

# Borradores de ECONOMÍA

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

Por: Ana María Iregui B., Ligia Alba Melo B., María Teresa Ramírez G.

Núm. 571

2009



tá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Col

# **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.  
[airegubo@banrep.gov.co](mailto:airegubo@banrep.gov.co)

Ligia Alba Melo B.  
[lmelobec@banrep.gov.co](mailto:lmelobec@banrep.gov.co)

María Teresa Ramírez G.  
[mramirgi@banrep.gov.co](mailto:mramirgi@banrep.gov.co)

**Agosto de 2009**

## **Resumen**

Este estudio provee evidencia microeconómica sobre la existencia y el grado de rigidez de los salarios nominales a la baja en Colombia, utilizando información a nivel de firma para el periodo 1999-2006. La rigidez 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. Adicionalmente, a partir de un ejercicio econométrico que identifica los factores que afectan la probabilidad de que los incrementos salariales sean mayores que la inflación observada, se encuentra que en época de auge económico dicha probabilidad aumenta.

*Palabras claves:* Rigidez de salarios, prueba de Kahn, estadístico *LSW*, Colombia.

*Clasificación JEL:* J31, E24, C23

---

\* Las autoras son investigadoras de la Unidad de Investigaciones de la Gerencia Técnica del Banco de la República. Agradecemos los comentarios de Luis Eduardo Arango, Juan David Barón, Hernando Vargas, Héctor Zarate 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.

## I. Introducción

Durante las dos últimas décadas, la reducción de la inflación y la adopción de un régimen de inflación objetivo en varios países 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. De 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 inferiores a la inflación, facilitando así los ajustes en el mercado laboral (Tobin, 1972, Akerlof, et al, 1996; Fortin, 1996). De otro lado, recientemente Elsbj (2009) sostiene que los efectos macroeconómicos de las rigideces nominales de salarios probablemente son pequeños, sugiriendo que la rigidez nominal 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 y/o trabajador. En el primer caso, se destacan los artículos de Blinder y Choi (1990), Campbell y Kamlani (1997), Bewley (1999) y Agell y Lundborg (1995, 2003), quienes encuentran que las empresas no reducen los salarios para no afectar la motivación, el esfuerzo y la moral de los trabajadores, llevando así a la rigidez nominal de los salarios a la baja.

Dentro de 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 31 bases de datos para 16 países europeos, 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 analizados<sup>1</sup>. Por otro lado, la edición de noviembre de 2007 del *Economic Journal* (vol 117, núm. 524) presenta como uno de sus temas principales la rigidez 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 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 desempleo<sup>2</sup>.

Otros estudios que han utilizado información microeconómica a nivel de individuos y/o firmas para Europa y los Estados Unidos son McLaughlin (1994), Kahn (1997), Schweitzer (2007), Brzoza-Brzezina y Socha (2007), Knoppik y Beissinger (2009), Stiglbauer (2002), Lebow et al (2003) y Messina et al (2008), 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. Una excepción es el trabajo de Castellanos et al (2004), quienes analizan la rigidez de salarios en México, utilizando datos del Instituto Mexicano de Seguridad Social a nivel de trabajador para el período 1985-2001. Los autores encuentran evidencia de rigidez nominal, aunque esta se ha atenuado a través del tiempo.

Recientemente, el Banco Central Europeo (ECB) y los bancos centrales de los países de la Unión Europea, conformaron un grupo de investigación, conocido como el *Eurosystem Wage Dynamic Network*, cuyo objetivo es estudiar la dinámica de los salarios de la región y sus implicaciones de política<sup>3</sup>. Esta investigación está organizada alrededor de tres áreas: un grupo macro que explora la dinámica del

---

<sup>1</sup> Un resumen de los principales resultados del proyecto se encuentra en Dickens et al (2007).

<sup>2</sup> Véanse Goette et al (2007), Bauer et al (2007), Devicienti et al (2007) y Barwell y Schweitzer (2007).

<sup>3</sup> Los resultados preliminares de las investigaciones de los grupos que conforman esta red fueron presentados en la conferencia "Wage Dynamics in Europe: Findings from the Wage Dynamics Network", realizada en Frankfurt, Alemania, el 24 y 25 de Junio de 2008. Las presentaciones y los artículos se encuentran disponibles en: [http://www.ecb.europa.eu/events/conferences/html/wage\\_dynamics\\_network.en.html](http://www.ecb.europa.eu/events/conferences/html/wage_dynamics_network.en.html).

salario a nivel agregado, un grupo micro que utiliza información a nivel de individuo y/o firma, y un grupo que realiza una encuesta *ad-hoc* sobre fijación de precios y salarios a nivel de firma<sup>4</sup>.

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 literatura. Este sería el primer trabajo en proveer evidencia microeconómica sobre la existencia y el grado de rigidez nominal de los salarios en Colombia. 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 periodo 1999-2006.

En particular, el grado de rigidez nominal 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 de los salarios nominales a la baja.

Adicionalmente, 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 económica dicha probabilidad aumenta.

El presente artículo consta de cuatro partes, además de esta introducción. En la segunda se describe la base de datos y se presentan las principales estadísticas de las variables utilizadas en el análisis empírico. En la tercera sección, se explican

---

<sup>4</sup> Las encuestas fueron realizadas por 17 bancos centrales (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.

las pruebas de rigideces salariales y se discuten los resultados obtenidos. En la cuarta, se discuten los resultados del ejercicio econométrico, y en la última sección se presentan las principales conclusiones.

## **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 periodo 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 Supersociedades<sup>5</sup>. Por lo tanto, el estudio excluye una fracción importante de la fuerza laboral, como los servidores públicos y empleados oficiales, los cuenta propia y los de las micro empresas, entre otros. No obstante lo anterior, 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)<sup>6</sup>. 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 con contratos permanentes 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 reportaban información de salarios para las dos categorías de trabajadores. Adicionalmente, los datos sobre directivos

---

<sup>5</sup> 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.

<sup>6</sup> Para más detalles sobre la base de datos véase el Anexo 1.

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 para 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 periodo de análisis<sup>7</sup>. Las empresas se agruparon en 7 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 grandes<sup>8</sup>. Adicionalmente, 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 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 encuentra localizadas en Bogotá.

Las 1,517 empresas incluidas en la muestra de empleados vincularon anualmente, en promedio, 120,512 empleados durante el periodo 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).

---

<sup>7</sup> Véase el Anexo 1.

<sup>8</sup> Para los criterios de clasificación de las empresas por tamaño véase el Anexo 1.

**Cuadro 1**  
**Estadísticas de la muestra: 1999-2006**

<b>Empresas por sector</b>				
<b>Sector</b>	<b>Empleados</b>		<b>Obreros</b>	
	Empresas	Participación	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
<b>Empresas por tamaño</b>				
<b>Tamaño</b>	<b>Empleados</b>		<b>Obreros</b>	
	Empresas	Participación	Empresas	Participación
Grandes	1,165	76.8	637	81.6
No Grandes	352	23.2	144	18.4
<b>Empresas por localización</b>				
<b>Ciudad</b>	<b>Empleados</b>		<b>Obreros</b>	
	Empresas	Participación	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
<b>Total muestra</b>	<b>1,517</b>	<b>100</b>	<b>781</b>	<b>100</b>

Fuente: Supersociedades y cálculos de los autores.



**Cuadro 2**  
**Número de empleados y obreros: promedio 1999-2006**

	Empleados			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
<b>Total muestra</b>	<b>65,478</b>	<b>55,034</b>	<b>54.3</b>	<b>77,487</b>	<b>38,445</b>	<b>66.8</b>

Fuente: Supersociedades y cálculos de los autores.

El Cuadro 3 presenta los salarios reales promedio para el periodo 1999-2006, por sector, tamaño, localización y género, tanto para la muestra de empleados como para la de obreros. El promedio del salario de los empleados incluidos en la muestra fue de \$1,475,000. En todos los sectores, excepto en el de servicios financieros, los salarios de los hombres superan en forma significativa a los de las mujeres. En el caso de los obreros, el promedio del salario real es aproximadamente \$760,000. En general se observa, que en promedio el salario de los hombres es mayor que el de las mujeres, en cerca de \$109,000. Estas diferencias son mayores en los sectores de comercio, construcción y manufactura, y menores en el agrícola y los servicios. Las diferencias salariales por género han sido documentadas ampliamente en la literatura, y aunque a nivel internacional dichas diferencias han disminuido desde los años ochenta, aún siguen presentes<sup>9</sup>.

<sup>9</sup> Véase por ejemplo Croson y Gneezy (2009) y las referencias allí mencionadas.

