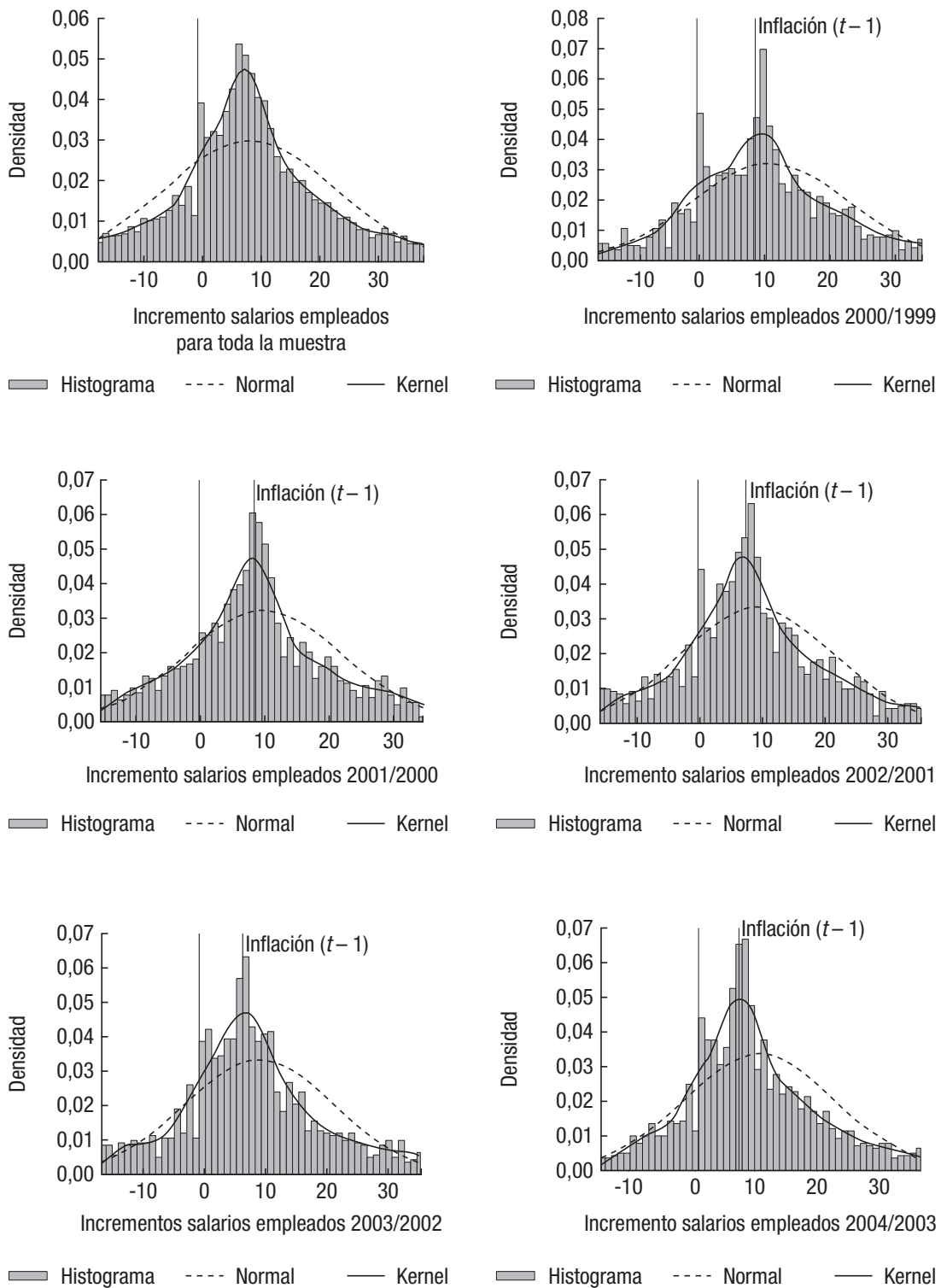
Vale la pena señalar que en los histogramas se observa un porcentaje de empresas cuyo cambio promedio en los salarios fue negativo. Esto no necesariamente implica que los trabajadores hayan enfrentado recortes en sus salarios, debido a que la información utilizada en este trabajo corresponde al salario promedio de la firma y no al salario individual. Así, el salario promedio de una empresa puede verse afectado por cambios en la composición de la fuerza de trabajo y en las funciones de los trabajadores y por la flexibilización de los contratos laborales, que puede llevar a modificaciones en la estructura salarial de la empresa. Adicionalmente, como lo resaltan Akerlof, Dickens y Perry (1996), parte de los cambios negativos pueden ser espurios, debido a errores en el reporte de salarios por parte de las empresas, lo cual incrementa la frecuencia de dichos cambios¹⁴.

En general, se aprecia, tanto para el caso de los empleados como para el de los obreros, una alta variación en la magnitud de los cambios de los salarios en un mismo año. Es de destacar la concentración de observaciones en la barra que incluye el cero y la menor cantidad de cambios salariales negativos frente a los incrementos positivos alrededor de este punto, lo que sugeriría la presencia de rigideces a la baja de los salarios nominales. Por otro lado, la alta concentración de datos que se encuentra alrededor de la inflación observada sería evidencia de rigidez real, lo que podría ser explicado por la práctica utilizada en Colombia de ajustar los salarios bien sea con base en la inflación del año inmediatamente anterior o con el incremento del salario mínimo¹⁵.

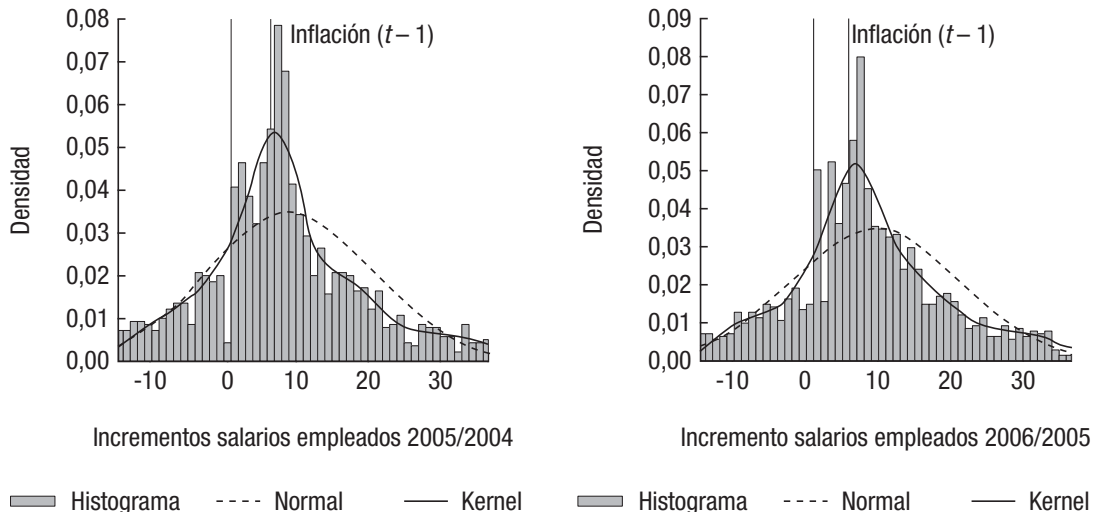
¹⁴ Akerlof, Dickens y Perry (1996) señalan que en algunos trabajos se presentan datos corregidos por errores de medida, lo que afecta la verdadera distribución de los cambios de los salarios. Por ejemplo, mencionan que McLaughlin (1994) muestra medidas corregidas de la desviación estándar de los cambios en los salarios, lo cual puede ser inapropiado si la verdadera distribución es asimétrica.

¹⁵ Durante el período de análisis el aumento en el salario mínimo en Colombia ha sido superior a la inflación observada en el año anterior. La sentencia C-815 de 1999 de la Corte Constitucional establece que la fijación del salario mínimo debe tener en cuenta la inflación del año que culmina, entre otros criterios.

**GRÁFICO 1. HISTOGRAMAS DE LA DISTRIBUCIÓN DE LOS CAMBIOS ANUALES EN LOS SALARIOS NOMINALES
PROMEDIO DE LAS EMPRESAS: EMPLEADOS 1999-2006**

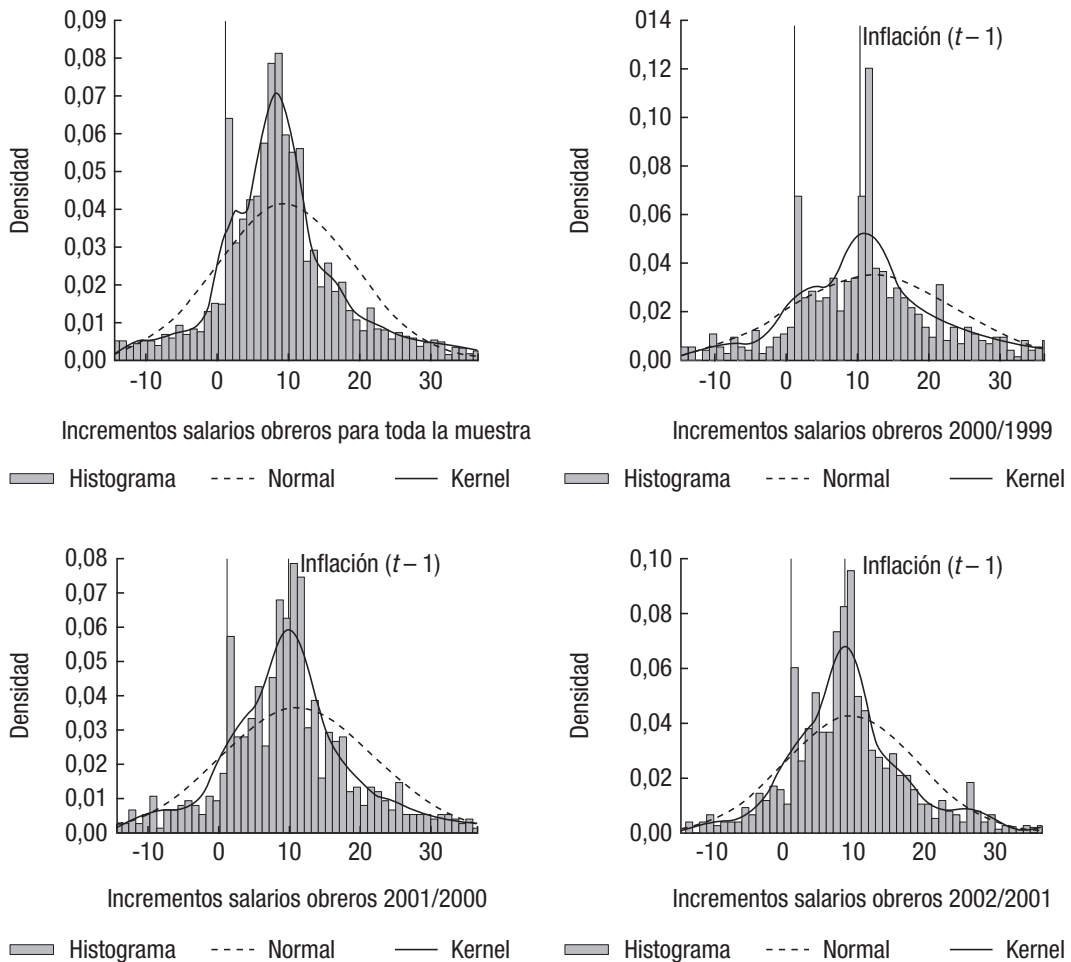


(Continúa)