**Cuadro 3**  
**Salario real promedio 1999-2006 (miles de \$)**

<b>Salario real por sector: promedio 1999-2006</b>						
	<b>Empleados</b>			<b>Obreros</b>		
	Hombres	Mujeres	Ponderado	Hombres	Mujeres	Ponderado
Agricultura	1,290.9	1,102.6	1,208.1	595.6	568.3	593.5
Comercio	1,454.7	1,203.6	1,349.3	743.2	622.2	731.3
Construcción	1,451.3	1,104.2	1,291.8	715.5	613.9	711.9
Electricidad, gas y agua	3,649.7	2,268.5	3,287.2	1,636.5	1,511.5	1,636.3
Manufactura	1,782.0	1,398.4	1,613.3	832.4	707.3	806.4
Servicios Financieros	1,083.6	1,089.6	1,077.4	675.6	565.5	651.5
Otros Servicios	1,730.8	1,400.7	1,590.7	694.7	625.7	686.1
<b>Salario real por tamaño: promedio 1999-2006</b>						
	<b>Empleados</b>			<b>Obreros</b>		
	Hombres	Mujeres	Ponderado	Hombres	Mujeres	Ponderado
Grandes	1,731.1	1,377.7	1,580.9	805.0	690.4	786.0
No Grandes	1,203.3	1,001.1	1,123.9	654.4	549.3	639.3
<b>Salario real por localización: promedio 1999-2006</b>						
	<b>Empleados</b>			<b>Obreros</b>		
	Hombres	Mujeres	Ponderado	Hombres	Mujeres	Ponderado
Bogotá	1,763.1	1,400.6	1,609.2	772.8	643.6	752.1
Cali	1,526.0	1,262.5	1,390.8	733.7	684.0	717.1
Medellín	1,582.9	1,275.5	1,446.5	791.8	707.6	770.9
Barranquilla	1,699.3	1,212.4	1,544.1	794.5	638.1	775.4
Otras ciudades	1,217.1	1,031.6	1,147.4	786.0	689.8	771.4
<b>Total muestra</b>	<b>1,609.5</b>	<b>1,290.9</b>	<b>1,474.8</b>	<b>777.2</b>	<b>667.5</b>	<b>758.9</b>

Fuente: Supersociedades y cálculos de los autores.

De otro lado, se observa que en promedio el salario de los empleados es el doble que el de los obreros. Adicionalmente, el sector de electricidad, gas y agua paga en promedio los salarios más altos, seguido del sector manufacturero, mientras que

los salarios más bajos, en promedio, se pagan en los sectores agrícola y de servicios financieros<sup>10</sup>. En relación con el tamaño de las empresas, las grandes pagan en promedio mayores salarios que las no grandes. Para los empleados esta diferencia alcanza en promedio \$457,000 mientras que para los obreros es de \$147,000. Vale la pena señalar, que en los dos casos, los hombres reciben en promedio mayores salarios que las mujeres<sup>11</sup>. En cuanto a la localización geográfica de las empresas, en la muestra de empleados, se observa que las firmas ubicadas en Bogotá pagan, en promedio, mayores salarios que las del resto del país. De acuerdo con la prueba de significancia estadística, la diferencia salarial es significativa con las empresas localizadas en Cali y Medellín, mientras que no lo es con las localizadas en Barranquilla. Adicionalmente, en todas las ciudades los salarios de los hombres superan en forma significativa los de las mujeres. En el caso de los obreros, no se observan diferencias significativas entre los salarios promedios pagados en las diferentes ciudades, sugiriendo salarios más homogéneos a lo largo del país. Esto puede estar explicado por el hecho de que dichos salarios siguen de cerca el comportamiento del salario mínimo que es fijado a nivel nacional. Por el contrario, las diferencias por género son significativas en la mayoría de las ciudades de la muestra<sup>12</sup>.

Finalmente, vale la pena destacar la alta dispersión que presentan los salarios reales de las muestras de empleados y obreros. En efecto, la desviación estándar de los salarios de los empleados alcanza \$988,000, en promedio, mientras que la de los obreros es de \$301,000 durante el período de análisis<sup>13</sup>. Adicionalmente, 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 los obreros inferior a \$687,000. En contraste, en el decil más alto, los salarios de los

---

<sup>10</sup> La información anual de salarios y las pruebas de significancia estadísticas de la diferencia de salarios por género y por sector, tanto para obreros como para empleados, se presentan en los Anexos 2 y 3.

<sup>11</sup> Las pruebas de significancia estadísticas de la diferencia anual de salarios por tamaño se encuentran en los Anexos 2 y 3, para obreros y empleados, respectivamente.

<sup>12</sup> Véanse los Anexos 2 y 3.

<sup>13</sup> Las desviaciones estándar anuales de los salarios por sector, tamaño y localización se presentan en los Anexos 2 y 3 para empleados y obreros, respectivamente.

empleados y de los obreros alcanzaron en promedio un valor de \$9,484,000 y de \$3,569,000, respectivamente.

**Cuadro 4**  
**Distribución de los salarios reales por**  
**deciles: promedio 1999-2006 (miles de \$)**

<b>Decil</b>	<b>Empleados</b>	<b>Obreros</b>
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 los autores.

### **III. Rigideces salariales**

En esta sección se analizan empíricamente las rigideces de salarios a la baja 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 del costo marginal.

Para evaluar las rigideces salariales, 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 tiempo<sup>14</sup>. Cuando existen rigideces la distribución es asimétrica y los datos se concentran alrededor de un punto de referencia. En el

<sup>14</sup> Véanse Kahn (1997), Dickens et al (2007), Goette et al (2007), Bauer et al (2007), Devicienti et al (2007), Barwell y Schweitzer (2007), Schweitzer (2007), Brzoza-Brzezina y Socha (2007), Knoppik y Beissinger (2009), Stiglbauer (2002), Lebow et al (2003), Castellanos et al (2004) y Messina et al (2008).

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 los Estados Unidos han encontrado que las rigideces nominales son más comunes cuando la inflación es baja mientras que rigideces reales son más frecuentes con inflaciones altas<sup>15</sup>.

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, respectivamente<sup>16</sup>. 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. 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, 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 et al (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 cambios<sup>17</sup>.

---

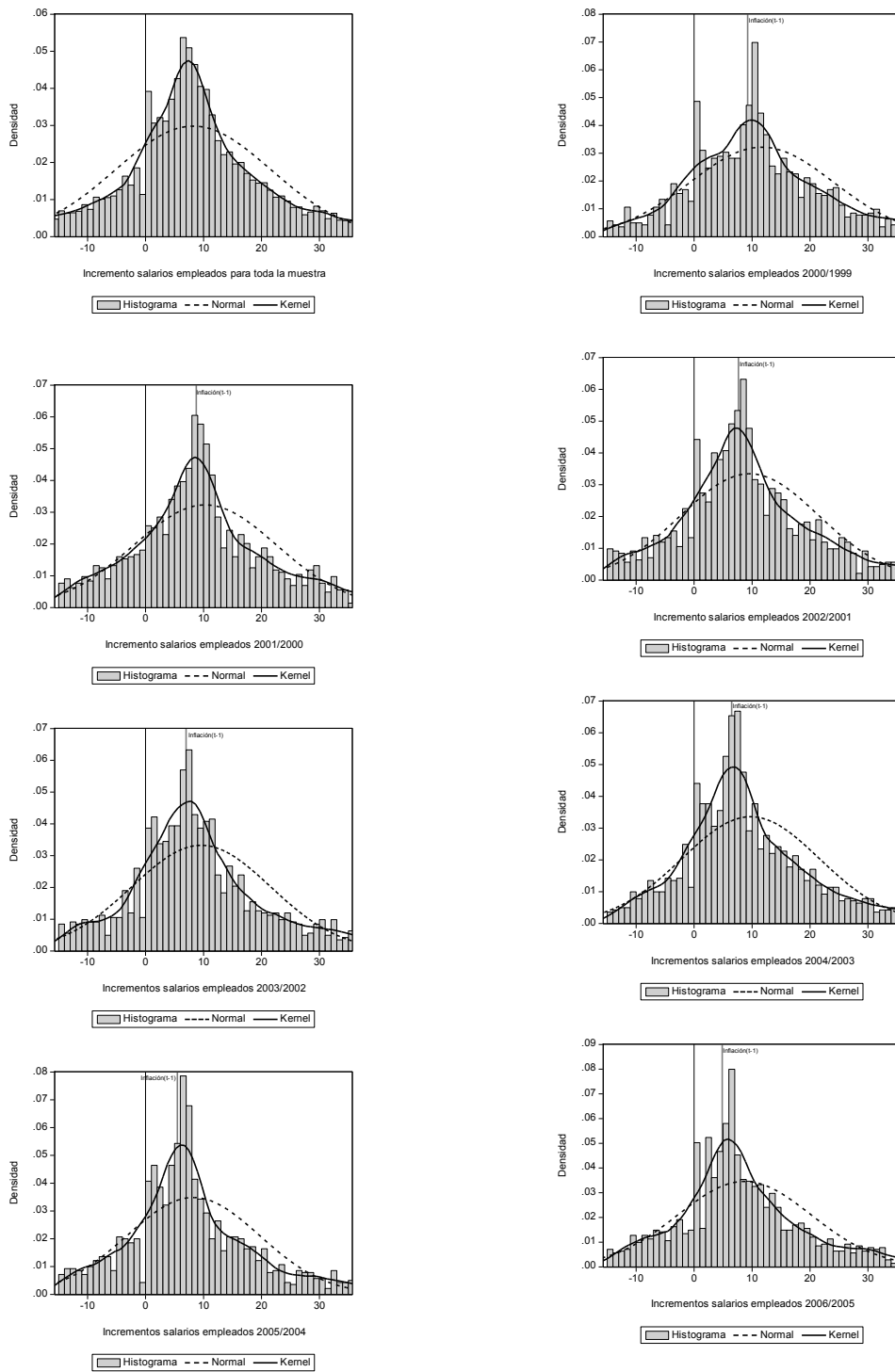
<sup>15</sup> Por ejemplo, Schweitzer (2007), Brzoza-Brzezina y Socha (2007), Holden y Wulfsberg (2007 y 2008) y Lebow et al (2003).

<sup>16</sup> 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.

<sup>17</sup> Akerlof et al (1996) señalan que en algunos trabajos se presentan datos corregidos por errores de medida afectando 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.

# Gráfico 1

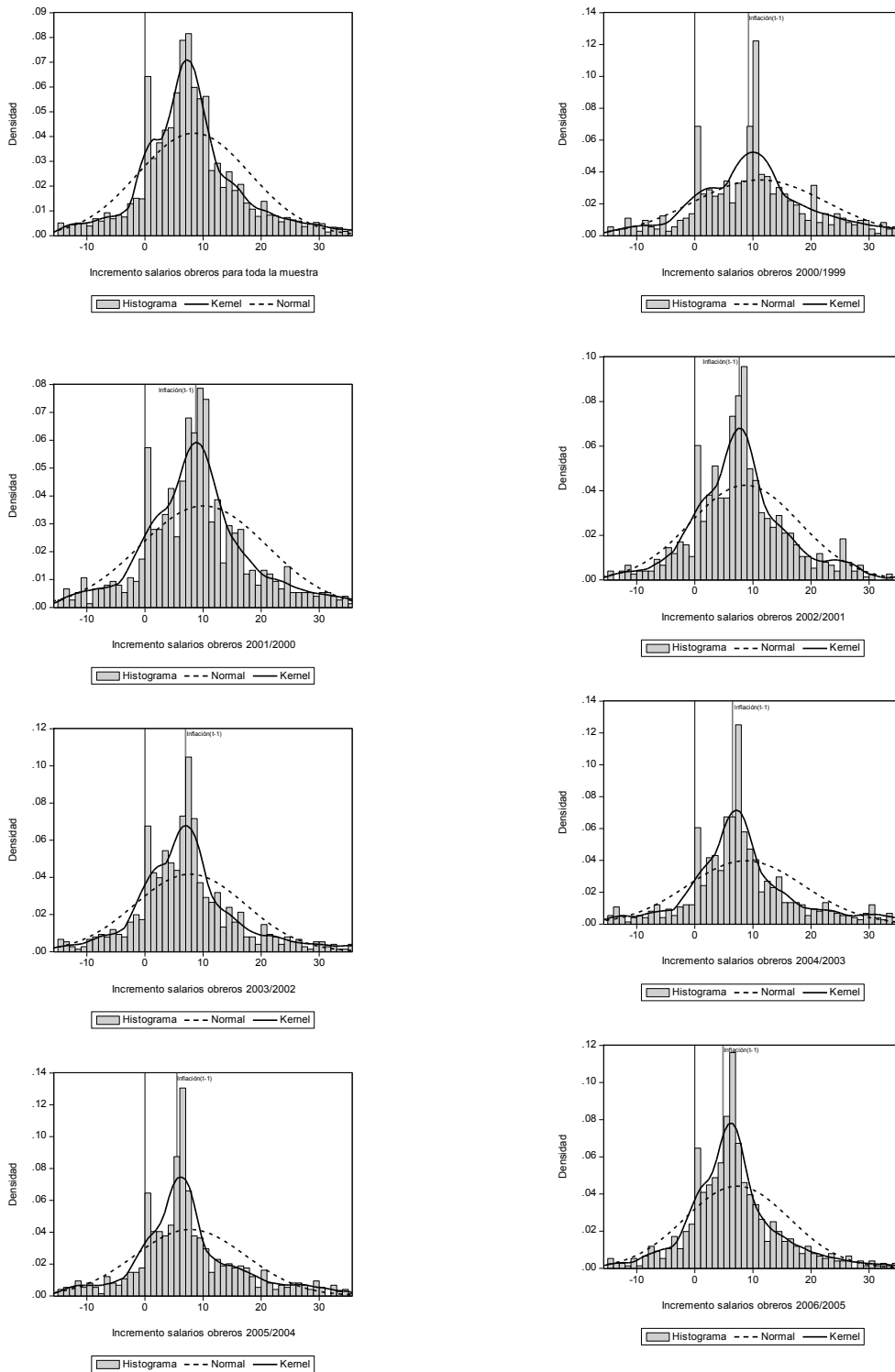
## Histogramas de la distribución de los cambios anuales en los salarios nominales promedio de las empresas: empleados 1999-2006



Fuente: Cálculo de los autores.

## Gráfico 2

### Histogramas de la distribución de los cambios anuales en los salarios nominales promedio de las empresas: obreros 1999-2006



Fuente: Cálculo de los autores.

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 nominales de salarios a la baja. De 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 mínimo<sup>18</sup>.

No obstante lo anterior, la observación de los histogramas no constituye por sí misma una prueba concluyente de la existencia de rigideces salariales a la baja. Por ejemplo, Stiglbauer (2002) señala que el análisis de los histogramas puede ser sensible a la escogencia de los intervalos y/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 salarios<sup>19</sup>. 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

---

<sup>18</sup> 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 la Corte Constitucional de 1999 establece que la fijación del salario mínimo debe tener en cuenta la inflación del año que culmina.

<sup>19</sup> Para una presentación de otras pruebas utilizadas en la literatura véanse Lebow et al (2003), Kuroda y Yamamoto (2003) y McLaughlin (1994 y 2000).



*estadístico LSW* será cero, indicando que no existen rigideces. De otra parte, el estadístico será positivo si existe escasez de incrementos negativos, sugiriendo la presencia de rigideces nominales de salarios. Además, al ser una medida de orden, el estadístico no se verá afectado por observaciones extremas<sup>20</sup>.

Siguiendo a Lebow et al (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,  $LSW \equiv [1-F(2*mediana)]-F(0)$ <sup>21</sup>.

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 nominales de los salarios a la baja<sup>22</sup>. 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,

---

<sup>20</sup> Para más detalles sobre el *estadístico LSW* véanse Lebow et al (2003) y Castellanos et al (2004).

<sup>21</sup> 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.

<sup>22</sup> Lebow et al (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, obteniendo 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 et al (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, apoyando la evidencia de la presencia de rigideces nominales de salarios a la baja.

durante marzo 1987 y diciembre 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 et al (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.

De 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 aquellas que no realizan cambios es 5.4% y las que en promedio realizan cambios negativos es 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 en los cambios de los salarios nominales a la baja.

**Cuadro 5**  
**Prueba de asimetría *LSW* para empleados**

Años	Estadístico <i>LSW</i> (%)	$p$ -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 los autores.

**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 los autores.

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 et al (2003) si dicha distribución, independiente de la rigidez de los salarios a la baja, es sesgada a la derecha entonces a medida que la inflación cae y la distribución se mueve hacia la izquierda el estadístico podría cambiar, aún 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 es simétrica. Además, esta prueba supone que la forma de la distribución no cambia con la inflación en ausencia de rigideces nominales de salarios a la baja<sup>23</sup>.

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

<sup>23</sup> Véanse Kahn (1997), Lebow et al (2003) y Castellanos et al (2004).

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 porcentual<sup>24</sup>. A partir de esta información, se estima econométricamente un sistema de ecuaciones de acuerdo con el modelo proporcional sugerido por Kahn (1997):

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

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

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: (i) la mediana de los cambios menos  $r$  puntos porcentuales y (ii) 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.

$D0_{rt}$ : variable dicótoma que toma el valor de 1 en la barra que contiene el 0.

---

<sup>24</sup> 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.

$D1_{rt}$ : 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 contiene el 0.

$DN1_{rt}$ : variable dicótoma que toma el valor de 1 en la barra inmediatamente inferior a la que contiene el 0.