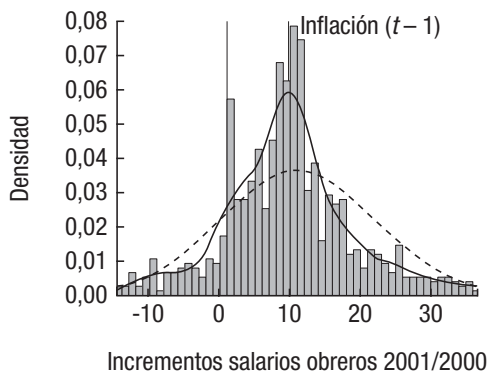


Fuente: cálculo de las autoras.

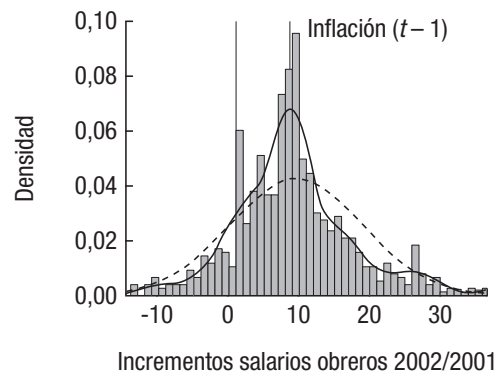
GRÁFICO 2. HISTOGRAMAS DE LA DISTRIBUCIÓN DE LOS CAMBIOS ANUALES EN LOS SALARIOS NOMINALES PROMEDIO DE LAS EMPRESAS: OBREROS 1999-2006



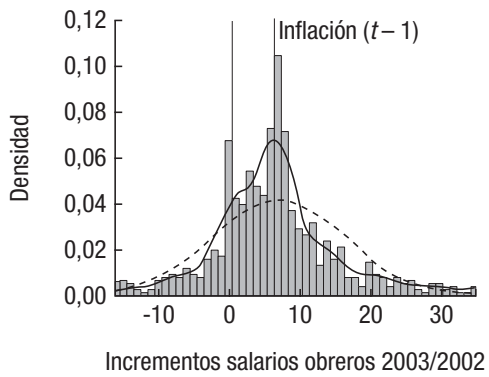
(Continúa)



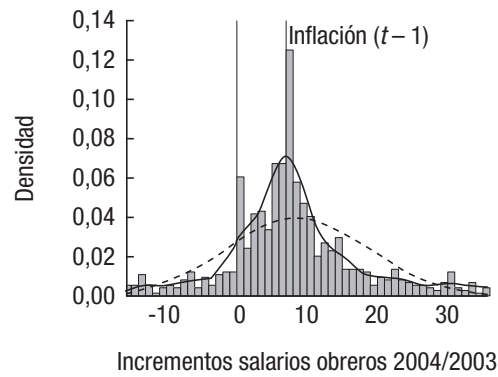
— Histograma - - - Normal — Kernel



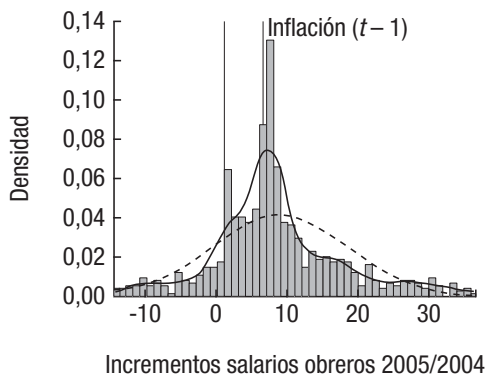
— Histograma - - - Normal — Kernel



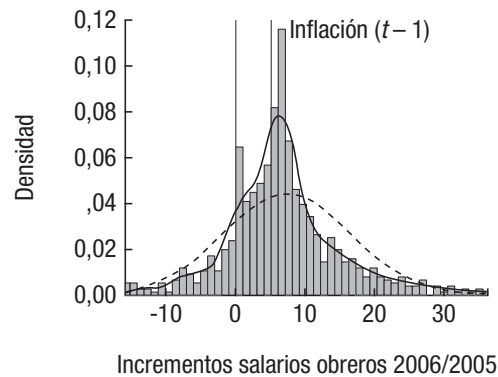
— Histograma - - - Normal — Kernel



— Histograma - - - Normal — Kernel



— Histograma - - - Normal — Kernel



— Histograma - - - Normal — Kernel

Fuente: cálculo de las autoras.

No obstante lo anterior, la observación de los histogramas no constituye por sí misma una prueba concluyente de la existencia de rigideces a la baja de los salarios. Por ejemplo, Stiglbauer (2002) señala que el análisis de los histogramas puede ser

sensible a la escogencia de los intervalos o al ancho de las barras. Además, este autor afirma que es difícil determinar si una alta concentración de observaciones alrededor de cero se debe a una gran proporción de salarios nominales constantes o a cambios pequeños en estos. Por lo anterior, es necesario probar estadísticamente la significancia de los resultados provenientes de la inspección visual de los histogramas. Para esto, se utilizan dos pruebas frecuentemente aplicadas en la literatura sobre rigideces nominales de salarios¹⁶. La primera es el estadístico LSW de Lebow, Stockton y Wascher (1995) y la segunda es la prueba de Kahn (1997), conocida como *histogram-location approach*.

El estadístico LSW mide la asimetría generada por la rigidez de los salarios, al comparar el tamaño de las dos colas de la distribución tomando como referencia puntos equidistantes de la mediana. Así, una distribución simétrica tendrá igual número de observaciones tanto a la derecha como a la izquierda de la mediana y el estadístico LSW será cero, lo que indicaría que no existen rigideces. Por otra parte, el estadístico será positivo si existe escasez de incrementos negativos y esto sugeriría la presencia de rigideces nominales de salarios. Además, al ser una medida de orden, el estadístico no se verá afectado por observaciones extremas¹⁷.

Siguiendo a Lebow, Raven y Beth (2003), este estadístico se define como la frecuencia acumulada de la distribución del cambio en los salarios superior a dos veces la mediana menos la frecuencia acumulada de la distribución inferior a cero. Esto es, $LSW \equiv [1-F(2*mediana)]-F(0)$ ¹⁸.

¹⁶ Para una presentación de otras pruebas utilizadas en la literatura, véanse McLaughlin (1994, 2000), Kuroda y Yamamoto (2003) y Lebow, Raven y Beth (2003).

¹⁷ Para más detalles sobre el estadístico LSW, véanse Lebow, Raven y Beth (2003) y Castellanos, García-Verdú y Kaplan (2004).

¹⁸ Para calcular la significancia estadística del LSW, se utiliza la aproximación de la distribución normal a la binomial sugerida por Kuroda y Yamamoto (2003). Se asume que dicho estadístico se distribuye

$$N\left(0, \frac{1}{n} \left((F(0)[1-F(0)]) + F(2y^m)[1-F(2y^m)] + 2F(0)[1-F(2y^m)] \right)\right).$$

La hipótesis nula $H_0 : F(y_i) = 1 - F(2y^m - y_i), \forall i$ indica que la distribución de y_i es simétrica, donde y_i es el cambio en el salario nominal, y^m es la mediana de y_i , y n es el número de observaciones.

Los resultados de la prueba de asimetría LSW para empleados y obreros, junto con la probabilidad de que la hipótesis nula sea rechazada, se presentan en los Cuadros 5 y 6, respectivamente. Como se observa, cuando el estadístico se calcula incluyendo información de todo el período, la distribución en el cambio de los salarios promedio es positiva y significativamente asimétrica, con el 7,5% y el 7,8% más de observaciones en la cola derecha que en la izquierda, para los empleados y obreros, respectivamente, lo que sugeriría la presencia de rigideces a la baja de los salarios nominales¹⁹. Estos resultados, en las dos muestras, son similares cuando el estadístico se calcula con información para los diferentes años.

Los resultados anteriores se enmarcan dentro de los reportados en la literatura internacional. Por ejemplo, Dwyer y Leong (2000) estiman para Australia un LSW de 15,8% para la distribución de los salarios de una muestra de puestos de trabajo, durante marzo de 1987 y diciembre de 1999. Por su parte, Beissinger y Knoppick (2001) encuentran un estadístico LSW de 4,8% a partir de la distribución de los cambios en los ingresos laborales de una muestra de empleados en Alemania Occidental para el período 1975-1995. Kuroda y Yamamoto (2003) calculan un estadístico LSW de 11% para la distribución de los salarios mensuales de empleados de tiempo completo en Japón, para el período 1993-1998. Lebow, Raven y Beth (2003) estiman un LSW de 13,2% para Estados Unidos, utilizando información de los cambios en salarios y sueldos por cargo en la industria para el período 1981-1999.

Por otro lado, en el Cuadro 5 también se puede observar que el porcentaje de empresas que en promedio realizan cambios positivos de los salarios nominales de los empleados es 79,1%, mientras que el de aquellas que no realizan cambios es 5,4% y las que en promedio realizan cambios negativos constituyen el 15,5%. En el caso de los obreros estos porcentajes son 81,8%, 7,9% y 10,3%, respectivamente (Cuadro 6). Estos resultados apoyan la presencia de rigideces a la baja de los salarios nominales.

¹⁹ Lebow, Raven y Beth (2003) señalan que una prueba más robusta sobre la existencia de rigideces nominales debe tener en cuenta la relación existente entre la distribución de los salarios y la inflación. Para esto, dichos autores estiman económicamente la relación entre el estadístico LSW y la inflación, y obtienen un coeficiente negativo y significativo. En nuestro caso, dado que el período analizado es corto, calculamos el coeficiente de correlación entre estas dos variables, en lugar de estimar una regresión como lo hacen Lebow, Raven y Beth (2003). El coeficiente de correlación para el caso de la muestra de los empleados es de -0,51 y de -0,15 para la de obreros, lo que apoya la evidencia de la presencia de rigideces a la baja de los salarios nominales.

CUADRO 5. PRUEBA DE ASIMETRÍA LSW PARA EMPLEADOS

Años	Estadístico LSW (%)	p-valor	Porcentaje de cambios en el salario nominal		
			Positivos	Igual a cero	Negativos
2000	6,841	0,0000	81,3	6,1	12,6
2001	3,686	0,0137	79,4	4,5	16,1
2002	6,390	0,0001	78,6	5,8	17,5
2003	7,454	0,0000	79,6	5,0	15,4
2004	9,453	0,0000	79,8	5,6	14,6
2005	6,357	0,0002	77,6	4,5	17,9
2006	7,926	0,0000	77,4	6,5	16,1
Todos los años	7,448	0,0000	79,1	5,4	15,5

Fuente: cálculo de las autoras.

CUADRO 6. PRUEBA DE ASIMETRÍA LSW PARA OBREROS

Años	Estadístico LSW (%)	p-valor	Porcentaje de cambios en el salario nominal		
			Positivos	Igual a cero	Negativos
2000	8,242	0,0000	82,8	8,3	8,9
2001	5,467	0,0021	83,2	7,5	9,3
2002	5,505	0,0020	82,6	7,1	10,3
2003	5,172	0,0056	80,0	8,5	11,5
2004	7,806	0,0000	82,9	7,3	9,8
2005	9,274	0,0000	80,6	8,2	11,2
2006	5,937	0,0020	80,1	9,0	10,9
Todos los años	7,807	0,0000	81,8	7,9	10,3

Fuente: cálculo de las autoras.

Sin embargo, es importante señalar que el estadístico LSW puede no ser robusto a la asimetría en la distribución subyacente del cambio en los salarios. En efecto, de acuerdo con Lebow, Raven y Beth (2003), si dicha distribución, independiente de la rigidez a la baja de los salarios, es sesgada a la derecha, entonces a medida que la inflación cae y la distribución se mueve hacia la izquierda el estadístico podría cambiar, aun si la forma de la distribución no lo hace.

Por lo anterior, se utilizó la prueba de Kahn (1997), que además de ser robusta a las observaciones extremas, tiene la ventaja de que no supone que la distribución subyacente sea simétrica. Además, esta prueba supone que la forma de la distribu-

ción no cambia con la inflación en ausencia de rigideces nominales de salarios a la baja²⁰.

Esta prueba se basa en los histogramas de la distribución de los cambios de los salarios nominales anuales y compara en cada año la altura de las barras de los histogramas que están por debajo de cero con aquellas que incluyen cambios iguales y superiores a cero, hasta la mediana del cambio anual de los salarios. Para realizar la prueba se construye un histograma para cada año con un ancho de las barras de un punto porcentual²¹. A partir de esta información, se estima económicamente un sistema de ecuaciones de acuerdo con el modelo proporcional sugerido por Kahn (1997):

$$Prop_{rt} = \alpha_r (1 + \beta_1 DNEG_{rt} + \beta_2 D1_{rt} + \beta_3 D2_{rt} + \beta_4 DN1_{rt}) + \left(\gamma - \left[\beta_1 \sum_{j>r} \alpha_j + \beta_2 \alpha_{r-1} + \beta_3 \alpha_{r-2} + \beta_4 \alpha_{r+1} \right] \right) D0_{rt} + \mu_{rt} \quad (1)$$

$$\forall r = 1, \dots, 12,$$

donde:

r : indica una barra del histograma.

$Prop_{rt}$: proporción de las empresas cuyos cambios en los salarios promedio anuales en el año t se ubican en el rango dado por: a) la mediana de los cambios menos r puntos porcentuales y b) la mediana de los cambios menos $r + 1$ puntos porcentuales.

$DNEG_{rt}$: variable dicótoma que toma el valor de 1 cuando el cambio en los salarios promedio nominales es menor que 0.

²⁰ Véanse Kahn (1997), Lebow, Raven y Beth (2003) y Castellanos, García-Verdú y Kaplan (2004).

²¹ Behr (2006) analiza en detalle las propiedades de la metodología de Kahn (1997) a través de simulaciones de Monte Carlo, y encuentra que esta metodología estima un parámetro adecuado de rigidez. Sin embargo, el estimador podría verse potencialmente subestimado, teniendo en cuenta que los errores estándar dependen del ancho de las barras que se considere.

DO_{rt} : variable dicótoma que toma el valor de 1 en la barra que contiene el 0.

DI_{rt} : variable dicótoma que toma el valor de 1 en la barra inmediatamente superior a aquella que contiene 0.

$D2_{rt}$: variable dicótoma que toma el valor de 1 dos barras por encima de la que tiene el 0.

DNI_{rt} : variable dicótoma que toma el valor de 1 en la barra inmediatamente inferior a la que contiene el 0.

Los parámetros por estimar son α , β_s , γ . El modelo impone que los β_s y γ sean iguales entre ecuaciones. En particular, β_1 es el parámetro que mide la rigidez y captura cuánto varía la barra del histograma cuando solo contiene observaciones negativas. Si $\beta_1 = 0$, la barra tendría la misma altura en todos los años y no habría rigidez nominal; por el contrario si β_1 es negativo, habría evidencia de rigidez nominal. Por su parte, el parámetro γ captura la concentración de observaciones en cero y β_2 , β_3 y β_4 la existencia de costos de menú, lo que asegura que β_1 y γ recojan la rigidez nominal independiente de dichos costos.

En este ejercicio se estimaron doce ecuaciones que corresponden a igual número de barras del histograma, ya que, como en Kahn (1997), los cambios promedio de los salarios 12% por debajo de la mediana son siempre negativos. El sistema se estima utilizando mínimos cuadrados ponderados iterativos, debido a que el número de años incluidos en la muestra (siete años) impide una estimación SUR, como lo hace Kahn (1997)²². Adicionalmente, siguiendo a Lebow, Raven y Beth (2003) y a Brzoza-Brzezina y Socha (2007), se utiliza una transformación logística en cada ecuación, debido a que la variable dependiente estimada (la altura de la barra de los histogramas) no puede ser negativa²³.

Los resultados de la prueba de Kahn se presentan en los Cuadros 7 y 8 para las muestras de empleados y obreros, respectivamente. El coeficiente de la variable

²² Beissinger y Knoppik (2001) y Knoppik y Beissinger (2009) también utilizan mínimos cuadrados ponderados iterativos para evitar resultados inestables como consecuencia del período relativamente corto de su muestra.

²³ Esto es: $\ln[Prop_{rt} / (100 - Prop_{rt})] = \ln[f(.) / (100 - f(.))]$.

DNEG, que como se mencionó, indica la presencia de rigideces a la baja de los salarios nominales, es negativo y significativo en ambos casos. Específicamente, en la muestra de empleados, este coeficiente (β_1) implicaría que los cambios negativos en los salarios son cerca de 17,5% menores de lo que se esperaría en ausencia de rigideces de salarios²⁴. En el caso de los obreros este coeficiente es de 29%, superior al de los empleados, lo cual es consistente con el hecho de que el salario de los obreros está altamente vinculado con el comportamiento del salario mínimo, por lo que se esperaría una mayor rigidez a la baja de los salarios nominales.

**CUADRO 7. PRUEBA DE KAHN PARA RIGIDECES DE SALARIOS
NOMINALES PROMEDIO: EMPLEADOS 1999-2006**

Variable dependiente: $Prop_{rt}$.

VARIABLES	COEFICIENTE	p-valor
$DNEG_{rt}$	-0,1746 (0,0791)	0,0307
DO_{rt}	1,6645 (0,9070)	0,0700
$D1_{rt}$	0,0856 (0,1108)	0,4426
$D2_{rt}$	0,2418 (0,1042)	0,0234
$DN1_{rt}$	0,0323 (0,0588)	0,5841

Número de observaciones: 84 ($r = 12$, $t = 7$).

Nota: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: cálculo de las autoras.

Vale la pena señalar que la magnitud de estos resultados podría estar afectada por errores de reporte de los salarios de las empresas y por el hecho de que en este ejercicio la unidad de análisis es el salario promedio de las firmas y no el salario individual de los trabajadores. Un resultado similar encuentran Brzoza-Brzezina y Socha (2007), quienes estiman para Polonia rigideces nominales a la baja a nivel de empresa. Estos autores afirman que dicha rigidez es menor que la calculada a partir de datos de salarios a nivel de trabajador, debido a que en el primer caso se utiliza información del salario promedio. En consecuencia, no se podría precisar con certeza si el indicador de rigidez obtenido a nivel de empresa es el resultado de una mayor flexibilidad de los salarios o de cambios en la composición de la fuerza

²⁴ Es decir, la altura de las barras del histograma que contienen cambios negativos caerían 17,5% con respecto a un escenario sin rigideces salariales.

de trabajo al interior de cada firma. Por lo tanto, así como en el caso polaco, el coeficiente de rigidez obtenido debe ser considerado como un límite inferior de la verdadera rigidez nominal a la baja.

**CUADRO 8. PRUEBA DE KAHN PARA RIGIDECES DE SALARIOS
NOMINALES PROMEDIO: OBREROS 1999-2006**

Variable dependiente: $Prop_{rt}$

Variables	Coefficiente	p-valor
$DNEG_{rt}$	-0,2861 (0,0932)	0,0031
$D0_{rt}$	2,6600 (1,0089)	0,0104
$D1_{rt}$	0,3381 (0,0978)	0,0009
$D2_{rt}$	0,1395 (0,0812)	0,0903
$DN1_{rt}$	0,0260 (0,0989)	0,7932

Número de observaciones: 84 ($r = 12$, $t = 7$)

Nota: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: cálculo de las autoras.