Los parámetros a estimar son  $\alpha_r$ ,  $\beta_s$ ,  $\gamma$ . El modelo impone que los  $\beta_s$  y  $\gamma$  sean iguales entre ecuaciones. En particular  $\beta_1$ , es el parámetro que mide la rigidez y captura cuanto varía la barra del histograma cuando solo contiene observaciones negativas. Si  $\beta_1=0$  la barra tendrá la misma altura en todos los años y no habrá rigidez nominal; por el contrario si  $\beta_1$  es negativo habrá evidencia de rigidez nominal. Por su parte, el parámetro  $\gamma$  captura la concentración de observaciones en cero y  $\beta_2$ ,  $\beta_3$  y  $\beta_4$  la existencia de costos de menú, asegurando que  $\beta_1$  y  $\gamma$  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 promedios 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 (7 años) impide una estimación SUR como lo hace Kahn (1997)<sup>25</sup>. Adicionalmente, siguiendo a Lebow et al (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 negativa<sup>26</sup>.

---

<sup>25</sup> 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.

<sup>26</sup> Esto es:  $\ln[Prop_{rt}/(100 - Prop_{rt})] = \ln[f(.)/(100 - f(.))]$

Los resultados de la prueba de Kahn se presentan en los cuadros 7 y 8 para la muestra de empleados y obreros, respectivamente. El coeficiente de la variable *DNEG*, que como se mencionó, indica la presencia de rigideces salariales nominales a la baja, es negativo y significativo en ambos casos. Específicamente, en la muestra de empleados, este coeficiente ( $\beta_1$ ) implicaría que los cambios negativos en los salarios son cerca de 17.5% menores de lo que se esperaría en ausencia de rigideces de salarios<sup>27</sup>. En el caso de los obreros este coeficiente es superior al de los empleados ( $\beta_1=29\%$ ), 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 nominal a la baja.

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 de 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 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.

---

<sup>27</sup> Es decir, la altura de las barras del histograma que contienen cambios negativos caerían 17.5% con respecto a un escenario sin rigideces salariales.

**Cuadro 7**  
**Prueba de Kahn para rigideces de salarios**  
**Nominales promedio: Empleados 1999-2006**

Variable dependiente:  $Prop_{rt}$

<b>Variables</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>p-valor</b>
$DNEG_{rt}$	-0.1746 (0.0791)	0.0307
$D0_{rt}$	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.

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  $DN1$ , 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 del 1 y 2%, respectivamente. Estos resultados son diferentes a los estimados por Kahn (1997) y Lebow et al (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.

**Cuadro 8**  
**Prueba de Kahn para rigideces de salarios**  
**Nominales promedio: Obreros 1999-2006**

Variable dependiente:  $Prop_{rt}$

<b>Variables</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>p-valor</b>
$DNEG_{rt}$	-0.2861 (0.0932)	0.0031
$DO_{rt}$	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.

Es de mencionar que el coeficiente de rigidez ( $\beta_1$ ) 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**

<b>Artículo</b>	<b>Fuentes de información</b>	<b>País/Período</b>	$\beta_1$	$\gamma$
Kahn (1997)	Asalariados <i>Panel Study of Income Dynamics (PSID)</i>	Estados Unidos 1970-1988	-0.47	4.43
Dwyer y Leong (2000)	Salarios por cargo Encuesta de <i>Mercer Cullen Egan Dell</i>	Australia 1987-1999	-0.92	
Beissinger y Knoppik (2001)	Obreros <i>IAB-Beschäftigtenstichprobe</i> (información de Seguridad Social)	Alemania 1975-1995	-0.09	
	Empleados <i>IAB-Beschäftigtenstichprobe</i> (información de Seguridad Social)	Alemania 1975-1995	-0.17	
Lebow et al (2003)	Puesto de trabajo en la industria <i>Employment Cost Index (ECI)</i>	Estados Unidos 1981-199	-0.52	5.49
Castellanos et al (2004)	Asalariados Instituto Mexicano de Seguridad Social	México 1985-2001	-0.62	0.12
Brzoza-Brzezina y Socha (2007)	Salarios a nivel de firma <i>Central Statistical Office Forms-Corporate Financial Reports</i>	Polonia 1996-2005	-0.02	
Schweitzer (2007)	Asalariados <i>British New Earnings Surveys</i>	Reino Unido 1976-2001	-0.49	1.26
Knoppik y Beissinger (2009)	Asalariados <i>European Community Household Panel (ECHP)</i>	12 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. Análisis econométrico del cambio en los salarios

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 para 6,790 observaciones en el caso de los empleados y de 4,109 en el caso de los obreros, para el período 1999-2006<sup>28</sup>. 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 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 el valor 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 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 cero para las ubicadas en el resto del país. Adicionalmente, se consideraron la participación laboral femenina y la fecha de constitución de la empresa<sup>29</sup>. De otro lado, se incluyó un indicador de rentabilidad de las firmas (ROA)<sup>30</sup>, ya que de acuerdo con Duca y VanHoose (1991) y a Ghosal y Loungani (1996), los cambios en los salarios nominales pueden estar vinculada no solo con el comportamiento de

---

<sup>28</sup> 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.

<sup>29</sup> La fecha de constitución se define como el año en que se fundó la empresa.

<sup>30</sup> Esta variable se define como el cociente entre las utilidades netas de la empresa y su nivel de activos totales.

los precios sino también con 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 aleatorios<sup>31</sup> como con el modelo de *population averaged (PA)*<sup>32</sup>. Adicionalmente, 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  $\chi^2$  de 0.11 con un *p*-valor de 0.7432, en el caso de los empleados y un  $\chi^2$  de 1.24 con un *p*-valor de 0.2646, en el caso de los obreros.

En el caso del modelo *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 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 constante<sup>33</sup>. Adicionalmente, los resultados de los modelos *logit* estimados con

---

<sup>31</sup> 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 si se puede rechazar la hipótesis nula, pero teniendo en cuenta que la mayoría de las variables explicativas no cambian en el tiempo, los resultados del modelo de efectos fijos no se presentan.

<sup>32</sup> El modelo de *Population Averaged (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), Véase Cameron y Trivedi (2009) y Cameron y Trivedi (2005), capítulo 23.

<sup>33</sup> Véase Cameron y Trivedi (2009).

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*.

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.

En particular, en la muestra de empleados, la probabilidad de incrementos del salario nominal promedio mayores que la inflación aumenta para las empresas grandes. Adicionalmente, 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 10**  
**Efectos marginales obtenidos a partir del modelo de**  
***Population Averaged*: Empleados**

Método de estimación: Panel-Logit (robusto)

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

$$= 0.55238$$

<b>Variabes</b>	<b>Efecto marginal (dy/dx)</b>	<b>p-valor</b>	<b>Intervalo de Confianza (95%)</b>		$\bar{X}$
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.

**Cuadro 11**  
**Efectos marginales obtenidos a partir del modelo de**  
***Population Averaged*: Obreros**

Método de estimación: Panel-Logit (robusto)

$$y = \exp(xb) / (1 + \exp(xb))$$

$$= 0.558137$$

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.

## V. Conclusiones

Este estudio provee evidencia microeconómica sobre la existencia y el grado de rigidez nominal a la baja de los salarios, 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 nominales de los salarios a la baja. De 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 nominales de los salarios a la baja en las muestras analizadas. Adicionalmente, 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.

Adicionalmente, 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 aumenta 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 nominal de los salarios 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. y P. Lundborg “Survey evidence on wage rigidity and unemployment: Sweden in the 1990s”, *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 105, núm. 1, pp. 15-29, 2003.
- Agell, J. y P. Lundborg. “Theories of pay and unemployment: survey evidence from Swedish manufacturing firms”, *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 97, núm. 2, pp. 295-307, 1995.
- Akerlof, G.; W. Dickens; G. L. Perry. “The macroeconomic of low inflation”, *Brookings Papers on Economic Activity*. vol. 27, núm. 1, pp.1-76, 1996.
- Barwell, R. y M. E. Schweitzer. “The incidence of nominal and real wage rigidities in Great Britain: 1978-98”, *The Economic Journal*, vol. 117, núm. 524, pp. 553-569, 2007
- Bauer, T.; H. Bonin; L. Goette y U. Sunde. “Real and nominal wage rigidities and the rate of inflation: Evidence from West German micro data”, *The Economic Journal*, vol. 117, núm. 524, pp. 508-529, 2007.
- Behr, A. “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*, vol. 3, núm.1, pp. 15-29, 2006.
- Beissinger, T. y C. Knoppik. “Downward nominal rigidity in the West German earnings, 1975-1995”, *German Economic Review*, vol. 2, núm.4, pp. 385-417, 2001.
- Bewly, T. *Why wages don't fall during a recession*, Harvard University Press, Cambridge, M.A. 1999.
- Blinder, A. y D. Choi. “A shred of evidence on theories of wage stickiness”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 105, núm. 4, pp.1003-1015, 1990.