El coeficiente de la variable $D0$, por su parte, indica que las barras de los histogramas que incluyen cambios en los salarios iguales a cero son mayores de lo que serían en ausencia de contratos de largo plazo u otras razones diferentes a la rigidez de los salarios o costos de menú. Los coeficientes de las variables dicótomas que se incluyeron para capturar la presencia de costos de menú, $D1$, $D2$ y DNI , son positivos, pero únicamente $D1$ y $D2$ son significativos. Esto sugiere que los costos de menú no son importantes en el caso de la muestra analizada, y por ello los incrementos promedio de las firmas pueden ser, aunque positivos, menores de 1% y 2%, respectivamente. Estos resultados son diferentes a los estimados por Kahn (1997) y Lebow, Raven y Beth (2003), quienes encuentran que los coeficientes de estas variables son negativos. La diferencia podría obedecer a que en este caso se analizan los cambios en el salario nominal promedio de las empresas y no de los individuos, lo que podría aumentar el número de cambios en los salarios cercanos a cero.

Es de mencionar que el coeficiente de rigidez (β) estimado en este trabajo se encuentra en el rango inferior de los reportados por los estudios internacionales (Cuadro 9). Sin embargo, estas comparaciones deben interpretarse con cautela,

debido a que tanto la unidad de análisis (individuo, cargo, empresa) como las medidas de remuneración, el período de estudio y la legislación laboral difieren ampliamente entre países.

CUADRO 9. PRUEBA DE KAHN: EVIDENCIA INTERNACIONAL

Artículo	Fuentes de información	País/período	β_1	γ
Kahn (1997)	Asalariados Panel Study of Income Dynamics (PSID)	Estados Unidos 1970-1988	-0,47	4,43
Dwyer y Leong (2000)	Salarios por cargo Encuesta de Mercer Cullen Egan Dell	Australia 1987-1999	-0,92	
Beissinger y Knoppik (2001)	Obreros IAB-Beschäftigtenstichprobe (información de seguridad social)	Alemania 1975-1995	-0,09	
	Empleados IAB-Beschäftigtenstichprobe (información de seguridad social)	Alemania 1975-1995	-0,17	
Lebow, Raven y Beth (2003)	Puesto de trabajo en la industria Employment Cost Index (ECI)	Estados Unidos 1981-1999	-0,52	5,49
Castellanos, García-Verdú y Kaplan (2004)	Asalariados Instituto Mexicano de Seguridad Social	México 1985-2001	-0,62	0,12
Brzoza-Brzezina y Socha (2007)	Salarios a nivel de firma Central Statistical Office forms-corporate financial reports Oficina Central de Estadística (Informes financieros corporativos)	Polonia 1996-2005	-0,02	
Schweitzer (2007)	Asalariados British New Earnings Surveys	Reino Unido 1976-2001	-0,49	1,26
Knoppik y Beissinger (2009)	Asalariados European Community Household Panel (ECHP)	Doce países de la Unión Europea 1994-2001:	-0,36	
		Austria	-0,45	
		Bélgica	-0,47	
		Dinamarca	-0,35	
		Finlandia	-0,46	
		Francia	-0,23	
		Alemania	-0,28	
		Grecia	-0,43	
		Irlanda	-0,18	
		Italia	-0,66	
		Portugal	-0,41	
		España	-0,07	
		Reino Unido	-0,14	

IV. PROBABILIDAD DE QUE EL CAMBIO EN LOS SALARIOS SEA SUPERIOR A LA INFLACIÓN: ANÁLISIS ECONOMETRICO

Como complemento al estudio de la rigidez de los salarios y teniendo en cuenta que a partir de la observación de los histogramas existe una concentración de cambios salariales alrededor de la inflación observada, en esta sección se realiza un ejercicio empírico para identificar algunos factores que podrían afectar la probabilidad de que el incremento de los salarios promedio de las empresas sea mayor que la inflación observada. Con este fin se estimó un modelo *logit* de datos de panel con 6.790 observaciones en el caso de los empleados y 4.109 en el caso de los obreros, para el período 1999-2006²⁵. Es de anotar que en ambas muestras cerca del 55% de las observaciones corresponden a incrementos por encima de la inflación. La variable dependiente toma el valor de uno para las empresas que en promedio realizan un incremento del salario nominal superior a la inflación observada y de cero para el resto de las empresas.

Por su parte, como variables explicativas se incluyeron variables asociadas específicamente a las empresas. En particular, se consideró el sector económico al que pertenece la firma, el cual está definido por medio de dos variables dicótomas que toman el valor de uno para el sector comercio y el de manufactura, y de cero para el resto de sectores. Se consideró también una variable dicótoma para el tamaño de la empresa, a la cual se le asigna el valor de uno para las empresas grandes y de cero para las no grandes. La localización de la empresa se definió como una variable que toma el valor de uno para las empresas ubicadas en Bogotá y de cero para las ubicadas en el resto del país. Adicionalmente, se consideraron la participación laboral femenina y la fecha de constitución de la empresa²⁶. Por otro lado, se incluyó un indicador de rentabilidad de las firmas (ROA)²⁷, ya que de acuerdo con Duca y VanHoose (1991) y Ghosal y Loungani (1996), los cambios en los salarios nominales pueden estar vinculados no solo con el comportamiento de los precios sino también con

²⁵ Al igual que para la construcción de los histogramas y para el cálculo de los estadísticos de rigidez, se eliminaron los cambios extremos de los salarios, los cuales podrían estar revelando errores de reporte.

²⁶ La fecha de constitución se define como el año en que se fundó la empresa.

²⁷ Esta variable se define como el cociente entre las utilidades netas de la empresa y su nivel de activos totales.

las ganancias de las empresas. Finalmente, a nivel macroeconómico se incluyó el crecimiento económico.

Las estimaciones econométricas se realizaron utilizando un modelo *logit* de datos de panel, tanto con efectos aleatorios²⁸ como con el modelo de *population averaged* (PA)²⁹. Además, se realizó una prueba de especificación de Wald sobre la relevancia del modelo *logit*. La hipótesis nula de la especificación correcta del modelo *logit* no se puede rechazar, debido a que la prueba de Wald arroja un χ^2 de 0,11 con un *p*-valor de 0,7432, en el caso de los empleados, y un χ^2 de 1,24 con un *p*-valor de 0,2646, en el caso de los obreros.

En el caso del modelo de PA se asume que los efectos individuales han sido promediados, lo que facilita el cálculo y la interpretación de los efectos marginales. En general, en los análisis empíricos que utilizan modelos *logit*, la interpretación no se realiza directamente sobre los coeficientes del modelo, aunque estos proveen información acerca del signo y la significancia de las variables, sino que se hace sobre los efectos marginales, los cuales miden el impacto sobre la variable dependiente de un cambio en uno de los regresores. Estos efectos se pueden calcular en diferentes puntos de las variables, siendo la media el punto más usado.

El modelo PA tiene la ventaja de que la interpretación de los efectos marginales es similar a la del modelo *logit* de corte transversal, mientras que la interpretación de los efectos marginales obtenidos a partir de la estimación de los modelos de efectos aleatorios debe tener en cuenta la presencia del componente aleatorio de la constante³⁰. Además, los resultados de los modelos *logit* estimados con efectos aleatorios y con PA son bastante similares (Anexo 4). Por lo anterior, la interpretación de los efectos marginales se realiza a partir de los resultados obtenidos en el modelo PA.

²⁸ Se realizó la prueba de Hausman para la escogencia entre los modelos de efectos aleatorios y fijos, y de acuerdo con sus resultados no se puede rechazar la hipótesis nula a favor de los efectos aleatorios en el caso de los empleados. En el caso de los obreros, sí se puede rechazar la hipótesis nula, pero debido a que la mayoría de las variables explicativas no cambian en el tiempo, los resultados del modelo de efectos fijos no se presentan.

²⁹ El modelo de PA es ampliamente utilizado en la estimación de modelos no lineales con datos de panel y es análogo a un modelo *pooled* para modelos lineales estimado con mínimos cuadrados generalizados factibles (FGLS, por su sigla en inglés). Véanse Cameron y Trivedi (2005, cap. 23; 2009).

³⁰ Véanse Cameron y Trivedi (2009).

Los efectos marginales calculados en la media de las variables se presentan en los Cuadros 10 y 11, para las muestras de empleados y obreros, respectivamente. Como se puede observar, el crecimiento de la economía y el hecho de que la empresa pertenezca al sector manufacturero aumentan la probabilidad de incrementos salariales por encima de la inflación observada.

CUADRO 10. ESTIMACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE QUE EL CAMBIO EN LOS SALARIOS NOMINALES PROMEDIO SEA MAYOR QUE LA INFLACIÓN OBSERVADA, 1999-2006: EMPLEADOS (EFECTOS MARGINALES OBTENIDOS A PARTIR DEL MODELO DE PA)

Método de estimación: panel-*logit* (robusto).

$$y = \exp(xb) / (1 + \exp(xb)) = 0,55238.$$

Variable dependiente: 1 si el incremento es mayor que la inflación, 0 si el incremento es menor que la inflación.

Variables	Efecto marginal (dy/dx)	p-valor	Intervalo de confianza (95%)		\bar{X}
Crecimiento de la economía	0,01986 (0,0036)	0,000	0,01281	0,02691	3,80253
Rendimiento de los activos ($t - 1$)	0,00114 (0,0007)	0,095	-0,00020	0,00251	2,18206
Tamaño	0,05956 (0,0157)	0,000	0,02880	0,09033	0,76465
Localización	-0,02228 (0,0115)	0,053	-0,04471	0,00033	0,51676
Fecha de constitución	0,00043 (0,0004)	0,319	-0,00042	0,00128	1976,63
Participación femenina (%)	0,00075 (0,0004)	0,072	-0,00007	0,00157	46,0359
Sector comercio	0,02215 (0,0150)	0,141	-0,00734	0,05164	0,32733
Sector de manufacturas	0,03236 (0,0147)	0,028	0,00353	0,0612	0,36852

Número de observaciones: 6.790.

Nota: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: cálculo de las autoras.

En particular, en la muestra de empleados, la probabilidad de incrementos del salario nominal promedio mayores que la inflación aumenta para las empresas grandes. Además, vale la pena destacar que en la muestra de obreros las empresas con mayor participación de mujeres y mayor rentabilidad de los activos tienen una probabilidad positiva, aunque pequeña, de aumentar los salarios por encima de la inflación.

CUADRO 11. ESTIMACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE QUE EL CAMBIO EN LOS SALARIOS NOMINALES PROMEDIO SEA MAYOR QUE LA INFLACIÓN OBSERVADA, 1999-2006: OBREROS (EFECTOS MARGINALES OBTENIDOS A PARTIR DEL MODELO DE PA)

Método de estimación: panel-*logit* (robusto).

$$y = \frac{\exp(xb)}{1 + \exp(xb)}$$

$$= 0,558137.$$

Variable dependiente: 1 si el incremento es mayor que la inflación, 0 si el incremento es menor que la inflación.

Variables	Efecto marginal (dy/dx)	p-valor	Intervalo de confianza (95%)		\bar{X}
Crecimiento de la economía	0,02024 (0,0039)	0,000	0,01263	0,02786	3,80274
Rendimiento de los activos ($t - 1$)	0,00188 (0,0007)	0,006	0,00054	0,00322	2,36895
Tamaño	0,01337 (0,0204)	0,513	-0,02667	0,05341	0,80920
Localización	-0,02852 (0,0188)	0,129	-0,06536	0,00832	0,45145
Fecha de constitución	0,00002 (0,0005)	0,975	-0,00096	0,00099	1974,55
Participación femenina (%)	0,00073 (0,0004)	0,040	0,00003	0,00142	22,429
Sector comercio	0,00996 (0,0227)	0,661	-0,03454	0,05448	0,14821
Sector de manufacturas	0,04093 (0,0168)	0,015	0,00808	0,07377	0,59966

Número de observaciones: 4.109.

Nota: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: cálculo de las autoras.

V. CONCLUSIONES

Este estudio provee evidencia microeconómica sobre la existencia y el grado de rigidez a la baja de los salarios nominales, para una muestra de empresas colombianas, durante el período 1999-2006. En particular, a partir del análisis de los histogramas de la distribución de los cambios anuales en los salarios nominales, se encuentra que existe una alta variación en su magnitud, tanto para empleados como para obreros. Se puede destacar la concentración de observaciones alrededor de cambios iguales a cero y la menor cantidad de cambios salariales negativos frente a los incrementos positivos, lo que sugeriría la presencia de rigideces a la baja de los salarios nominales. Por otro lado, la mayor concentración de datos se encuentra alrededor de la inflación observada, como consecuencia de la práctica frecuentemente utilizada en Colombia de ajustar los salarios con base en la inflación o con el incremento del salario mínimo.

Para probar estadísticamente la significancia de los resultados provenientes de la inspección visual de los histogramas, se utilizaron dos pruebas aplicadas con frecuencia en la literatura sobre rigideces salariales: el estadístico LSW y la prueba de Kahn. Los resultados de estas pruebas confirman la existencia de rigideces a la baja de los salarios nominales en las muestras analizadas. Además, vale la pena señalar que a partir de los resultados de la prueba de Kahn, se encuentra que el coeficiente de rigidez es mayor para los obreros que para los empleados, debido a que el incremento de los salarios de los obreros se realiza generalmente teniendo en cuenta el cambio en el salario mínimo, por lo que se esperaría una mayor rigidez.

Los coeficientes de rigidez estimados en este artículo se encuentran en el rango inferior de los reportados por estudios internacionales, lo cual podría deberse a que el análisis se realiza a nivel de empresa y no a nivel de individuo. En consecuencia, el indicador de rigidez podría verse afectado por cambios en la composición de la fuerza de trabajo al interior de cada firma.

Además, se realizó un ejercicio econométrico con el fin de identificar aquellos factores que podrían afectar la probabilidad de que los incrementos salariales fueran superiores a la inflación. Los resultados indican para la muestra de empleados y obreros que el crecimiento económico y pertenecer al sector manufacturero aumentan la probabilidad de incrementos salariales superiores a la inflación. En particular, en el caso de los empleados, esta probabilidad aumenta también para las empresas grandes y, en el caso de los obreros, aumenta con la rentabilidad de los activos de las empresas.

Por último, aunque el presente trabajo provee evidencia de rigidez de los salarios nominales para una muestra de empresas en el país, no se exploran las causas y consecuencias de dicha rigidez, cuyo análisis es importante, dado su impacto sobre la persistencia y volatilidad de la inflación y el mercado laboral. Estos temas serán abordados en una investigación futura.

REFERENCIAS

- Agell, J., & Lundborg, P. (1995). Theories of pay and unemployment: Survey evidence from Swedish manufacturing firms. *Scandinavian Journal of Economics*, 97(2), 295-307.
- Agell, J., & Lundborg, P. (2003). Survey evidence on wage rigidity and unemployment: Sweden in the 1990s. *Scandinavian Journal of Economics*, 105(1), 15-29.
- Akerlof, G., Dickens, W., Perry, G. L. (1996). The macroeconomic of low inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 27(1), 1-76.
- Barwell, R., & Schweitzer, M. E. (2007). The incidence of nominal and real wage rigidities in Great Britain: 1978-98. *The Economic Journal*, 117(524), 553-569.
- Bauer, T., Bonin, H., Goette, L., & Sunde, U. (2007). Real and nominal wage rigidities and the rate of inflation: Evidence from West German micro data. *The Economic Journal*, 117(524), 508-529.
- Behr, A. (2006). Properties of the histogram location approach and the extent and change of downward nominal wage rigidity in the EU. *The European Journal of Comparative Economics*, 3(1), 15-29.
- Beissinger, T., & Knoppik, C. (2001). Downward nominal rigidity in the West German earnings, 1975-1995. *German Economic Review*, 2(4), 385-417.
- Bewly, T. (1999). *Why wages don't fall during a recession*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Blinder, A., & Choi, D. (1990). A shred of evidence on theories of wage stickiness. *Quarterly Journal of Economics*, 105(4), 1003-1015.
- Brzoza-Brzezina, M., & Socha, J. (2007). Downward nominal wage rigidity in Poland (Working Paper N° 41). National Bank of Poland.
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. (2005). *Microeconometrics methods and applications*. Nueva York: Cambridge University Press.
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. (2009). *Microeconometrics using Stata*. Texas: Stata Press, StataCorp LP.
- Campbell, C. M., & Kamlani, K. S. (1997). The reasons for wage rigidity: Evidence from a survey of firms. *Quarterly Journal of Economics*, 112(3), 759-789.
- Castellanos, S. G., García-Verdú, R., & Kaplan, D. S. (2004). Nominal wage rigidities in Mexico: Evidence from social security records. *Journal of Development Economics*, 75(2), 507-533.
- Cobb, M., & Opazo, L. (2008). *Microeconomic evidence of nominal wage rigidity in Chile* (Documento de Trabajo N° 496). Banco Central de Chile.

- Devicienti, F., Maida, A., & Sestito, P. (2007). Downward wage rigidity in Italy: Micro-based measures and implications. *The Economic Journal*, 117(524), 530-552.
- Dickens, W. T., Goette, L., Groshen, E. L., Holden, S., Messina, J., & Schweitzer, M. E. (2007). How wages change: Micro evidence from the International Wage Flexibility Project. *The Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 195-214.
- Duca, J., & VanHoose, D. (1991). Optimal wage indexation in a multisector economy. *International Economic Review*, 32(4), 859-867.
- Dwyer, J., & Leong, K. (2000). *Nominal wage rigidity in Australia* (Research Discussion Paper N° 08). Economic Research Department, Research Bank of Australia.
- Elsby, M. W. L. (2009). Evaluating the economic significance of downward nominal wage rigidity. *Journal of Monetary Economics*, 56(2), 154-169.
- Fortin, P. (1996). The great Canadian slump. *Canadian Journal of Economics*, 29(4), 761-787.
- Ghosal, V., & Loungani, P. (1996). Evidence on nominal wage rigidity from a panel of U. S. manufacturing industries. *Journal of Money, Credit and Banking*, 28(4), 650-668.
- Goette, L., Sunde, U., & Bauer, T. (2007). Wage rigidity: Measurement, causes and consequences. *The Economic Journal*, 117(524), 499-507.
- Holden, S., & Wulfsberg, F. (2007). *How strong is the macroeconomic case for downward real wage rigidity?* (Working Paper N° 6). Federal Reserve Bank of Boston.
- Holden, S., & Wulfsberg, F. (2008). Downward nominal wage rigidity in the OECD. *The B. E. Journal of Macroeconomics*, 8(1), advances, art. 15.
- Iregui, A. M., Melo, L. A., & Ramírez, M. T. (2011). ¿Son los salarios rígidos en Colombia?: análisis empírico con base en salarios a nivel de firma. *Monetaria*, 34(1), 63-91.
- Kahn, S. (1997). Evidence of nominal wage stickiness from microdata. *The American Economic Review*, 87(5), 993-1008.
- Knoppik, C., & Beissinger, T. (2009). Downward nominal wage rigidity in Europe: An analysis of European micro data from the ECHP 1994-2001. *Empirical Economics*, 36(2), 321-338.
- Kuroda, S., & Yamamoto, I. (2003). *Are Japanese nominal wages downwardly rigid? (Part I): Examinations of nominal wage change distributions* (Discussion Paper N° E-3). Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan.

- Lebow, D., Raven, S., & Beth, A. W. (2003). Downward nominal wage rigidity: Evidence from the employment cost index. *Advances in Macroeconomics*, 3(3), art. 2. Disponible en <http://www.bepress.com/bejm/advances/vol3/iss1/art2>.
- Lebow, D., Stockton, D. J., & Wascher, W. L. (1995). *Inflation, nominal wage rigidity and the efficiency of labor markets* (Finance and Economics Discussion Series N° 94-45). Board of Governors of the Federal Reserve System.
- McLaughlin, K. (1994). Rigid wages? *Journal of Monetary Economics*, 34(3), 383-414.
- McLaughlin, K. (2000). *Asymmetric wage changes and downward nominal wage rigidity*. Manuscrito no publicado, Hunter College and The Graduate Center, City University of New York.
- Messina, J., Du Caju, P., Duarte, C. F., Izquierdo, M., & Hansen, N. L. (2010). The incidence of nominal and real wage rigidity: An individual-based sectoral approach. *Journal of the European Economic Association*, 8(2-3), 487-496.
- Schweitzer, M. (2007). *Wage flexibility in Britain: Some micro and macro evidence* (Working Paper N° 331). Bank of England.
- Stiglitz, A. (2002). Identification of wage rigidities in microdata-A critical literature review. *Focus on Austria*, 3, 110-126, Oesterreichische Nationalbank.
- Taborda, R., & Guataquí, J. (2003). *Firm level evidence of efficiency wages and labor turnover in Colombia's manufacturing industry* (Borradores de Investigación N° 37). Universidad del Rosario, Facultad de Economía.
- Tobin, J. (1972). Inflation and unemployment. *American Economic Review*, 62(1), 1-18.
- Wage Dynamics Network (2009). *Wage dynamics in Europe: Final report of the Wage Dynamics Network (WDN)*. Disponible en http://www.ecb.europa.eu/home/pdf/wdn_finalreport_dec2009.pdf?2a29daf7d057c7875ae6d57a552f0f95.