- Brzoza-Brzezina, M y J. Socha. "Downward nominal wage rigidity in Poland and its implications for monetary policy", *MPRA Paper*, núm. 843, Disponible en [http://mpra.ub.uni-muenchen.de/843/1/MPRA\\_paper\\_843.pdf](http://mpra.ub.uni-muenchen.de/843/1/MPRA_paper_843.pdf), 2007.
- Cameron, A. C. y P. Trivedi. *Microeconometrics using Stata*, Texas, United States, Stata Press, StataCorp LP, 2009.
- Cameron, A. C. y P. Trivedi. *Microeconometrics Methods and Applications*, Cambridge University Press, New York, 2005.
- Campbell, C. M. y K. S. Kamlani. "The reasons for wage rigidity: Evidence from a survey of firms", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, núm. 3, pp. 759-789, 1997.
- Castellanos, S. G.; R. García-Verdú y D. S. Kaplan. "Nominal wage rigidities in Mexico: evidence from social security records", *Journal of Development Economics*, vol. 75, núm. 2, pp. 507-533, 2004.
- Croson, R. y U. Gneezy. "Gender Differences in Preferences", *Journal of Economic Literature*, vol. 47, núm. 2, pp. 448-474, 2009-
- Devicienti, F.; A. Maida y P. Sestito. "Downward wage rigidity in Italy: Micro-Based measures and implications", *The Economic Journal*, vol. 117, núm. 524, pp. 530-552, 2007.
- Dickens, W. T.; L. Goette; E. L. Goshen; S. Holden; J. Messina; M.E. Schweitzer; J. Turunen y M. E. Ward. "How wages change: Micro evidence from the International Wage Flexibility Project", *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 21, núm. 2, pp. 195-214, 2007.
- Duca, J. y D. VanHoose. "Optimal wage indexation in a multisector economy", *International Economic Review*, vol. 32, núm. 4, pp. 859-867, 1991.
- Dwyer J. y K. Leong. "Nominal wage rigidity in Australia", *Research Discussion Paper*, núm. 2000-08, Economic Research Department, Research Bank of Australia, 2000.

- Elsby, M.W.L. "Evaluating the economic significance of downward nominal wage rigidity", *Journal of Monetary Economics*, vol 56, núm. 2, pp.154-169, 2009
- Fortin, P. "The Great Canadian Slump", *Canadian Journal of Economics*, vol.29, núm. 4, pp. 761-87
- Ghosal, V. y P. Loungani. "Evidence on nominal wage rigidity from a panel of U.S. manufacturing industries", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 28, núm 4, pp. 650-668, 1996.
- Goette, L.; U. Sunde y T. Bauer. "Wage rigidity: Measurement, causes and consequences", *The Economic Journal*, vol. 117, núm. 524, pp. 499-507, 2007.
- Holden S. y F. Wulfsberg. "How strong is the macroeconomic case for downward real wage rigidity?", *Working Paper*, núm 07-6, Federal Reserve Bank of Boston, 2007.
- Holden S. y F. Wulfsberg. "Downward nominal wage rigidity in the OECD", *The B.E. Journal of Macroeconomics*, vol. 8, num 1(advances), art. 15, 2008.
- Kahn, S. "Evidence of nominal wage stickiness from microdata", *The American Economic Review*, vol. 87, núm 5, pp. 993-1008, 1997
- Knoppik, C. y T. Beissinger. "Downward nominal wage rigidity in Europe: an analysis of European micro data from the ECHP 1994-2001", *Empirical Economics*, vol. 36, núm 2, pp. 321-338, 2009.
- Kuroda, S. y I. Yamamoto. "Are Japanese nominal wages downwardly rigid? (Part I): Examinations of nominal wage change distributions", *IMES Discussion Paper*, núm 2003-E-3, Institute for monetary and economic studies, Bank of Japan, Tokio, Japan, 2003
- Lebow, D.; S. Raven y A.W. Beth. "Downward nominal wage rigidity: Evidence from the employment cost index", *Advances in Macroeconomics*, vol. 3, núm. 3,

art. 2, Disponible en <http://www.bepress.com/bejm/advances/vol3/iss1/art2>, 2003.

Lebow, D.; D. J. Stockton y W. L. Wascher. "Inflation, nominal wage rigidity and the efficiency of labor markets", *Finance and Economics Discussion Series*, núm. 94-45, Board of Governors of the Federal Reserve System, 1995.

McLaughlin, K. "Rigid wages?", *Journal of Monetary Economics*, vol. 34, núm.3, pp. 383-414, 1994.

McLaughlin, K. "Asymmetric wage changes and downward nominal wage rigidity", manuscrito no publicado, Hunter College and the Graduate Center City University of New York, 2000.

Messina, J.; P. Du Caju; C.F.Duarte; M. Izquierdo; y N. L. Hansen. "The causes and consequences of nominal and real wage rigidity: a sectoral approach", [http://www.ecb.int/events/pdf/conferences/wage\\_dynamics\\_europe/messina\\_et\\_al.pdf?7a98b045f4a02c7924a2e4d4e15177fd](http://www.ecb.int/events/pdf/conferences/wage_dynamics_europe/messina_et_al.pdf?7a98b045f4a02c7924a2e4d4e15177fd), 2008.

Schweitzer, M. "Wage flexibility in Britain: some micro and macro evidence", *Working Paper*, núm.331, Bank of England, 2007.

Stiglbauer, A. "Identification of wage rigidities in microdata – a critical literature review". *Focus on Austria*, Oesterreichische Nationalbank, vol., 3 pp. 110-126, 2002.

Tobin, J. "Inflation and Unemployment", *American Economic Review*, vol.62, núm.1, pp.1-18, 1972.

## 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 limitada y 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 y/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 A.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.

#### Cuadro A.1.1 Información utilizada

1. Del anexo 15:

Personal ocupado y salario promedio mensual ( miles de \$)	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 periodo		
31	Número de personas en nómina (promedio mensual durante periodo)		
32	Costo del personal en nómina durante el periodo		

El número total de empresas por año incluidas en la base de datos de la Superintendencia de Sociedades se presenta en el Cuadro A.2. Para construir la base de datos se cruzó inicialmente la información de los años 1999 y 2000, encontrando 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.

Adicionalmente, 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 periodo (renglón 30) y el costo del personal en nómina durante el periodo (renglón 32).

**Cuadro A.1.2**  
**Número de empresas en la base de datos de la**  
**Superintendencia de Sociedades**

<b>Año</b>	<b>Número de Empresas</b>	<b>Número de Coincidencias</b>
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

Una vez verificada la información, se clasificaron las empresas por su tamaño y su actividad económica (CIIU). 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 inferiores a 15,000 salarios mínimos mensuales legales vigentes (SMMLV), mientras que las empresas grandes tienen activos totales superiores a 15,000 SMMLV.

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 (7 sectores y 2 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. En caso de encontrarse algún comportamiento atípico, se verificó la información de la empresa con la base de datos original con el fin de corregirla. Si esto no era posible, se excluyó la empresa de la base de datos. Al final de este proceso, la muestra de empleados consta 1,517 empresas y la de obreros de 781 empresas.

**Anexo 2**  
**Estadísticas de salarios de los empleados**

**Cuadro A.2.1**  
**Salario real de los empleados por sector y género**

Sector / Género	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
	Media	Media	Media	Media	Media	Media	Media	Media	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.
<b>Sector 1</b>																
Hombres	1298.3	1287.5	1269.7	1272.0	1273.6	1288.7	1324.5	1312.6	729.0	762.5	724.4	686.0	686.4	708.3	751.7	663.6
Mujeres	1042.9	1062.6	1072.4	1107.5	1125.0	1128.7	1126.0	1155.6	446.5	455.3	484.8	531.0	565.1	566.0	577.0	595.3
Ponderado	1190.7	1186.5	1179.7	1204.9	1213.9	1218.8	1235.0	1235.1	582.3	603.6	598.2	593.6	595.4	599.0	616.0	574.1
<b>Sector 2</b>																
Hombres	1418.2	1410.0	1421.5	1436.5	1464.3	1488.3	1495.4	1503.6	1090.9	1086.6	1080.8	1162.4	1134.6	1131.5	1156.2	1101.6
Mujeres	1127.7	1149.2	1164.8	1193.0	1214.6	1239.6	1249.4	1290.4	737.5	750.9	769.1	847.8	853.7	864.1	855.2	870.0
Ponderado	1293.4	1301.6	1312.2	1333.5	1362.2	1384.5	1391.9	1415.3	906.0	922.6	935.0	996.1	991.7	990.1	1002.1	970.6
<b>Sector 3</b>																
Hombres	1418.7	1422.6	1438.0	1467.1	1471.4	1484.5	1446.9	1461.2	816.2	777.3	805.8	860.8	924.7	840.5	813.7	803.3
Mujeres	1061.6	1048.5	1055.5	1068.1	1087.2	1139.7	1158.3	1214.4	452.4	432.7	418.7	426.4	475.9	495.1	528.8	517.0
Ponderado	1260.7	1241.5	1254.4	1289.0	1304.4	1331.1	1317.0	1336.8	604.6	577.3	620.6	667.9	741.9	662.4	657.9	627.1
<b>Sector 4</b>																
Hombres	3549.3	3542.4	3491.9	3777.7	3632.6	3585.6	3818.6	3799.7	2229.0	2006.1	2233.2	2528.8	2546.2	2407.9	2690.5	2585.2
Mujeres	2073.9	2131.9	2218.9	2286.5	2285.7	2266.5	2396.7	2488.0	1113.4	1128.7	1130.1	1303.0	1259.1	1265.4	1630.7	1599.0
Ponderado	3079.2	3146.6	3183.8	3390.6	3340.7	3273.5	3464.4	3419.3	1772.0	1726.5	1957.5	2232.5	2293.5	2126.2	2393.4	2335.3
<b>Sector 5</b>																
Hombres	1700.8	1726.2	1755.5	1767.9	1778.4	1832.0	1826.0	1868.9	1001.1	975.1	1012.2	1038.4	1066.5	1107.2	1121.9	1129.4
Mujeres	1308.9	1336.7	1364.2	1375.6	1398.1	1425.7	1472.4	1506.0	683.5	699.3	716.4	745.0	772.2	773.4	832.9	866.2
Ponderado	1530.3	1555.6	1590.1	1596.9	1614.1	1651.1	1666.2	1702.3	848.6	835.8	880.2	911.3	925.7	941.4	963.9	989.3
<b>Sector 6</b>																
Hombres	1113.7	1088.2	1086.0	1042.3	1046.6	1063.0	1112.5	1116.1	642.7	622.4	647.6	569.0	535.1	567.2	650.4	630.0
Mujeres	1031.1	1052.2	1050.0	1066.5	1067.1	1142.3	1147.7	1160.0	678.3	700.8	659.4	638.0	623.4	689.5	614.2	630.9
Ponderado	1064.5	1065.3	1056.5	1033.5	1047.4	1090.3	1130.4	1131.3	546.9	548.3	525.3	493.8	522.8	559.1	561.5	554.4
<b>Sector 7</b>																
Hombres	1738.1	1750.7	1736.8	1733.5	1728.3	1725.4	1720.9	1712.9	1201.2	1271.8	1384.5	1399.2	1436.8	1333.0	1361.9	1331.0
Mujeres	1368.6	1381.1	1402.4	1403.8	1395.8	1398.8	1422.1	1432.8	940.2	942.9	1033.2	1023.2	985.4	991.3	1026.8	989.6
Ponderado	1575.4	1597.5	1598.5	1604.1	1584.6	1581.5	1592.3	1591.7	1060.8	1106.6	1230.6	1249.9	1243.9	1179.1	1209.2	1166.4
<b>Total muestra</b>																
Hombres	1566.2	1571.6	1583.5	1599.3	1609.8	1638.6	1645.7	1661.1	1092.8	1083.9	1113.0	1170.9	1172.0	1165.2	1200.9	1171.5
Mujeres	1215.6	1237.1	1257.3	1277.3	1294.5	1319.1	1345.1	1380.8	725.1	738.1	763.4	806.9	815.3	821.3	859.4	873.5
Ponderado	1416.7	1430.1	1446.7	1464.7	1480.3	1503.3	1517.8	1539.1	912.4	920.9	964.8	1015.0	1021.0	1007.1	1039.7	1026.8



**Cuadro A.2.2**

**Prueba relativa a la diferencia de dos medias por género (Z): Empleados**

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Sector 1	3.63	3.08	2.75	2.31	2.03	2.15	2.55	2.14
Sector 2	5.00	4.47	4.38	3.83	3.98	3.96	3.87	3.44
Sector 3	3.81	4.18	4.19	4.13	3.68	3.52	2.96	2.57
Sector 4	3.19	3.30	2.74	2.82	2.55	2.61	2.43	2.32
Sector 5	7.53	7.56	7.35	7.15	6.73	7.01	5.90	5.94
Sector 6	0.64	0.28	0.28	-0.21	-0.18	-0.65	-0.29	-0.36
Sector 7	2.78	2.68	2.22	2.18	2.19	2.26	2.01	1.94

**Cuadro A.2.3**

**Prueba relativa a la diferencia de dos medias por sector y total muestra (Z): Empleados**

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Sector 1/Total	-4.24	-4.43	-4.85	-4.70	-4.80	-5.12	-4.94	-5.62
Sector 2/Total	-2.66	-2.73	-2.79	-2.57	-2.31	-2.34	-2.44	-2.46
Sector 3/Total	-2.40	-3.01	-2.87	-2.44	-2.23	-2.41	-2.82	-2.96
Sector 4/Total	5.04	5.34	4.77	4.64	4.36	4.47	4.37	4.33
Sector 5/Total	2.62	2.92	3.17	2.81	2.81	3.08	3.01	3.27
Sector 6/Total	-4.48	-4.62	-5.12	-5.93	-5.66	-5.10	-4.75	-5.06
Sector 7/Total	1.67	1.69	1.38	1.25	0.94	0.74	0.69	0.50

**Cuadro A.2.4**  
**Salario real de los empleados por tamaño de la firma**

Tamaño / Género	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
	Media	Media	Media	Media	Media	Media	Media	Media	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.
<b>Grandes</b>																
Hombres	1671.1	1687.8	1701.3	1719.4	1734.5	1768.1	1773.6	1792.9	1112.9	1108.6	1140.0	1205.2	1202.6	1190.5	1227.2	1201.1
Mujeres	1288.6	1315.8	1337.6	1360.0	1381.7	1413.4	1442.8	1481.6	761.7	775.5	794.1	837.7	838.0	841.3	886.4	904.9
Ponderado	1506.8	1529.1	1549.7	1569.2	1589.0	1617.0	1629.8	1656.5	930.2	944.2	989.3	1048.3	1047.0	1028.0	1059.8	1053.7
<b>No Grandes</b>																
Hombres	1214.9	1182.5	1188.6	1198.1	1193.7	1207.9	1220.1	1220.4	942.6	894.0	913.6	944.8	953.1	959.5	998.5	942.3
Mujeres	973.3	976.6	990.5	1002.5	1002.7	1003.3	1017.9	1042.3	519.5	519.4	576.8	621.4	655.8	659.9	665.7	654.1
Ponderado	1118.4	1102.7	1105.9	1119.1	1120.6	1126.9	1147.2	1150.5	780.8	752.4	789.2	805.7	835.6	831.3	874.4	821.5
<b>Total</b>																
Hombres	1566.2	1571.6	1583.5	1599.3	1609.8	1638.6	1645.7	1661.1	1092.8	1083.9	1113.0	1170.9	1172.0	1165.2	1200.9	1171.5
Mujeres	1215.6	1237.1	1257.3	1277.3	1294.5	1319.1	1345.1	1380.8	725.1	738.1	763.4	806.9	815.3	821.3	859.4	873.5
Ponderado	1416.7	1430.1	1446.7	1464.7	1480.3	1503.3	1517.8	1539.1	912.4	920.9	964.8	1015.0	1021.0	1007.1	1039.7	1026.8

**Cuadro A.2.5**  
**Prueba relativa a la diferencia de dos medias por género (Z): Empleados**

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Grandes	9.68	9.39	8.93	8.36	8.22	8.30	7.46	7.06
No Grandes	4.21	3.74	3.44	3.25	3.10	3.30	3.16	2.91