ANEXOS

Anexo 1. Fuentes y definición de las variables

Los datos sobre personal ocupado y salarios analizados en este trabajo para el período 1999-2006 provienen de los estados financieros y sus anexos suministrados por las empresas sujetas a control, vigilancia e inspección de la Superintendencia de Sociedades. Es importante mencionar que el análisis se realizó a nivel de firma y no de trabajador, debido a que la disponibilidad de datos para individuos es restringida.

Específicamente, se utilizó información de los balances de las empresas y de los anexos 15 y 21, que contienen datos sobre el salario promedio de los trabajadores con contratos permanentes o con contratos temporales u ocasionales. Estos anexos también presentan la información sobre el número de trabajadores de las empresas, por género y tipo de ocupación (Cuadro A1.1).

Con el fin de obtener un panel balanceado, se incluyeron únicamente aquellas empresas que reportaron salarios para empleados y obreros con contratos permanentes durante el período en consideración. La información de los directivos y de los trabajadores temporales no se utilizó debido a que la información está incompleta y presenta inconsistencias.

El número total de empresas por año incluidas en la base de datos de la Supersociedades se presenta en el Cuadro A1.2. Para construir la base de datos se cruzó inicialmente la información de los años 1999 y 2000, y se encontraron 8.695 empresas en común. Estas empresas se compararon con las del año 2001, y coincidieron 5.371 empresas. El mismo procedimiento se siguió hasta llegar al año 2006. En total se obtuvo una base de 3.854 empresas comunes para todo el período. Posteriormente, se revisó la consistencia de la información de estas empresas, y se encontró que 2.346 firmas presentaban información completa de las variables requeridas para el estudio durante todo el período. Con esta información se construyeron dos bases de datos, una para empleados y la otra para obreros, debido a que no todas las empresas reportaban información de salarios para las dos categorías de trabajadores. Lo anterior permitió maximizar la información disponible en cada categoría.

CUADRO A1.1. INFORMACIÓN UTILIZADA*1. Del anexo 15:*

Personal ocupado y salario promedio mensual (miles de pesos)	Permanente				Temporal u ocasional			
	Masculino 1	Salario 2	Femenino 3	Salario 4	Masculino 1	Salario 2	Femenino 3	Salario 4
3 Directivos								
4 Empleados								
5 Obreros								
6 Total								

2. Del anexo 21

Indicadores generales de gestión		2007	2006
Renglón	Descripción		
30	Número de trabajadores (directivos, empleados y obreros) en nómina al final del período		
31	Número de personas en nómina (promedio mensual durante período)		
32	Costo del personal en nómina durante el período		

Además, se identificaron varios problemas en la base de datos resultante. En particular, en el anexo 15 se encontró que las empresas reportaban los salarios en unidades diferentes; por ejemplo, mientras que algunas los reportaban en pesos, otras lo hacían en miles de pesos. En otros casos, algunas firmas registraban el valor de la nómina y no el salario promedio mensual. Para verificar la información, se utilizó el anexo 21 del informe de la Supersociedades que presenta información sobre el número de trabajadores (directivos, empleados y obreros) en nómina al final del período (renglón 30) y el costo del personal en nómina durante el período (renglón 32).

Una vez verificada la información, se clasificaron las empresas por su tamaño y su actividad económica (CIU). Para el tamaño, se consideraron dos categorías, grande y no grande, con base en los criterios establecidos por la ley 590 de 2000. Las empresas no grandes son aquellas cuyos activos totales son iguales o inferiores a 15.000 salarios mínimos mensuales legales vigentes (SMMLV), mientras que las empresas grandes tienen activos totales superiores a 15.000 SMMLV.

CUADRO A1.2. NÚMERO DE EMPRESAS EN LA BASE DE DATOS DE LA SUPERINTENDENCIA DE SOCIEDADES

Año	Número de empresas	Número de coincidencias
1999	9.755	
2000	10.482	8.695
2001	10.136	5.371
2002	9.027	4.788
2003	9.120	4.499
2004	10.307	4.214
2005	19.430	4.021
2006	22.828	3.854

Fuente: Supersociedades y cálculos de las autoras.

Para la clasificación por actividad económica, las empresas se agruparon en siete sectores: agropecuario, silvicultura y pesca; comercio; construcción; electricidad, gas, vapor y minería; manufacturas; servicios financieros; y otros servicios. Una vez determinados los diferentes estratos (siete sectores y dos tamaños), se procedió a graficar el número de empleados y sus salarios para cada uno de los grupos, con el fin de identificar anomalías a través del tiempo. Al encontrarse algún comportamiento atípico, se verificó la información de la empresa con la base de datos original para corregirla. Si esto no era posible, se excluyó la empresa de la base de datos. Al final de este proceso, la muestra de empleados quedó formada por 1.517 empresas y la de obreros por 781 empresas.

Anexo 2. Estadísticas de salarios de los empleados**CUADRO A2.1. SALARIO REAL DE LOS EMPLEADOS POR SECTOR Y GÉNERO (MILES DE PESOS DE 2008)**

Sector /Género	1999 Media	2000 Media	2001 Media	2002 Media	2003 Media	2004 Media	2005 Media	2006 Media
Agricultura								
Hombres	1298,3	1287,5	1269,7	1272,0	1273,6	1288,7	1324,5	1312,6
Mujeres	1042,9	1062,6	1072,4	1107,5	1125,0	1128,7	1126,0	1155,6
Ponderado	1190,7	1186,5	1179,7	1204,9	1213,9	1218,8	1235,0	1235,1
Comercio								
Hombres	1418,2	1410,0	1421,5	1436,5	1464,3	1488,3	1495,4	1503,6
Mujeres	1127,7	1149,2	1164,8	1193,0	1214,6	1239,6	1249,4	1290,4
Ponderado	1293,4	1301,6	1312,2	1333,5	1362,2	1384,5	1391,9	1415,3
Construcción								
Hombres	1418,7	1422,6	1438,0	1467,1	1471,4	1484,5	1446,9	1461,2
Mujeres	1061,6	1048,5	1055,5	1068,1	1087,2	1139,7	1158,3	1214,4
Ponderado	1260,7	1241,5	1254,4	1289,0	1304,4	1331,1	1317,0	1336,8
Electricidad, gas y agua								
Hombres	3549,3	3542,4	3491,9	3777,7	3632,6	3585,6	3818,6	3799,7
Mujeres	2073,9	2131,9	2218,9	2286,5	2285,7	2266,5	2396,7	2488,0
Ponderado	3079,2	3146,6	3183,8	3390,6	3340,7	3273,5	3464,4	3419,3
Manufactura								
Hombres	1700,8	1726,2	1755,5	1767,9	1778,4	1832,0	1826,0	1868,9
Mujeres	1308,9	1336,7	1364,2	1375,6	1398,1	1425,7	1472,4	1506,0
Ponderado	1530,3	1555,6	1590,1	1596,9	1614,1	1651,1	1666,2	1702,3
Servicios financieros								
Hombres	1113,7	1088,2	1086,0	1042,3	1046,6	1063,0	1112,5	1116,1
Mujeres	1031,1	1052,2	1050,0	1066,5	1067,1	1142,3	1147,7	1160,0
Ponderado	1064,5	1065,3	1056,5	1033,5	1047,4	1090,3	1130,4	1131,3
Otros servicios								
Hombres	1738,1	1750,7	1736,8	1733,5	1728,3	1725,4	1720,9	1712,9
Mujeres	1368,6	1381,1	1402,4	1403,8	1395,8	1398,8	1422,1	1432,8
Ponderado	1575,4	1597,5	1598,5	1604,1	1584,6	1581,5	1592,3	1591,7
Total muestra								
Hombres	1566,2	1571,6	1583,5	1599,3	1609,8	1638,6	1645,7	1661,1
Mujeres	1215,6	1237,1	1257,3	1277,3	1294,5	1319,1	1345,1	1380,8
Ponderado	1416,7	1430,1	1446,7	1464,7	1480,3	1503,3	1517,8	1539,1

Fuente: Supersociedades y cálculo de las autoras.

1999 Desv. Est.	2000 Desv. Est.	2001 Desv. Est.	2002 Desv. Est.	2003 Desv. Est.	2004 Desv. Est.	2005 Desv. Est.	2006 Desv. Est.
729,0	762,5	724,4	686,0	686,4	708,3	751,7	663,6
446,5	455,3	484,8	531,0	565,1	566,0	577,0	595,3
582,3	603,6	598,2	593,6	595,4	599,0	616,0	574,1
1090,9	1086,6	1080,8	1162,4	1134,6	1131,5	1156,2	1101,6
737,5	750,9	769,1	847,8	853,7	864,1	855,2	870,0
906,0	922,6	935,0	996,1	991,7	990,1	1002,1	970,6
816,2	777,3	805,8	860,8	924,7	840,5	813,7	803,3
452,4	432,7	418,7	426,4	475,9	495,1	528,8	517,0
604,6	577,3	620,6	667,9	741,9	662,4	657,9	627,1
2229,0	2006,1	2233,2	2528,8	2546,2	2407,9	2690,5	2585,2
1113,4	1128,7	1130,1	1303,0	1259,1	1265,4	1630,7	1599,0
1772,0	1726,5	1957,5	2232,5	2293,5	2126,2	2393,4	2335,3
1001,1	975,1	1012,2	1038,4	1066,5	1107,2	1121,9	1129,4
683,5	699,3	716,4	745,0	772,2	773,4	832,9	866,2
848,6	835,8	880,2	911,3	925,7	941,4	963,9	989,3
642,7	622,4	647,6	569,0	535,1	567,2	650,4	630,0
678,3	700,8	659,4	638,0	623,4	689,5	614,2	630,9
546,9	548,3	525,3	493,8	522,8	559,1	561,5	554,4
1201,2	1271,8	1384,5	1399,2	1436,8	1333,0	1361,9	1331,0
940,2	942,9	1033,2	1023,2	985,4	991,3	1026,8	989,6
1060,8	1106,6	1230,6	1249,9	1243,9	1179,1	1209,2	1166,4
1092,8	1083,9	1113,0	1170,9	1172,0	1165,2	1200,9	1171,5
725,1	738,1	763,4	806,9	815,3	821,3	859,4	873,5
912,4	920,9	964,8	1015,0	1021,0	1007,1	1039,7	1026,8