**Cuadro A.2.6**  
**Salario real de los empleados por localización de la firma**

Región / Género	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
	Media	Media	Media	Media	Media	Media	Media	Media	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.
<b>Bogotá</b>																
Hombres	1706.1	1712.1	1728.3	1763.2	1773.1	1793.3	1806.9	1821.7	1213.9	1195.1	1241.1	1327.6	1316.9	1292.6	1346.7	1307.8
Mujeres	1318.8	1347.0	1361.3	1392.8	1404.7	1425.9	1455.5	1498.9	821.1	833.4	853.2	913.8	911.2	923.3	966.9	980.8
Ponderado	1539.0	1558.2	1572.9	1605.4	1620.1	1636.7	1659.1	1682.2	1016.9	1024.9	1078.5	1153.4	1153.8	1130.6	1177.8	1160.0
<b>Cali</b>																
Hombres	1490.4	1460.4	1496.6	1516.8	1544.6	1575.1	1547.8	1576.6	978.0	969.3	1028.8	1092.8	1151.6	1170.0	1121.2	1167.3
Mujeres	1180.2	1201.6	1245.6	1259.5	1281.6	1312.5	1308.9	1310.5	740.7	777.7	848.4	884.0	930.7	936.8	892.4	898.4
Ponderado	1347.0	1338.4	1368.6	1385.3	1408.3	1434.9	1415.5	1428.1	855.7	869.3	933.4	979.3	1026.5	1033.5	980.9	1006.1
<b>Medellín</b>																
Hombres	1562.0	1567.9	1584.0	1559.3	1565.0	1618.4	1598.2	1608.4	803.6	778.3	794.0	800.4	835.5	865.5	837.4	814.1
Mujeres	1221.4	1241.9	1256.5	1246.6	1271.3	1307.6	1316.7	1341.7	546.0	530.2	542.6	543.9	574.8	571.8	605.1	606.1
Ponderado	1404.7	1417.7	1440.8	1426.5	1440.5	1480.8	1470.1	1491.1	637.1	594.6	631.2	647.8	676.3	684.1	692.5	669.7
<b>Barranquilla</b>																
Hombres	1623.4	1650.5	1649.9	1700.3	1662.2	1731.0	1788.4	1788.7	1199.6	1208.0	1215.4	1245.9	1231.5	1265.3	1395.5	1310.1
Mujeres	1121.0	1131.2	1149.4	1170.5	1196.7	1241.5	1308.9	1379.7	497.2	509.7	534.2	514.1	502.9	535.5	608.9	684.3
Ponderado	1458.2	1475.5	1495.1	1546.3	1531.7	1576.3	1622.5	1647.2	968.9	975.2	1038.2	1076.3	1017.7	996.3	1045.4	1073.5
<b>Otros</b>																
Hombres	1199.3	1213.0	1201.7	1186.5	1206.1	1225.8	1243.0	1261.2	869.2	903.2	865.5	839.1	836.0	837.5	873.7	848.0
Mujeres	964.7	972.4	1001.5	1017.1	1036.5	1051.8	1088.4	1120.0	528.1	544.6	583.5	611.1	627.7	610.6	695.5	706.8
Ponderado	1109.1	1117.2	1125.6	1122.3	1145.9	1164.0	1187.5	1207.4	726.2	766.1	766.8	740.7	756.1	750.8	796.6	766.3
<b>Total Muestra</b>																
Hombres	1566.2	1571.6	1583.5	1599.3	1609.8	1638.6	1645.7	1661.1	1092.8	1083.9	1113.0	1170.9	1172.0	1165.2	1200.9	1171.5
Mujeres	1215.6	1237.1	1257.3	1277.3	1294.5	1319.1	1345.1	1380.8	725.1	738.1	763.4	806.9	815.3	821.3	859.4	873.5
Ponderado	1416.7	1430.1	1446.7	1464.7	1480.3	1503.3	1517.8	1539.1	912.4	920.9	964.8	1015.0	1021.0	1007.1	1039.7	1026.8

**Cuadro A.2.7****Prueba relativa a la diferencia de dos medias por género (Z): Empleados**

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Bogotá	7.38	7.00	6.81	6.42	6.42	6.46	5.92	5.51
Cali	3.04	2.51	2.27	2.20	2.14	2.11	2.01	2.17
Medellín	5.42	5.35	5.26	5.00	4.48	4.63	4.21	4.06
Barranquilla	3.35	3.43	3.26	3.40	3.03	3.09	2.73	2.40
Otros	3.85	3.80	3.20	2.72	2.71	2.80	2.31	2.13

**Cuadro A.2.8****Prueba relativa a la diferencia de dos medias por ciudad (Z): Empleados**

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Bogotá/Cali	2.40	2.71	2.36	2.41	2.24	2.13	2.66	2.72
Bogotá/Medellín	2.44	2.64	2.35	3.04	2.99	2.60	3.07	3.19
Bogotá/Barranquilla	0.69	0.70	0.62	0.45	0.71	0.50	0.29	0.27
Bogotá/Otros	7.57	7.50	7.45	7.96	7.73	7.81	7.40	7.67

**Anexo 3**  
**Estadísticas de salarios de los Obreros**

**Cuadro A.3.1**  
**Salario real de los obreros por sector y género**

Sector / Género	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
	Media	Media	Media	Media	Media	Media	Media	Media	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.
<b>Sector 1</b>																
Hombres	582.6	578.0	589.9	590.4	591.4	605.3	611.8	615.8	154.9	169.0	156.7	149.3	148.5	156.0	154.4	154.7
Mujeres	557.1	551.1	548.7	563.5	563.9	574.5	595.5	592.1	133.3	151.7	147.0	147.4	145.9	156.1	163.7	147.9
Ponderado	578.7	574.7	584.6	587.5	589.3	604.4	612.2	616.8	151.2	163.1	153.5	147.6	147.0	154.3	155.4	151.9
<b>Sector 2</b>																
Hombres	717.4	714.0	719.5	736.3	807.8	741.7	748.5	760.7	239.9	247.8	254.5	286.2	276.0	264.0	273.9	273.3
Mujeres	615.6	629.3	599.4	584.1	676.0	604.1	621.1	648.3	237.7	249.8	202.6	193.3	194.7	208.9	221.0	245.2
Ponderado	703.5	703.0	711.9	725.5	786.0	729.1	739.6	751.7	226.3	235.1	245.0	274.9	262.1	255.7	267.1	264.0
<b>Sector 3</b>																
Hombres	724.8	716.8	708.6	714.0	707.9	692.0	705.7	754.6	202.6	205.7	215.0	216.5	227.4	186.3	178.0	211.4
Mujeres	600.2	533.4	545.8	592.0	598.2	642.7	660.5	738.0	175.5	94.2	102.6	165.1	178.5	197.2	201.3	252.8
Ponderado	720.3	711.0	701.8	711.7	705.1	690.0	703.6	751.8	198.9	201.6	209.7	214.9	226.5	186.3	176.6	205.6
<b>Sector 4</b>																
Hombres	1385.4	1462.2	1696.6	1846.0	1773.2	1721.4	1537.3	1670.2	583.9	736.0	942.6	1208.7	1173.4	1398.4	1068.0	1089.8
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	583.8	735.4	942.2	1208.4	1173.2	1398.2	1067.9	1089.7
<b>Sector 5</b>																
Hombres	804.1	812.8	821.2	827.1	829.8	844.9	849.3	870.0	304.1	290.4	287.7	288.8	296.9	315.2	310.8	313.5
Mujeres	683.5	694.4	698.0	697.8	698.4	715.5	723.9	746.9	249.4	240.5	241.1	229.7	225.3	251.2	258.5	282.8
Ponderado	779.9	788.3	794.4	800.8	803.3	817.8	823.8	843.2	295.8	284.8	281.4	284.0	290.3	306.9	307.1	310.2
<b>Sector 6</b>																
Hombres	681.2	652.9	697.4	690.8	684.7	666.7	657.8	673.6	296.8	262.6	249.9	217.0	161.0	121.5	111.4	97.4
Mujeres	591.7	594.4	586.0	536.9	540.2	554.9	535.9	583.7	115.2	122.3	132.3	81.2	82.8	110.2	90.6	122.2
Ponderado	673.8	639.9	677.8	670.5	665.5	630.3	619.4	634.8	297.4	257.6	244.0	222.2	158.9	109.2	97.7	68.1
<b>Sector 7</b>																
Hombres	665.0	701.3	695.9	683.2	671.9	710.1	717.9	712.6	196.7	234.9	231.2	172.6	168.1	191.6	192.6	247.5
Mujeres	651.8	652.5	612.7	637.9	612.3	629.8	609.4	599.0	206.0	241.2	119.3	225.2	136.8	163.8	142.0	204.7
Ponderado	661.6	691.9	689.5	679.0	668.3	702.0	696.2	700.0	194.0	229.5	225.2	166.1	161.6	178.6	175.4	241.4
<b>Total muestra</b>																
Hombres	753.2	758.3	768.1	775.4	774.5	787.5	791.2	809.6	290.5	290.3	298.6	313.3	313.7	327.8	311.5	321.5
Mujeres	650.9	657.7	655.9	657.0	655.7	673.1	684.2	705.2	233.2	233.9	228.4	221.4	217.4	238.4	244.1	266.4
Ponderado	735.7	740.7	749.3	757.0	755.8	768.3	773.4	791.3	281.4	282.6	291.2	307.0	305.9	319.6	305.9	315.6

**Cuadro A.3.2****Prueba relativa a la diferencia de dos medias por género (Z): Obreros**

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Sector 1	1.37	1.30	2.10	1.40	1.45	1.53	0.79	1.21
Sector 2	3.23	2.58	3.96	4.73	4.18	4.38	3.88	3.28
Sector 3	2.83	4.93	4.16	2.73	2.31	1.10	1.02	0.30
Sector 4	1.91	-0.06	0.57	0.58	0.38	0.12	-0.22	-0.03
Sector 5	6.65	6.81	7.11	7.60	7.64	6.96	6.73	6.32
Sector 6	0.89	0.64	1.25	2.10	2.52	2.16	2.68	1.82
Sector 7	0.22	0.68	1.50	0.75	1.29	1.49	2.13	1.66