CUADRO A2.2. SALARIO REAL DE LOS EMPLEADOS POR TAMAÑO DE LA FIRMA (MILES DE \$ DE 2008)

Tamaño / Género	1999 Media	2000 Media	2001 Media	2002 Media	2003 Media	2004 Media	2005 Media	2006 Media
Grandes								
Hombres	1671,1	1687,8	1701,3	1719,4	1734,5	1768,1	1773,6	1792,9
Mujeres	1288,6	1315,8	1337,6	1360,0	1381,7	1413,4	1442,8	1481,6
Ponderado	1506,8	1529,1	1549,7	1569,2	1589,0	1617,0	1629,8	1656,5
No grandes								
Hombres	1214,9	1182,5	1188,6	1198,1	1193,7	1207,9	1220,1	1220,4
Mujeres	973,3	976,6	990,5	1002,5	1002,7	1003,3	1017,9	1042,3
Ponderado	1118,4	1102,7	1105,9	1119,1	1120,6	1126,9	1147,2	1150,5
Total								
Hombres	1566,2	1571,6	1583,5	1599,3	1609,8	1638,6	1645,7	1661,1
Mujeres	1215,6	1237,1	1257,3	1277,3	1294,5	1319,1	1345,1	1380,8
Ponderado	1416,7	1430,1	1446,7	1464,7	1480,3	1503,3	1517,8	1539,1

Fuente: Supersociedades y cálculo de las autoras.

CUADRO A2.3. SALARIO REAL DE LOS EMPLEADOS POR LOCALIZACIÓN DE LA FIRMA (MILES DE PESOS DE 2008)

Región /Género	1999 Media	2000 Media	2001 Media	2002 Media	2003 Media	2004 Media	2005 Media	2006 Media
Bogotá								
Hombres	1706,1	1712,1	1728,3	1763,2	1773,1	1793,3	1806,9	1821,7
Mujeres	1318,8	1347,0	1361,3	1392,8	1404,7	1425,9	1455,5	1498,9
Ponderado	1539,0	1558,2	1572,9	1605,4	1620,1	1636,7	1659,1	1682,2
Cali								
Hombres	1490,4	1460,4	1496,6	1516,8	1544,6	1575,1	1547,8	1576,6
Mujeres	1180,2	1201,6	1245,6	1259,5	1281,6	1312,5	1308,9	1310,5
Ponderado	1347,0	1338,4	1368,6	1385,3	1408,3	1434,9	1415,5	1428,1
Medellín								
Hombres	1562,0	1567,9	1584,0	1559,3	1565,0	1618,4	1598,2	1608,4
Mujeres	1221,4	1241,9	1256,5	1246,6	1271,3	1307,6	1316,7	1341,7
Ponderado	1404,7	1417,7	1440,8	1426,5	1440,5	1480,8	1470,1	1491,1
Barranquilla								
Hombres	1623,4	1650,5	1649,9	1700,3	1662,2	1731,0	1788,4	1788,7
Mujeres	1121,0	1131,2	1149,4	1170,5	1196,7	1241,5	1308,9	1379,7
Ponderado	1458,2	1475,5	1495,1	1546,3	1531,7	1576,3	1622,5	1647,2
Otros								
Hombres	1199,3	1213,0	1201,7	1186,5	1206,1	1225,8	1243,0	1261,2
Mujeres	964,7	972,4	1001,5	1017,1	1036,5	1051,8	1088,4	1120,0
Ponderado	1109,1	1117,2	1125,6	1122,3	1145,9	1164,0	1187,5	1207,4
Total muestra								
Hombres	1566,2	1571,6	1583,5	1599,3	1609,8	1638,6	1645,7	1661,1
Mujeres	1215,6	1237,1	1257,3	1277,3	1294,5	1319,1	1345,1	1380,8
Ponderado	1416,7	1430,1	1446,7	1464,7	1480,3	1503,3	1517,8	1539,1

Fuente: Supersociedades y cálculo de las autoras.

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.
	1112,9	1108,6	1140,0	1205,2	1202,6	1190,5	1227,2	1201,1
	761,7	775,5	794,1	837,7	838,0	841,3	886,4	904,9
	930,2	944,2	989,3	1048,3	1047,0	1028,0	1059,8	1053,7
	942,6	894,0	913,6	944,8	953,1	959,5	998,5	942,3
	519,5	519,4	576,8	621,4	655,8	659,9	665,7	654,1
	780,8	752,4	789,2	805,7	835,6	831,3	874,4	821,5
	1092,8	1083,9	1113,0	1170,9	1172,0	1165,2	1200,9	1171,5
	725,1	738,1	763,4	806,9	815,3	821,3	859,4	873,5
	912,4	920,9	964,8	1015,0	1021,0	1007,1	1039,7	1026,8

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.
	1213,9	1195,1	1241,1	1327,6	1316,9	1292,6	1346,7	1307,8
	821,1	833,4	853,2	913,8	911,2	923,3	966,9	980,8
	1016,9	1024,9	1078,5	1153,4	1153,8	1130,6	1177,8	1160,0
	978,0	969,3	1028,8	1092,8	1151,6	1170,0	1121,2	1167,3
	740,7	777,7	848,4	884,0	930,7	936,8	892,4	898,4
	855,7	869,3	933,4	979,3	1026,5	1033,5	980,9	1006,1
	803,6	778,3	794,0	800,4	835,5	865,5	837,4	814,1
	546,0	530,2	542,6	543,9	574,8	571,8	605,1	606,1
	637,1	594,6	631,2	647,8	676,3	684,1	692,5	669,7
	1199,6	1208,0	1215,4	1245,9	1231,5	1265,3	1395,5	1310,1
	497,2	509,7	534,2	514,1	502,9	535,5	608,9	684,3
	968,9	975,2	1038,2	1076,3	1017,7	996,3	1045,4	1073,5
	869,2	903,2	865,5	839,1	836,0	837,5	873,7	848,0
	528,1	544,6	583,5	611,1	627,7	610,6	695,5	706,8
	726,2	766,1	766,8	740,7	756,1	750,8	796,6	766,3
	1092,8	1083,9	1113,0	1170,9	1172,0	1165,2	1200,9	1171,5
	725,1	738,1	763,4	806,9	815,3	821,3	859,4	873,5
	912,4	920,9	964,8	1015,0	1021,0	1007,1	1039,7	1026,8

Anexo 3. Estadísticas de salarios de los obreros**CUADRO A3.1. SALARIO REAL DE LOS OBREROS POR SECTOR Y GÉNERO (MILES DE PESOS DE 2008)**

Sector / Género	1999 Media	2000 Media	2001 Media	2002 Media	2003 Media	2004 Media	2005 Media	2006 Media
Agricultura								
Hombres	582,6	578,0	589,9	590,4	591,4	605,3	611,8	615,8
Mujeres	557,1	551,1	548,7	563,5	563,9	574,5	595,5	592,1
Ponderado	578,7	574,7	584,6	587,5	589,3	604,4	612,2	616,8
Comercio								
Hombres	717,4	714,0	719,5	736,3	807,8	741,7	748,5	760,7
Mujeres	615,6	629,3	599,4	584,1	676,0	604,1	621,1	648,3
Ponderado	703,5	703,0	711,9	725,5	786,0	729,1	739,6	751,7
Construcción								
Hombres	724,8	716,8	708,6	714,0	707,9	692,0	705,7	754,6
Mujeres	600,2	533,4	545,8	592,0	598,2	642,7	660,5	738,0
Ponderado	720,3	711,0	701,8	711,7	705,1	690,0	703,6	751,8
Electricidad, gas y agua								
Hombres	1385,4	1462,2	1696,6	1846,0	1773,2	1721,4	1537,3	1670,2
Mujeres	964,9	1477,7	1494,1	1582,7	1604,6	1658,2	1627,8	1682,1
Ponderado	1385,2	1461,8	1696,3	1845,7	1772,9	1721,2	1537,3	1670,1
Manufactura								
Hombres	804,1	812,8	821,2	827,1	829,8	844,9	849,3	870,0
Mujeres	683,5	694,4	698,0	697,8	698,4	715,5	723,9	746,9
Ponderado	779,9	788,3	794,4	800,8	803,3	817,8	823,8	843,2
Servicios financieros								
Hombres	681,2	652,9	697,4	690,8	684,7	666,7	657,8	673,6
Mujeres	591,7	594,4	586,0	536,9	540,2	554,9	535,9	583,7
Ponderado	673,8	639,9	677,8	670,5	665,5	630,3	619,4	634,8
Otros servicios								
Hombres	665,0	701,3	695,9	683,2	671,9	710,1	717,9	712,6
Mujeres	651,8	652,5	612,7	637,9	612,3	629,8	609,4	599,0
Ponderado	661,6	691,9	689,5	679,0	668,3	702,0	696,2	700,0
Total muestra								
Hombres	753,2	758,3	768,1	775,4	774,5	787,5	791,2	809,6
Mujeres	650,9	657,7	655,9	657,0	655,7	673,1	684,2	705,2
Ponderado	735,7	740,7	749,3	757,0	755,8	768,3	773,4	791,3

Fuente: Supersociedades y cálculo de las autoras.

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.
	154,9	169,0	156,7	149,3	148,5	156,0	154,4	154,7
	133,3	151,7	147,0	147,4	145,9	156,1	163,7	147,9
	151,2	163,1	153,5	147,6	147,0	154,3	155,4	151,9
	239,9	247,8	254,5	286,2	276,0	264,0	273,9	273,3
	237,7	249,8	202,6	193,3	194,7	208,9	221,0	245,2
	226,3	235,1	245,0	274,9	262,1	255,7	267,1	264,0
	202,6	205,7	215,0	216,5	227,4	186,3	178,0	211,4
	175,5	94,2	102,6	165,1	178,5	197,2	201,3	252,8
	198,9	201,6	209,7	214,9	226,5	186,3	176,6	205,6
	583,9	736,0	942,6	1208,7	1173,4	1398,4	1068,0	1089,8
	583,8	735,4	942,2	1208,4	1173,2	1398,2	1067,9	1089,7
	304,1	290,4	287,7	288,8	296,9	315,2	310,8	313,5
	249,4	240,5	241,1	229,7	225,3	251,2	258,5	282,8
	295,8	284,8	281,4	284,0	290,3	306,9	307,1	310,2
	296,8	262,6	249,9	217,0	161,0	121,5	111,4	97,4
	115,2	122,3	132,3	81,2	82,8	110,2	90,6	122,2
	297,4	257,6	244,0	222,2	158,9	109,2	97,7	68,1
	196,7	234,9	231,2	172,6	168,1	191,6	192,6	247,5
	206,0	241,2	119,3	225,2	136,8	163,8	142,0	204,7
	194,0	229,5	225,2	166,1	161,6	178,6	175,4	241,4
	290,5	290,3	298,6	313,3	313,7	327,8	311,5	321,5
	233,2	233,9	228,4	221,4	217,4	238,4	244,1	266,4
	281,4	282,6	291,2	307,0	305,9	319,6	305,9	315,6

CUADRO A3.2. SALARIO REAL DE LOS OBREROS POR TAMAÑO DE LA FIRMA (MILES DE PESOS DE 2008)

Tamaño /Género	1999 Media	2000 Media	2001 Media	2002 Media	2003 Media	2004 Media	2005 Media	2006 Media
Grandes								
Hombres	778,8	784,3	795,0	804,0	802,3	817,2	820,2	838,0
Mujeres	669,8	677,8	678,5	679,2	680,8	699,1	708,0	729,7
Ponderado	760,7	765,8	775,3	785,3	783,2	797,2	801,3	818,9
No grandes								
Hombres	640,1	643,0	648,9	648,5	651,6	656,0	662,9	683,9
Mujeres	545,4	550,4	539,2	541,9	533,1	548,8	564,1	571,7
Ponderado	624,8	629,6	634,2	631,8	634,4	640,6	649,6	669,4
Total muestra								
Hombres	753,2	758,3	768,1	775,4	774,5	787,5	791,2	809,6
Mujeres	650,9	657,7	655,9	657,0	655,7	673,1	684,2	705,2
Ponderado	735,7	740,7	749,3	757,0	755,8	768,3	773,4	791,3

Fuente: Supersociedades y cálculo de las autoras.

CUADRO A3.3. SALARIO REAL DE LOS OBREROS POR LOCALIZACIÓN DE LA FIRMA (MILES DE PESOS DE 2008)

Región /Género	1999 Media	2000 Media	2001 Media	2002 Media	2003 Media	2004 Media	2005 Media	2006 Media
Bogotá								
Hombres	751,8	752,2	763,2	772,7	775,2	777,8	784,4	805,0
Mujeres	631,8	636,5	626,9	630,6	632,6	647,8	659,2	683,5
Ponderado	730,5	731,2	741,0	752,2	753,3	757,3	765,6	785,7
Cali								
Hombres	715,7	703,0	726,8	732,8	731,7	750,1	749,9	759,3
Mujeres	652,9	679,8	673,2	679,6	665,2	681,4	715,9	723,8
Ponderado	699,6	694,2	710,7	715,4	713,6	729,5	730,1	743,7
Medellín								
Hombres	764,5	768,1	780,5	793,7	786,1	808,6	810,3	822,5
Mujeres	689,1	690,4	702,0	689,7	703,2	721,9	722,7	741,6
Ponderado	750,0	750,6	762,2	774,1	767,4	780,4	785,4	797,3
Barranquilla								
Hombres	747,7	777,5	784,7	791,4	790,0	814,0	813,9	837,0
Mujeres	637,4	658,9	649,0	632,3	611,2	616,0	652,5	647,5
Ponderado	723,0	748,6	759,6	772,8	776,4	797,5	801,6	824,0
Otros								
Hombres	760,8	773,1	777,7	780,4	777,6	798,5	800,4	819,3
Mujeres	668,8	674,0	681,1	684,1	677,3	699,6	705,9	727,8
Ponderado	747,7	759,5	763,5	765,2	762,1	783,9	785,9	803,3
Total muestra								
Hombres	753,2	758,3	768,1	775,4	774,5	787,5	791,2	809,6
Mujeres	650,9	657,7	655,9	657,0	655,7	673,1	684,2	705,2
Ponderado	735,7	740,7	749,3	757,0	755,8	768,3	773,4	791,3

Fuente: Supersociedades y cálculo de las autoras.

1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.
303,3	303,7	312,5	330,0	329,3	344,9	327,0	337,1
243,1	244,2	237,6	229,6	225,7	247,7	254,2	276,4
295,2	296,3	305,1	323,8	321,8	337,2	321,7	331,6
187,6	182,1	185,6	176,5	188,9	188,5	182,7	197,3
123,4	122,4	117,9	119,5	106,7	129,7	131,1	143,6
171,2	173,0	179,3	169,0	178,3	176,2	177,1	189,1
290,5	290,3	298,6	313,3	313,7	327,8	311,5	321,5
233,2	233,9	228,4	221,4	217,4	238,4	244,1	266,4
281,4	282,6	291,2	307,0	305,9	319,6	305,9	315,6

1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.
284,0	283,5	313,1	340,9	343,1	352,7	319,1	330,4
205,9	211,9	192,7	189,7	187,5	190,7	199,4	220,0
274,1	276,7	306,5	336,7	336,9	345,4	313,7	324,9
331,5	361,7	351,7	356,4	345,2	362,8	341,1	373,9
275,5	311,4	301,8	306,6	308,0	319,5	350,0	369,4
313,2	350,2	340,1	345,9	335,9	350,9	330,7	362,5
252,4	255,8	253,6	252,9	268,4	276,2	272,0	295,2
193,3	209,2	217,7	209,7	219,7	248,6	251,5	266,6
238,2	240,1	242,1	241,8	253,2	249,7	258,6	278,5
232,6	259,8	251,5	260,8	278,1	277,7	269,9	274,6
167,2	190,1	207,3	141,5	129,6	145,7	146,6	159,2
225,7	246,1	231,5	258,1	279,3	279,7	270,4	277,0
308,1	295,9	285,8	289,0	283,4	307,0	312,5	311,6
276,6	256,2	259,3	249,4	236,9	279,1	279,8	307,5
303,0	290,6	280,7	281,3	274,3	301,8	309,0	308,6
290,5	290,3	298,6	313,3	313,7	327,8	311,5	321,5
233,2	233,9	228,4	221,4	217,4	238,4	244,1	266,4
281,4	282,6	291,2	307,0	305,9	319,6	305,9	315,6

Anexo 4: Resultados estimaciones modelos Logit

CUADRO A4.1. ESTIMACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE QUE EL CAMBIO EN LOS SALARIOS NOMINALES PROMEDIO SEA MAYOR QUE LA INFLACIÓN OBSERVADA, 1999-2006: EMPLEADOS

Variable dependiente: 1 si el incremento es mayor que la inflación,
0 si el incremento es menor que la inflación.
Método de estimación: panel-*logit* (robusto).

Variables	Modelo 1: con efectos aleatorios		Modelo 2: con <i>population averaged</i> (PA)	
	Coficiente	p-valor	Coficiente	p-valor
Crecimiento de la economía	0,08031 (0,0141)	0,000	0,08032 (0,0143)	0,000
Rendimiento de los activos (<i>t</i> - 1)	0,00468 (0,0028)	0,091	0,00467 (0,0029)	0,094
Tamaño	0,23982 (0,0581)	0,000	0,23983 (0,0608)	0,000
Localización	-0,08978 (0,0508)	0,077	-0,08978 (0,0433)	0,038
Fecha de constitución	0,00175 (0,0017)	0,307	0,00175 (0,0016)	0,271
Participación femenina (%)	0,00303 (0,0013)	0,019	0,00304 (0,0014)	0,029
Sector comercio	0,08975 (0,0573)	0,117	0,08975 (0,0504)	0,075
Sector de manufacturas	0,13119 (0,0692)	0,058	0,13119 (0,0627)	0,036
Constante	-3,92178 (3,4093)	0,250	-3,92076 (3,1699)	0,216
Número de observaciones	6.790		6.790	

Nota: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: cálculo de las autoras.

CUADRO A4.2. ESTIMACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE QUE EL CAMBIO EN LOS SALARIOS NOMINALES PROMEDIO SEA MAYOR QUE LA INFLACIÓN OBSERVADA, 1999-2006: OBREROS

Variable dependiente: 1 si el incremento es mayor que la inflación,
0 si el incremento es menor que la inflación.
Método de estimación: panel-*logit* (robusto).

Variables	Modelo 1: con efectos aleatorios		Modelo 2: con <i>population averaged</i> (PA)	
	Coficiente	p-valor	Coficiente	p-valor
Crecimiento de la economía	0,08281 (0,0196)	0,000	0,08209 (0,0208)	0,000
Rendimiento de los activos (<i>t</i> - 1)	0,00768 (0,0042)	0,065	0,00763 (0,0036)	0,036

(Continúa)

CUADRO A4.2. ESTIMACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE QUE EL CAMBIO EN LOS SALARIOS NOMINALES PROMEDIO SEA MAYOR QUE LA INFLACIÓN OBSERVADA, 1999-2006: OBREROS (continuación)

Variables	Modelo 1: con efectos aleatorios		Modelo 2: con <i>population averaged</i> (PA)	
	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor
Tamaño	0,05451 (0,0804)	0,498	0,05412 (0,0553)	0,328
Localización	-0,11666 (0,0793)	0,141	-0,11559 (0,0599)	0,054
Fecha de constitución	0,00007 (0,0024)	0,978	0,00006 (0,0021)	0,976
Participación femenina (%)	0,00297 (0,0014)	0,034	0,00294 (0,0012)	0,016
Sector comercio	0,04088 (0,1022)	0,689	0,04048 (0,1116)	0,717
Sector de manufacturas	0,16723 (0,0793)	0,035	0,16573 (0,0642)	0,010
Constante	-0,39349 (4,7976)	0,935	-0,38204 (4,0378)	0,925
Número de observaciones		4.109		4.109

Nota: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: cálculo de las autoras.