**Cuadro A.3.3****Prueba relativa a la diferencia de dos medias por sector y total muestra (Z): Obreros**

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Sector 1 / Total	-9.18	-9.22	-9.43	-9.75	-9.62	-9.04	-9.00	-9.76
Sector 2 / Total	-1.37	-1.56	-1.49	-1.13	1.13	-1.48	-1.24	-1.46
Sector 3 / Total	-0.45	-0.86	-1.32	-1.22	-1.31	-2.40	-2.25	-1.11
Sector 4 / Total	2.94	2.59	2.66	2.38	2.29	1.80	1.89	2.13
Sector 5 / Total	2.61	2.87	2.71	2.56	2.75	2.72	2.82	2.85
Sector 6 / Total	-0.65	-1.23	-0.92	-1.22	-1.76	-3.79	-4.70	-6.44
Sector 7 / Total	-1.74	-0.98	-1.22	-2.10	-2.42	-1.67	-1.98	-1.73

**Cuadro A.3.4**  
**Salario real de los obreros por tamaño de la firma**

Tamaño / Género	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
	Media	Media	Media	Media	Media	Media	Media	Media	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.
<b>Grandes</b>																
Hombres	778.8	784.3	795.0	804.0	802.3	817.2	820.2	838.0	303.3	303.7	312.5	330.0	329.3	344.9	327.0	337.1
Mujeres	669.8	677.8	678.5	679.2	680.8	699.1	708.0	729.7	243.1	244.2	237.6	229.6	225.7	247.7	254.2	276.4
Ponderado	760.7	765.8	775.3	785.3	783.2	797.2	801.3	818.9	295.2	296.3	305.1	323.8	321.8	337.2	321.7	331.6
<b>No Grandes</b>																
Hombres	640.1	643.0	648.9	648.5	651.6	656.0	662.9	683.9	187.6	182.1	185.6	176.5	188.9	188.5	182.7	197.3
Mujeres	545.4	550.4	539.2	541.9	533.1	548.8	564.1	571.7	123.4	122.4	117.9	119.5	106.7	129.7	131.1	143.6
Ponderado	624.8	629.6	634.2	631.8	634.4	640.6	649.6	669.4	171.2	173.0	179.3	169.0	178.3	176.2	177.1	189.1
<b>Total Muestra</b>																
Hombres	753.2	758.3	768.1	775.4	774.5	787.5	791.2	809.6	290.5	290.3	298.6	313.3	313.7	327.8	311.5	321.5
Mujeres	650.9	657.7	655.9	657.0	655.7	673.1	684.2	705.2	233.2	233.9	228.4	221.4	217.4	238.4	244.1	266.4
Ponderado	735.7	740.7	749.3	757.0	755.8	768.3	773.4	791.3	281.4	282.6	291.2	307.0	305.9	319.6	305.9	315.6

**Cuadro A.3.5**  
**Prueba relativa a la diferencia de dos medias por género (Z): Obreros**

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Grandes	7.08	6.90	7.49	7.84	7.68	7.02	6.84	6.27
No Grandes	5.06	5.06	5.98	6.00	6.56	5.62	5.27	5.52

**Cuadro A.3.6**  
**Salario real de los obreros por localización de la firma**

Región / Género	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
	Media	Media	Media	Media	Media	Media	Media	Media	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.	Desv. Est.
<b>Bogotá</b>																
Hombres	751.8	752.2	763.2	772.7	775.2	777.8	784.4	805.0	284.0	283.5	313.1	340.9	343.1	352.7	319.1	330.4
Mujeres	631.8	636.5	626.9	630.6	632.6	647.8	659.2	683.5	205.9	211.9	192.7	189.7	187.5	190.7	199.4	220.0
Ponderado	730.5	731.2	741.0	752.2	753.3	757.3	765.6	785.7	274.1	276.7	306.5	336.7	336.9	345.4	313.7	324.9
<b>Cali</b>																
Hombres	715.7	703.0	726.8	732.8	731.7	750.1	749.9	759.3	331.5	361.7	351.7	356.4	345.2	362.8	341.1	373.9
Mujeres	652.9	679.8	673.2	679.6	665.2	681.4	715.9	723.8	275.5	311.4	301.8	306.6	308.0	319.5	350.0	369.4
Ponderado	699.6	694.2	710.7	715.4	713.6	729.5	730.1	743.7	313.2	350.2	340.1	345.9	335.9	350.9	330.7	362.5
<b>Medellín</b>																
Hombres	764.5	768.1	780.5	793.7	786.1	808.6	810.3	822.5	252.4	255.8	253.6	252.9	268.4	276.2	272.0	295.2
Mujeres	689.1	690.4	702.0	689.7	703.2	721.9	722.7	741.6	193.3	209.2	217.7	209.7	219.7	248.6	251.5	266.6
Ponderado	750.0	750.6	762.2	774.1	767.4	780.4	785.4	797.3	238.2	240.1	242.1	241.8	253.2	249.7	258.6	278.5
<b>Barranquilla</b>																
Hombres	747.7	777.5	784.7	791.4	790.0	814.0	813.9	837.0	232.6	259.8	251.5	260.8	278.1	277.7	269.9	274.6
Mujeres	637.4	658.9	649.0	632.3	611.2	616.0	652.5	647.5	167.2	190.1	207.3	141.5	129.6	145.7	146.6	159.2
Ponderado	723.0	748.6	759.6	772.8	776.4	797.5	801.6	824.0	225.7	246.1	231.5	258.1	279.3	279.7	270.4	277.0
<b>Otros</b>																
Hombres	760.8	773.1	777.7	780.4	777.6	798.5	800.4	819.3	308.1	295.9	285.8	289.0	283.4	307.0	312.5	311.6
Mujeres	668.8	674.0	681.1	684.1	677.3	699.6	705.9	727.8	276.6	256.2	259.3	249.4	236.9	279.1	279.8	307.5
Ponderado	747.7	759.5	763.5	765.2	762.1	783.9	785.9	803.3	303.0	290.6	280.7	281.3	274.3	301.8	309.0	308.6
<b>Total Muestra</b>																
Hombres	753.2	758.3	768.1	775.4	774.5	787.5	791.2	809.6	290.5	290.3	298.6	313.3	313.7	327.8	311.5	321.5
Mujeres	650.9	657.7	655.9	657.0	655.7	673.1	684.2	705.2	233.2	233.9	228.4	221.4	217.4	238.4	244.1	266.4
Ponderado	735.7	740.7	749.3	757.0	755.8	768.3	773.4	791.3	281.4	282.6	291.2	307.0	305.9	319.6	305.9	315.6



**Cuadro A.3.7****Prueba relativa a la diferencia de dos medias por género (Z): Obreros**

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Bogotá	6.35	6.06	6.88	6.76	6.76	6.01	6.17	5.68
Cali	1.12	0.37	0.89	0.87	1.11	1.09	0.53	0.52
Medellín	2.17	2.16	2.15	2.90	2.19	2.14	2.17	1.86
Barranquilla	2.25	2.15	2.43	3.13	3.40	3.68	3.07	3.48
Otros	3.58	4.08	4.04	4.07	4.38	3.84	3.63	3.37

**Cuadro A.3.8****Prueba relativa a la diferencia de dos medias por ciudad (Z): Obreros**

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Bogotá/Cali	0.71	0.77	0.64	0.76	0.84	0.56	0.77	0.84
Bogotá/Medellín	-1.32	-1.30	-1.29	-1.21	-0.78	-1.24	-1.17	-0.66
Bogotá/Barranquilla	0.18	-0.39	-0.43	-0.43	-0.45	-0.78	-0.73	-0.76
Bogotá/Otros	-0.72	-1.21	-0.94	-0.51	-0.36	-1.01	-0.79	-0.68

## Anexo 4

### Cuadro A.4.1

#### 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)	
	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor
Crecimiento de la economía	0.08031 (0.0141)	0.000	0.08032 (0.0143)	0.000
Rendimiento de los activos (t-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
Numero de observaciones	6,790		6,790	

Nota: Errores estándar entre paréntesis.

### Cuadro A.4.2

#### 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)	
	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor
Crecimiento de la economía	0.08281 (0.0196)	0.000	0.08209 (0.0208)	0.000
Rendimiento de los activos (t-1)	0.00768 (0.0042)	0.065	0.00763 (0.0036)	0.036
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
Numero de observaciones	4,109		4,109	

Nota: Errores estándar entre paréntesis.